

平成 29 年度
博士論文（心理学）

反すうの制御過程における実行機能

筑波大学大学院人間総合科学研究科
ヒューマン・ケア科学専攻

西村 春輝

目次

第I部 理論的検討	1
第1章 反すうと実行機能の関連に関する先行研究の概観	2
<hr/>	
第1節 反すうの定義と精神的健康との関連	3
第2節 反すうの制御と自己制御実行機能モデル	7
第3節 実行機能とは	10
第4節 状態としての反すうと実行機能の関連	12
第5節 特性としての反すうと実行機能の個人差の関連	13
第6節 ネガティブ刺激に特異的な制御困難さを仮定する理論および実証的研究	15
第7節 特定の感情価に依存しない領域普遍的な制御困難を仮定する理論および実証的研究	18
第8節 高反すう者における実行機能の不均衡性	23
第9節 目標関連情報の保持能力と反すうの関連	28
第10節 ワーキングメモリの更新と下位機能分類	31
第11節 更新能力と反すうの関連	37
第2章 先行研究の問題点と本論文の目的	43
<hr/>	
第1節 先行研究の問題点	44
第2節 本論文の目的	46

第II部 実証的検討	50
第3章 ワーキングメモリの更新と反すうの関連	51
第1節 高反すう者におけるワーキングメモリ更新時の干渉制御【研究1】	52
第2節 記憶更新課題を用いた高反すう者におけるワーキングメモリ更新能力の検討【研究2】	69
第4章 目標保持能力と反すうの関連	79
第1節 高反すう者におけるストループ干渉と不一致条件の比率の関連【研究3】	80
第2節 高反すう者の排除速度とワーキングメモリ容量の関連【研究4】	90
第5章 潜在因子アプローチを用いた包括的検討	103
第1節 潜在因子アプローチを用いた実行機能と反すうの関連【研究5】	104
第III部 総合考察	128
第6章 総合考察	129
第1節 本研究のまとめと仮説の検証	130
第2節 ワーキングメモリの更新と反すうの関連について	134
第3節 目標保持能力と反すうの関連について	136
第4節 本研究の臨床的意義	137
第5節 本研究の限界と今後の展望	139
引用文献	143
謝辞	160
本論文を構成する研究の発表状況	
要旨	

第 I 部

理論的検討

- 第1章 反すうと実行機能の関連に関する先行研究の概観
- 第2章 先行研究の問題点と本論文の目的

第 1 章

反すうと実行機能の関連に関する

先行研究の概観

- 第 1 節 反すうの定義と精神的健康との関連
- 第 2 節 反すうの制御と自己制御実行機能モデル
- 第 3 節 実行機能とは
- 第 4 節 状態としての反すうと実行機能の関連
- 第 5 節 特性としての反すうと実行機能の個人差の関連
- 第 6 節 ネガティブ刺激に特異的な制御困難さを仮定する理論および実証的研究
- 第 7 節 特定の感情価に依存しない領域普遍的な制御困難を仮定する理論および実証的研究
- 第 8 節 高反すう者における実行機能の不均衡性
- 第 9 節 目標関連情報の保持能力と反すうの関連
- 第 10 節 ワーキングメモリの更新と下位機能分類
- 第 11 節 更新能力と反すうの関連

第1節 反すうの定義と精神的健康との関連

自らの行為や経験、思考、感情に注意を向け、顧みることは、過去の行動を修正し、将来的により適応的な行動をとるための重要な行動である。このような行動は反すう（rumination）と呼ばれ、社会心理学（Carver & Scheier, 1990; Trapnell & Campbell, 1999）、臨床心理学（Nolen-Hoeksema, Wisco, & Lyubomirsky, 2008; Watkins, 2008; Wells & Matthews, 1996）、そして認知心理学（Gotlib & Joormann, 2010）といった幅広い領域において精力的に研究が行われてきた。

このように精力的な研究が行われてきたこと理由の1つとして、反すうは精神的健康との関連性が強いことが挙げられる。自己を振り返ることは望ましくない行動を修正したり、知的好奇心を満たしたりといった精神的健康上良好な影響を及ぼす可能性がある。その一方で、過去のことに對して非生産的にくよくよと考え続けることは、精神的健康を脅かし、抑うつや不安症状を悪化させる場合がある。このように、反すうはその適応的側面と不適応的側面の両面を併せ持つ概念であることが多くの研究によって示されている（Trapnell & Campbell, 1999; Treynor, Gonzalez, & Nolen-Hoeksema, 2003; Watkins, 2008）。反すうは様々な側面を持つため、その定義は研究の文脈や研究者の立場によって異なっており、それに伴って異なった複数の測定法が開発されている（J. M. Smith & Alloy, 2009）。その中でも特に、精神症状を強く予測する不適応的な反すうとして Nolen-Hoeksema (1991) の定義が最も広く扱われている。これは、「繰り返しかつ受動的に、症状そのものや、その症状が生じた原因や起こりうる結果に注意を向け続けること」とする定義である。後述するように、本論文では特に不適応的な反すうとその制御過程に関する研究に焦点を当てるため、以下では「反すう」と称するものは特筆のない限り、Nolen-Hoeksema (1991) による反すうの定義を指すものとする。

反応スタイル理論（Nolen-Hoeksema, 1991）によると、人々は抑うつ気分を経験した時に、習慣化された特定の反応スタイルに従って行動する。抑うつ気分陥った時に、特定の人々はその気分を改善させようと読書をしたり友

人と話したりといった気逸らし行動を行う反応スタイルを持っているが、別の人々はなぜその気分が生じ、どのように自分は問題なのかについて繰り返し考え続ける反応スタイルを持っている。前者は気逸らし型反応スタイルと呼ばれ、後者は反すう的反応スタイルと呼ばれている。抑うつ気分に対する反すう型反応スタイルはネガティブな思考を促進し、問題解決や道具的行動を阻害し、そしてソーシャルサポートの減少を導くとされる。

反すう型反応スタイルを測定するためにもっともよく使用されている尺度は、Response Styles Questionnaire の Ruminative Responses Scale (以下、RRS とする) である。この RRS の得点は、抑うつ症状が寛解した後も安定して持続することが示されており (Bagby, Rector, Bacchiochi, & McBride, 2004), 反応スタイル理論が予測する様々な不適応的指標と関連があることが多くの研究によって示されている (Nolen-Hoeksema et al., 2008)。また、RRS は日本語版も開発されており、原版と同様の因子構造や並存的妥当性、および信頼性が確認されている (Hasegawa, 2013; Hasegawa, Koda, Kondo, Hattori, & Kawaguchi, 2013)。

反すうが精神的健康に及ぼす効果について最も精力的に研究されてきたのは、抑うつ症状との関連である。1989年にアメリカ合衆国のカリフォルニア州で生じたロマ・プリータ地震を経験した学生を対象とした研究では、ベースラインでの抑うつ症状や心的外傷後ストレス障害様症状の得点を統制した上でも、地震経験前の RRS 得点が地震 10 日後および 7 週間後の抑うつ症状を有意に予測した (Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991)。さらに、大規模な縦断研究によって、RRS 得点の高さは抑うつ症状を統制した後でも将来の大うつ病エピソードを発症する可能性が高くなることが示されている (Just & Alloy, 1997; Nolen-Hoeksema, 2000)。これらの研究は、抑うつ気分に対して反すうする思考スタイルは、単なる抑うつ症状ではなく、将来的な抑うつ症状を予測する抑うつ脆弱性要因であることを示唆している。

ところで RRS は元々、不適応的な側面を測定するために開発されたが、後の RRS の再分析によって、RRS は適応的な側面と不適応的な側面に区別さ

れることが指摘されている (Treynor et al., 2003)。Treynor et al. (2003) は、1000名以上の先行研究のデータを再分析し (Nolen-Hoeksema, Larson, & Grayson, 1999), RRS から2つの因子を抽出した。それらは反省的熟考 (reflective pondering) および考え込み (brooding) 因子と命名された。Treynor et al. (2003) は、さらに再分析によって、反省的熟考因子の高さは、同時期に測定した抑うつ症状と正の相関を示したが、1年後の抑うつ症状とは負の相関を示した。一方で、考え込み因子は同時期に測定した抑うつ症状および1年後の抑うつ症状と正の相関を示した。このように、反省的熟考は短期的には不適応な結果を導くが、長期的には適応的な状態を導く反すうである一方で、考え込みは短期的にも長期的にも不適応的な状態を予測する反すうであることが示された。この反省的熟考と考え込みが Treynor et al. (2003) と同様に適応的あるいは不適応的な状態をそれぞれ予測することは、その後の研究でも確認されている (Cox, Funasaki, Smith, & Mezulis, 2011; Schoofs, Hermans, & Raes, 2010)。日本語版においては、考え込みと反省的熟考の2因子構造が確認されており再検査信頼性も比較的安定していることが示されている (Hasegawa, 2013, Hasegawa et al., 2003) が、縦断的な研究においては RRS 日本語版の合計得点と考え込みだけでなく、反省的熟考の高さも8週間後の抑うつ症状の重症化を予測している (Hasegawa et al., 2013)。したがって、日本語版の RRS においては Treynor et al. (2003) とは異なり、反省的熟考の適応的機能は示されていない。

反すうは元々、抑うつを予測するものとして提案された概念であったが、抑うつ以外の精神症状の悪化も予測することが多くの研究で指摘されている。近年では反すうは特に、抑うつだけでなく様々な精神症状の悪化を予測する診断横断的要因 (transdiagnostic factor) として注目を浴びている (Drost, van der Does, van Hemert, Penninx, & Spinhoven, 2014; McLaughlin & Nolen-Hoeksema, 2011)。たとえば、反すうは、将来的な不安症状の悪化 (Nolen-Hoeksema, 2000) や、アルコール依存 (Nolen-Hoeksema & Harrell, 2002),

むちゃ食いや物質乱用 (Nolen-Hoeksema, Stice, Wade, & Bohon, 2007), 自殺念慮の増加 (Miranda & Nolen-Hoeksema, 2007)を予測することが示されている。

反すうが不適応に及ぼす影響については、RRSによって特性反すうを測定した調査研究だけでなく、反すうを実験的に誘導し、その効果を検証した研究によっても示されている。Nolen-Hoeksema & Morrow (1993) の実験において、抑うつ症状が中等度の者と低い者がそれぞれ無作為に反すう誘導条件と気逸らし誘導条件に割り当てられた。それぞれの条件で実験参加者は、8分間ある思考に焦点を当てて過ごすことを求められた。反すう誘導条件では、自身の症状や感情、自己を中心とした思考に注意を向けること、たとえば、「自分の感情の意味」や「現在の身体感覚」について考えることを求められた。気逸らし条件では、外的で自己の症状や感情と関連しない思考に注意を向けることが求められた。たとえば、「地元のショッピングセンターのレイアウト」「アフリカ大陸の形」について考えることを求められた。その結果、中等度の抑うつ症状を持っていた実験参加者は、反すうの誘導によって有意に抑うつ気分が上昇した一方、気逸らし条件では抑うつ気分が減少した。しかし、抑うつ症状を元々あまり持っていなかった実験参加者は反すうの誘導でも気逸らしでも気分に変化はみられなかった (Nolen-Hoeksema & Morrow, 1993)。これは、反応スタイル理論 (Nolen-Hoeksema, 1991) と一致して、抑うつ症状を伴っていた実験参加者は自己の感情や症状に注意を向け続けたことで、元々持っていた抑うつ気分が悪化あるいは維持されたと考えられる。一方で、抑うつ症状を伴っていなかった実験参加者は注意を向けられるほど抑うつ症状をそもそも持っていなかったため、反すうによる抑うつ気分の悪化がみられなかったと考えられる。

この反すう誘導手続きによって、実験的に誘導された反すうは、様々な不適応的な状態を導くことが示されている。たとえば、実験的に誘導された反すうは、出来事に対してよりネガティブで偏った解釈を引き起こし、将来の出来事に対してより悲観的にさせ (Lyubomirsky & Nolen-Hoeksema, 1995), そして社会的問題解決場面における有効な解決策の生成を阻害する

(Lyubomirsky, Tucker, Caldwell, & Berg, 1999)。また、反すうの誘導は楽しい活動や気を紛らわせるような活動に従事することを阻害する (Lyubomirsky & Nolen-Hoeksema, 1993) 一方で、ネガティブな自伝的記憶の検索を促す (Lyubomirsky, Caldwell, & Nolen-Hoeksema, 1998) ことが示されている。

以上述べたように、Nolen-Hoeksema (1991) による概念化をきっかけとして、反すうは短期的にも長期的にも様々な不適応の状態を導くことが膨大な研究によって示されてきた。それでは、なぜ反すうを頻繁かつ持続的に行ってしまう人と、いったん反すうをし始めてもすぐにその思考から解放できる人がいるのだろうか。このように反すうの背景にあるメカニズムについてはこれまでの研究で十分に明らかになったとは言えず、様々な理論が提案されている。

第2節 反すうの制御と自己制御実行機能モデル

反すうの維持に関わる先駆的なモデルは自己制御実行機能モデル (Self-Regulatory Executive Function Model: S-REF model) によって提案されている (Wells & Matthews, 1994 箱田・津田・丹野訳 2002; Wells & Matthews, 1996)。このモデルによると、反すうは、認知注意症候群 (cognitive-attentional syndrome) の作用の一つであるとしている。認知注意症候群は、自己焦点化の増加、反復的なネガティブ思考、そして不適応的なコーピング行動によって特徴付けられ、これが感情障害の発症に影響を及ぼすとされる。

S-REF モデルは、3層構造からなる認知システムによって表現され、それらの相互作用によって不適応的な思考が維持されるとしている。すなわち、(a) 自動的で反射的な下位レベルの処理ユニット (Low Level Processing Units)、(b) より意志的な処理を担う自己制御実行機能 (S-REF)、そして、(c) 長期記憶に保存された自己知識 (Self-Knowledge) や自己信念 (Self-Belief) である。もっとも中心的な役割を担う S-REF は、容量に制限のある統制的な処理システムであり、他の2つの構造から影響を受けながら作用している。自己知識は宣言的あるいは手続き的な形式で保存され、これらが S-REF で実

行されるプランを構成し、そのプランによって S-REF における制御的処理(選択的注意、記憶検索、評価、メタ認知的処理)が誘導される。下位レベルの処理ユニットは、事象に反応して自動的に活性化した情報を S-REF に伝達し、S-REF はそれらの情報をモニターする (Wells, 2002; Wells & Matthews, 1996)。

S-REF は、現在の処理モードを新奇で適応的な方向へ切り替えることができる一方で、習慣化された非機能的な処理に維持させる方向へ導くこともできる。S-REF は、現在の状態と目標状態の間の乖離が大きい時、その間の乖離を埋めるため、その活動を維持させ、より下位のレベルである自動的な処理ユニットからの侵入的表象を評価しようとする(すなわち、反すうが持続する)。しかしながら、現在の状態と目標状態の間の乖離が減少すれば、S-REF の活動は終結する。たとえば、親しくなりたいと思っている知人からの拒絶的な反応を受け取った時、なぜそのような行動をしたのだろうか、自身に悪いところがあったのだろうか、と現在と目標状態の間の乖離を埋めるために反すうが維持される。しかしながら、親しくなりたいと思っている知人から親和的反応を受け取った時や、その知人の反応に対して納得のいく考えに至った時、現在と目標状態の間の乖離は埋められているため、反すうは生じないか、生じたとしても持続しない。

このモデルで認知注意症候群を維持させる要因として最も強調されているのは、メタ認知的信念である (Papageorgiou & Wells, 2001a; 2001b; 2003)。これは、上記の 3 つの構造の長期記憶に保存された自己知識 (Self-Knowledge) や自己信念 (Self-Belief) に相当し、S-REF の目標や目標達成のためのプランを決定する役割を果たす。ここでいうメタ認知とは、生活体の処理と内容の監視、解釈、評価、制御を行う情報処理システムのことを指している。これまで感情障害における特徴的な信念として、反すうに対する肯定的なメタ認知的信念と否定的なメタ認知的信念が同定されている (Papageorgiou & Wells, 2001a, 2001b; 長谷川・根建・金築, 2010)。反すうに対する肯定的なメタ認知的信念の内容としては、たとえば、「今の気分の原因を見出すためには自身の問題について考えなければならない」などが挙げられる。すなわち、反

すうすることが自身の問題を解決するための積極的なコーピング方略であるとみなしている点が特徴的である。反すうに対する否定的なメタ認知的信念の内容としては、「反すうは、コントロールすることが難しい」や「私が反すうしていると、人々は私を拒絶するだろう」といった内容であり、こちらは反対に、自身の欲求とは一致しない消極的な理由で反すうを行うという側面を反映している。さらに、このメタ認知的信念の2側面は、反すうに対して異なった役割を果たすとされており、反すうに対する肯定的なメタ認知的信念は初期の段階において反すう頻度の増加に影響し、コントロールが不可能であるとする否定的な信念は維持段階に影響していると考えられている (Papageorgiou & Wells, 2003)。

この S-REF モデルによる反すうの維持メカニズムの説明は、一定の支持を得ている。たとえば、学生サンプルを対象にした研究において、反すうに対する肯定的および否定的なメタ認知的信念は RRS の高さと抑うつ症状の重症度の間を媒介することが示されている (Huntley & Fisher, 2016)。また、メタ認知的信念の改善をターゲットにしたメタ認知療法は、その有効性に関するエビデンスが蓄積されつつある (Fergus & Bardeen, 2016; Jónsson, Thastum, Arendt, & Juul-Sørensen, 2015)。

以上述べたように、S-REF モデルは反すうが維持されるメカニズムを情報処理システムの観点から詳細に説明したモデルであることに加えて、このモデルに基づいた心理療法が一定の成果を上げていることから効果的な治療と密接に結びついた有用なモデルであるとみなすことができるだろう。したがって、このモデルに基づいて反すうのメカニズムの研究を行うことは、治療的意義に直接的に結びつく有効なアプローチであると考えられる。次節では、S-REF モデルのより中核的な役割を担う意志的な制御的過程に注目し、反すうとの関連性について論じる。

第3節 実行機能とは

S-REFの主要な機能である意志的な制御の役割を担うのは認知心理学の分野における実行機能 (executive function) と呼ばれる認知機能に相当する。本節では、この実行機能がどのような特性を持っているのかについてまず説明する。

実行機能とは、課題目標に即して我々の思考と行動を管理統制する汎用的制御メカニズムのことを指す (Miyake et al., 2000)。実行機能は、とりわけ非習慣的な状況において、目標に向けて努力を要する行動を駆動させる過程と関わっている (Banich, 2009)。たとえば、簡単な文字を書くことや会話をする時、毎日決まった行動を行う時などの慣れ親しんだ行動には実行機能の個人差は影響を及ぼさない。しかし計画を立てることや新しい計算問題を解いたり合理的な判断を下したり、既存の知識を組み合わせ思考をする時など、新奇で慣れ親しんでいない行動を取る時に実行機能が大きな役割を果たす。また、実行機能は前頭葉の中心的な機能であるとされている。たとえば、もし前頭葉に事故や疾患などで損傷が生じると、仕事で一時的に物事を覚えることができなくなったり、社会的に不適切な行動をとったり、手順良く複数の作業を同時に行うことができなくなったり、気分の減退が生じるなどの症状が生じることが一般に知られている (三村, 2006)。

実行機能の特徴として、第1に、その機能は単一性と多様性の両方を併せ持っていることが挙げられる (Friedman & Miyake, 2017; Miyake et al., 2000; Miyake & Friedman, 2012)。Miyake et al. (2000) の先駆的な研究では、確認的因子分析を用いて、主要な実行機能課題は優勢な反応の抑制 (inhibition)、ワーキングメモリの監視と更新 (updating)、そして構えのシフティング (shifting) の3つの潜在因子によって説明できることを見出した。そしてそれらの因子の間には相互に中程度の相関が認められたため、この著者らは実行機能は単一性と多様性の両方を併せ持つ概念であると結論づけた。さらに、近年のモデルでは抑制の因子が除かれ、あらゆる目標志向的な活動を支える実行機能に共通 (Common EF) 因子、更新特異的因子、シフティング特異的

因子の3つによって実行機能課題の成績を説明できるという理論の改定がなされた (Friedman & Miyake, 2017; Miyake et al., 2000; Miyake & Friedman, 2012)。

実行機能の第2の特徴は、処理に必要な容量には限界があることである (Kane, Jarrold, Hambrick, & Engle, 2008)。この特徴については、実行機能と関連の深い概念であるワーキングメモリ (working memory)¹が関与している。ワーキングメモリとは、現在の情報処理に利用するために一時的に利用可能性の高まった状態で心的に維持されている構成要素の集合 (Cowan, 2017) と定義されている。ワーキングメモリの重要な役割は、情報を心の中に留めつつ同時に処理を行うことであるが、その情報の保持と処理を行うことができる対象には限界があることが一般に知られている (Conway et al., 2007)。たとえば、言語的情報を心の中に保持しながら画面に呈示された文章を読む課題を与えられると、一定以上の情報は保持することが困難になる (苧阪・苧阪, 1994; 苧坂, 2000)。ワーキングメモリ容量を測定するためには、このように一時的に情報を処理しながら同時に情報を一時的に覚えておくことが求められる課題によって、どのくらいその情報を覚えることができるかによって測定される。たとえば、ワーキングメモリ容量を測定する代表的な課題であるリーディングスパンテストでは、単語の保持と同時に文章の音読が課される。オペレーションスパンテストでは、アルファベットの保持と同時に複雑な暗算課題が実験参加者に課される (石川・大久保, 2014)。

第3の特徴として、制御の対象である情報の領域普遍性が仮定されていることである。すなわち、制御する対象が言語、視空間情報、あるいは情動的情報など、どのような性質のものであっても実行機能はそれらの制御プロセスに関わっており、異なったモダリティ間で共通したメカニズムが働いてい

¹ 実行機能とワーキングメモリの関連については、それらの定義が研究者や研究の文脈において異なっていること (Cowan, 2017) から、一概に決定することは困難である。斎藤・三宅 (2014) は、実行機能とワーキングメモリはそれぞれ明快に区別できるものではなく、互いの機能を部分的に支え合う相補的な役割を果たすものとみなすのが適当であるとしている。

ると仮定されている (Miyake & Friedman, 2012; Snyder, Miyake, & Hankin, 2015)。

第4節 状態としての反すうと実行機能の関連

さて、S-REFモデルにおいても仮定されているように、この実行機能は、反すうのプロセスを理解する上で重要な概念である。本節では、反すうの制御に実行機能が関わっているとする先行研究の知見に言及する。まず、実行機能あるいはワーキングメモリの処理容量に限界があることは既に述べたが、実験的に反すうを誘導されると、実行機能と関連した課題の成績が低下することが一貫して示されている (Watkins & Brown, 2002)。Watkins & Brown (2002) は、前述した Nolen-Hoeksema & Morrow (2003) の手続きを用いて、反すうを誘導することで実行機能の課題成績に影響を及ぼすのかどうかを検討した。ここで用いられた課題は標準的な実行機能課題である乱数生成課題であった。乱数生成課題では、実験参加者は1から9までの数字を1秒につき1つ、ランダムに生成することが求められる。我々は普段、「1-2-3-4」のように数字を順番通りに生成するよう習慣化されているため、あえてその習慣に逆らってランダムな順番で数字を生成することは難しく、ランダムに数字を生成しようと意図していたとしても時々「4-5-6」のような連続的な数字を生成してしまう。したがって、この課題を高いパフォーマンスで遂行するためには、高い実行機能やワーキングメモリの能力が必要とされる (Banich, 2009)。実験の結果、反すうを誘導されたうつ病罹患群は、気逸らしを誘導されたうつ病罹患群や統制群に比べて、数字をランダムに述べるのが難しく、習慣化した反応を多く示した。これは、反すうを誘導されたことによって乱数生成課題中も反すうをしてしまい、ランダムな数字の生成のために必要な実行機能あるいはワーキングメモリの処理資源が占有されたことによって、より習慣化された数字を生成する結果となったと考えられる。

また、Philippot & Brutoux (2008) では、ストループ課題を用いて反すう誘導が実行機能に及ぼす影響について検討した。ストループ課題とは、文字の

読みとその文字のフォント色が異なる刺激（たとえば、赤色のフォントで描かれた“あお”という文字）の文字に書かれた色を読ませる課題である。我々は普段、文字のフォント色を読み上げるよりも文字をそのまま読み上げることに慣れ親しんでいるため、文字のフォント色を読み上げる際、文字の読みとフォント色の間で認知的葛藤が生じる。この認知的葛藤が生じることにより、葛藤のある条件は葛藤のない条件（たとえば、赤色のフォントで描かれた“あか”という文字が提示される条件）に比べて反応時間（Response Time: 以下、RTとする）の遅延と正答率が低下を導く。これをストループ干渉効果と一般的に呼ぶ。実験の結果、Watkins & Brown (2002) と一致して、反すうを誘導された抑うつ傾向者は、抑うつの低い群に比べてより強いストループ干渉効果を示した (Philippot & Brutoux, 2008)。

さらに、これらの研究は非日常的な課題を用いていたが、より日常に近い状況を想定した研究も行われている。この研究では、反すう誘導された群はそうでない群と比べて学業と関連した課題の成績が低下することが示されている (Lyubomirsky, Kasri, & Zehm, 2003)。以上の3つの研究結果は、反すうの誘導が実行機能の課題成績を低下させ、より習慣化された反応を引き起こすことを一貫して示している。すなわち、実行機能と反すうはそれらを制御するための処理資源を共有しており、少なくとも部分的には、反すうの制御に S-REF あるいは実行機能が関与していると考えられる。

第5節 特性としての反すうと実行機能の個人差の関連

上述した反すう誘導による実行機能課題のパフォーマンス低下を示した研究は、S-REF モデルと一致して、実行機能と反すうは処理のための容量を共有しており、状態的には反すうの制御に実行機能が関係していることを示唆している。しかし、そもそも能力としての実行機能が RRS で測定されるような特性反すうと関連しているのか、あるいは実行機能の低下が反すうの悪化の原因であるのかどうかはわからない。この観点は、S-REF が下位レベルの処理ユニットからの侵入や自動的な処理を許した時に、どの程度それらの処

理をコントロールする能力がそもそも備わっているのかどうかを検討する上で重要であると考えられる。

特性反すうと実行機能の個人差の関連を示した先駆的研究として、Davis & Nolen-Hoeksema (2000) は、RRS の高い群（以下、高反すう者とする）と低い群（以下、低反すう者とする）に実行機能の個人差を測定するための標準的な神経心理学的検査である Wisconsin Card 分類課題 (Wisconsin Card Sorting Task: 以下、WCST とする) を実施した。WCST では、実験参加者は呈示された刺激カードをある規則（色や形、数字など）に基づいて分類し、分類するとその分類の正誤のフィードバックが与えられる。正しい規則の分類を続けていると、突然、実験参加者には直接知らされずに規則が変更になり、誤りのフィードバックが与えられる。一般に、実行機能の低い者は、分類の規則の変更に伴う誤りのフィードバックが与えられていても、以前正解であった規則に固執してしまい、正しい規則に切り替えることが難しいとされている。これを保続エラーというが、実験の結果、この保続エラーを高反すう者は低反すう者に比べて犯しやすいことが示された (Davis & Nolen-Hoeksema, 2000)。しかし、逆唱、推論、課題切り替え、言語性知能の指標では、反すうの高群と低群の間で有意な差はみられなかった。このことは、高反すう者は、単に構えを切り替えることではなく、既に形成された課題への構えを捨て去り、新しい構えを形成することが困難であることを示唆している。この研究を皮切りに反すう特性と実行機能の関連を検討した様々な研究が行われ、近年では影響力のある理論 (Joormann, Yoon, & Zetsche, 2007; Koster, De Lissnyder, Derakshan, & De Raedt, 2011; Whitmer & Gotlib, 2013) が提出され、さらに Miyake et al. (2000) のモデルに基づいたメタ分析も行われている (Yang, Cao, Shields, Teng, & Liu, 2016) など、盛んに研究が行われている。

次節より、反すうと実行機能の関連についての主要な理論とそれらの実証研究について紹介する。これらの理論は大別して、反すうは (a) ネガティブ感情に特異的な制御の困難さによって維持されると考えるものと、(b) 特定

の感情価に依存しない領域普遍的な実行機能の低下を仮定したものに分けられる。

第6節 ネガティブ刺激に特異的な制御困難さを仮定する理論および実証的研究

まず、反すう特性の高さはネガティブ感情に特異的な制御の困難さによって維持されるとする立場の代表的な理論である Joormann et al. (2007) の仮説によると、うつ病に罹患した人は課題目標と無関係な表象からの干渉を抑制する機能が低下しているため、一度ワーキングメモリに保持したネガティブな表象から注意を解放することができず、ネガティブな刺激に対する精緻化が進んでしまい、その結果として反すうの持続に陥るとしている。なおこの仮説について定まった名称は存在しないが、便宜的に本論文ではこの仮説を抑制欠損仮説 (inhibitory deficit hypothesis) と呼ぶこととする。

抑制欠損仮説は、主に負のプライミング課題によって検討されている (Joormann, 2004; 2006a)。Joormann (2004)は負のプライミング課題を修正した負の感情的プライミング (negative affective priming: NAP) 課題を開発し、これによって測定される抑制機能と抑うつとの関連について検討した (Figure 1-1)。NAP 課題では、連続して単語が画面に上下に1つずつ呈示される。この2つの単語のうち、片方はターゲットであり、もう片方はディストラクタであった。ターゲットとディストラクタは色によって区別された。実験参加者は、ディストラクタは無視して、ターゲットの感情価のみ判断するよう教示された。各試行は、プライム試行と、その1試行後のテスト試行のどちらかであった。負のプライミング条件では、プライム試行で呈示されたディストラクタとテスト試行で呈示されたターゲットの感情価が一致していた。統制条件では、プライム試行のディストラクタとテスト試行のターゲットの感情価は一致していなかった。一般に、負のプライミング条件では、テスト試行におけるターゲットへの RT が長くなる。これは、プライム試行でディストラクタの活性化が抑制されるため、テスト試行で同じ感情価の刺激が

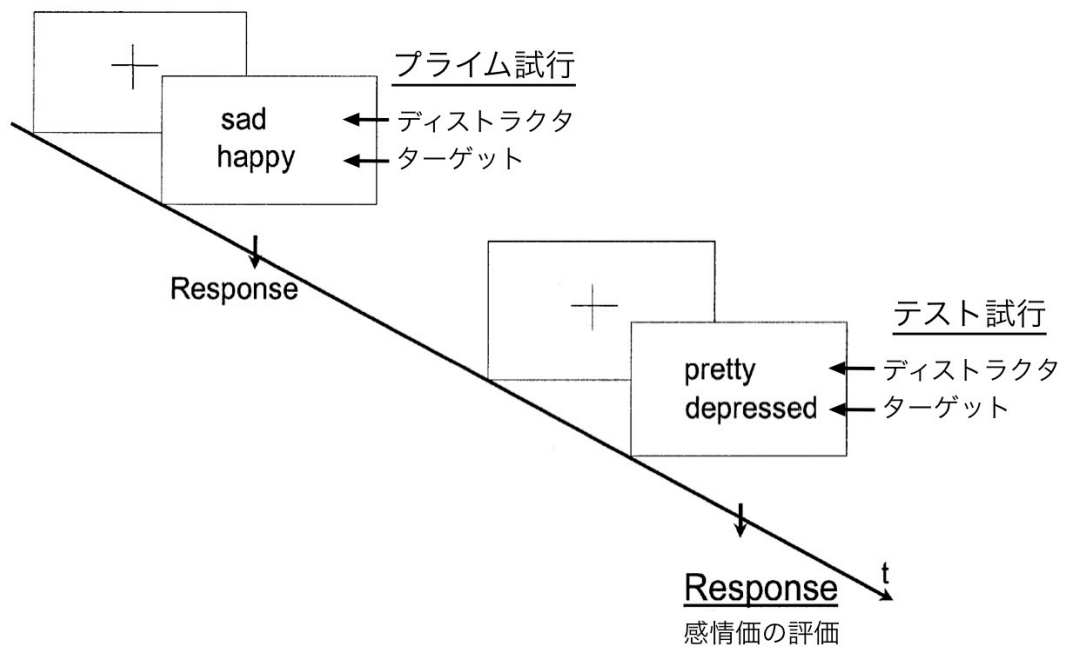


Figure 1-1. 負のネガティブプライミング課題の例

呈示されると、その感情価の活性化が抑制された状態のままテスト試行を遂行するために生じると解釈されており、負のプライミング効果と呼ばれる。その結果、大学生の抑うつ傾向者は、一般的にみられる負のプライミング効果がネガティブ語においてみられないことを示した。この結果は、抑うつ傾向者の抑制機能が低下していることを示唆していると解釈された。さらに、その後の研究では、RRSで測定された反すうの低群は負のプライミング効果が見られたが、反すう高群ではみられないことが示唆されており、さらにこの関連は抑うつの得点を統制した後でも有意なままであった (Joormann, 2006a)。このことは、NAP課題で測定されるような抑制機能の低下が抑うつだけでなく反すうの持続と関連があることを示している。

さらにうつ病罹患者を対象として顔刺激のNAP課題を使用した研究 (Goeleven, De Raedt, Baert, & Koster, 2006) では、うつ病に現在罹患している群、うつ病経験群、健常統制群で抑制機能を比較したところ、Joormann (2004, 2006a) と同様にうつ病群およびうつ病経験群にネガティブ表情に対する抑制の欠如がみられた。しかし、Joormann (2006a) とは異なり、この抑制の程度と反すうの間に有意な関連性はみられなかった。Goeleven et al. (2006) は、反すうは言語性の思考であるため、顔刺激の抑制困難さと反すうの関連がみられなかったと解釈している。

上述した研究以外にも、NAP課題を用いてこの抑制欠損仮説の検証が多くの研究によってなされた結果、ネガティブな情報の抑制機能の低下と反すうの関連が繰り返し指摘されている (Dai, Feng, & Koster, 2011; Joormann & Gotlib, 2010; Zetsche & Joormann, 2011; Zetsche, D'Avanzato, & Joormann, 2012)。さらに、これらの結果を踏まえて抑制機能の訓練を通して反すうの頻度を減少させる試みもなされている (Daches, Mor, & Hertel, 2015) など、抑制欠損仮説は影響力の強い仮説であり、介入法を含めて多くの検討がなされるなど一定の支持を得てきた。

第7節 特定の感情価に依存しない領域普遍的な制御困難を仮定する理論および実証的研究

前節では、反すう特性の高さはネガティブ感情に特異的な制御の困難さによって維持されるとする立場の理論および実証研究を紹介した。本節では、特定の感情価に依存しない理論的立場をとる研究を紹介する。この立場をとる研究では、主に刺激の感情価をニュートラルなものにして検討が行われてきた。すなわち、これらの研究では実行機能は処理の対象となるモダリティや処理内容に依存しない、領域一般的なメカニズムであるとする前提に立っている。加えて、うつ病患者はしばしば、実行機能の障害を示す (Rogers et al., 2004) ため、この実行機能、特に背外側前頭前野 (dorsolateral prefrontal cortex: DLPFC) の障害が反すうの悪化に寄与すると仮定して研究が遂行されている (Siegle, Thompson, Carter, Steinhauer, & Thase, 2007b)。

このような仮定を支持する研究として、大うつ病患者および強迫性症病患者において、ワーキングメモリの更新機能を測定する代表的課題である *n*-back 課題の成績低下と RRS 得点の高さに相関があることが示されている (Meiran, Diamond, Toder, & Nemets, 2011)。*n*-back 課題とは、連続して呈示される項目に対し、現在呈示されている項目と *n* 試行前の項目が同じかどうかを判断する再認課題である。

また、上述した Davis & Nolen-Hoeksema (2000) の研究で用いられた課題の感情価は全てニュートラルであり、感情価のニュートラルな課題においても RRS の高い者は WCST において保続エラーを示しやすいことが示されていることはすでに述べた通りである。

さらに、課題切り替えパラダイムを用いた研究 (Whitmer & Banich, 2007) では、高反すう者の心的構えの切り替えおよび課題切り替え時の抑制について検討した。この課題で実験参加者は、逸脱した対象のある空間的位置を同定することが求められた。まず画面上に、4つの四角形が呈示された。この4つの四角形はそれぞれ3つの特徴(大きさ、運動、方向)のうちの1つが異なっていた。四角形が呈示される前に、判断で用いる特徴を示す手がかりが

呈示された。試行タイプは4種類あった。すなわち2試行前の構えが抑制される抑制試行（たとえば、大きさ-運動-大きさ）、統制試行（たとえば、方向-運動-大きさ）、未分類の試行（たとえば、運動-運動-大きさ）、反復試行（たとえば、大きさ-大きさ）の4種類であった。スイッチングコストは、抑制を必要としない試行（統制試行と未分類の試行）の反応時間から反復試行の反応時間を引くことで算出され、抑制の指標は、抑制試行の反応時間から統制試行の反応時間を引くことによって算出された。実験1では776名の大学生のなかからRRS得点の上位10%と下位10%の者に対して行われ、実験2では恣意的な実験参加者の選択はせずに、54名の大学生に対して実施された。その結果、実験1では、スイッチングコストとRRSの得点の間に正の相関がみられたが、抑うつ症状を統制するとこの効果は有意ではなくなった。一方、抑制とRRSの間の関連については抑うつ症状、心配傾向、そしてスイッチングコストを統制しても有意な負の相関がみられた。実験2ではRRSとスイッチングコストの関連は有意ではなく、RRSと抑制の関連は、実験1と同様に負の相関がみられた。以上の結果は、高反すう者は構えの切り替えそのものではなく、無関係になった構えを抑制し、別の課題へ構えを切り替えることが困難であることを示唆している。この実験で用いられた刺激は感情価のニュートラルなものであったため、感情価に依存しない領域普遍的な抑制機能の低下を反映していると解釈できるだろう。

一方で、実行機能が反すうに影響を及ぼすとする仮説と一致しない研究も報告されている。Joormann et al. (2010) は感情価のニュートラルな抑制課題を用いた時はネガティブ刺激を用いた時と異なり、うつ病罹患者に抑制困難が見られず、また反すうとの関連も見られないことを示した (Joormann, Nee, Berman, Jonides, & Gotlib, 2010)。また、Onraedt & Koster (2014) は、*n*-back およびワーキングメモリの容量を測定するリーディングスパンテストを測定したが、それらの成績とRRSの間に有意な関連はみられなかった。さらに、Quinn & Joormann (2014) は、特性反すうが実行機能課題の成績に影響を及ぼすのは、ストレスを誘導させられた後のみであり、実験参加者がストレスの

影響を受けていない場合は特性反すうと実行機能の間には関連が見られないとしている (Quinn & Joormann, 2014)。この研究では、実験参加者にスピーチ課題を課した後で *n*-back 課題を実施したところ、スピーチ課題を課した群においてのみ、RRS の高さと *n*-back 課題の成績低下に関連が見られた。

また、12 歳から 13 歳の青年期の人々を対象に、縦断調査によって注意機能²と反すうの関連について検討した研究も行われている (Connolly et al., 2014)。青年期は、実行機能の神経基盤である前頭前野が発達しやすい時期であると思われているため、実行機能の発達に伴い反すうの頻度に変化するかどうかをこの研究では検討した。その結果、ベースラインの注意課題（選択的注意、持続的注意、注意の切り替え、分割的注意、数唱）の成績は、12 ヶ月後の反すうの頻度を予測しなかった。その一方で、ベースライン時の反すうの頻度は、選択的注意課題と注意切り替え課題の成績低下を予測した。Connolly et al. (2014) は、この結果の解釈として、青年期に反すうを過度に行うことが後の実行機能の発達を阻害したためとしている。

ここまで、RRS と刺激の感情価がニュートラルな実行機能課題の成績との関連を検討した研究を紹介してきたが、別のアプローチとして、実行機能の訓練を通して反すうを改善させようとする試みがなされている (Koster, Hoorelbeke, Onraedt, Owens, & Derakshan, 2017)。このような試みは、実行機能の機能低下が反すうを悪化させているという因果関係について踏み込むだけでなく、そのような訓練が治療的に役立つことを目指したものである。Koster et al. (2017) によると、アプローチの方法としては、*n*-back 課題を用いたワーキングメモリ訓練 (Onraedt & Koster, 2014; Owens, Koster, & Derakshan, 2013; Wanmaker, Geraerts, & Franken, 2015) と認知コントロール訓練 (Cognitive control training: 以下、CCT とする) と呼ばれるもの (Hoorelbeke, Koster, Vanderhasselt, Callewaert, & Demeyer, 2015; Siegle, Ghinassi, & Thase, 2007a;

² 注意機能もまた、実行機能と関連の深い概念である。特に、刺激によって駆動されるボトムアップ的な注意ではなく、意図的で統制的な注意制御機能や注意の維持機能などが実行機能やワーキングメモリと関連が深いとされている。たとえば、Kane, Conway, Hambrick, & Engle (2007) はワーキングメモリの中央実行系に相当する能力として注意制御あるいは実行注意 (executive attention) を挙げている。

Siegle et al., 2014) がある。前者は元々は非情動性の課題への転移効果を狙った従来のワーキングメモリ訓練の方法論を用いたものであり、後者は Wells (2000, 2010 熊野・今井・境訳, 2012) のメタ認知療法の一部として組み込まれている注意訓練と Paced Auditory Serial Addition Task (以下, PASAT とする) を組み合わせたものである。

まず、ワーキングメモリ訓練を用いたアプローチとして、Owens et al. (2013) は、抑うつ傾向の高い者 (Beck Depression Inventory-II 得点 ≥ 20) を対象とし、8日間の二重 n -back 課題を用いたワーキングメモリ訓練を行なった。二重 n -back 課題とは、通常の n -back 課題に比べてさらにワーキングメモリへの負荷が強く、課題遂行により多くのワーキングメモリ資源を利用する必要がある。なおこの研究は、反すうではなく抑うつ症状の改善を狙ったものであった。この訓練の結果、ワーキングメモリの改善はみられたが抑うつ症状は改善しなかった。また、Onraedt & Koster (2014) は、1週間の二重 n -back 課題による訓練を行なう2つの実験を行なったが、ワーキングメモリの改善とそれに伴う抑うつ症状や RRS 得点の変化のどちらも見出すことはできなかった。同様に、Wanmaker et al. (2015) は二重盲検法によるワーキングメモリ訓練を行ったが反すうへの有効な転移効果を見出せなかった。

このように、 n -back 課題による訓練は有効な効果を見出していない一方で、CCT はその有効性が実証されている (Hoorelbeke et al., 2015; Siegle et al., 2014; Siegle, Ghinassi, & Thase, 2007a)。CCT によって初めて実行機能の改善が反すうの改善に結びつくことを示したのは Siegle et al. (2007) であった。Siegle et al. (2014) の CCT における注意訓練では、ある瞬間に生じている抑うつ的な気分の代わりに、自然環境に生じる音に注意を向け、その注意を維持したり切り替えたりすることを求める。これは自動的な注意ではない、より統制的な注意機能を向上させることを目的としたものであった。PASAT とは、連続して呈示される数字の足し算を続ける課題である。たとえば、「3-6-4-9」という系列がある時、「3」「6」と続けて呈示されると実験参加者はそれらを足して「9」と答える。続いて「4」が呈示されるので、実験参加者は6と

4を足し合わせて「13」と答える。CCTでは通常のPASATに改良が加えられており、正答が続くと数字の呈示間隔が次々に短くなっていく一方で、誤答をすると呈示間隔が長くなっていく手続きが取られた。

Siegle et al. (2007) は、予備的な研究によってうつ病罹患者に対するCCTによって有意に抑うつ症状と反すうが改善することを示した。加えてCCTによる介入後のfMRIの分析を行ったところ、ポジティブ刺激に対する扁桃体の活動量は増加し、ネガティブ刺激に対しては減少していた。さらにワーキングメモリ課題中のDLPFC活動が増加することが示された。その後のさらなる介入研究(Siegle et al., 2014)では、うつ病罹患者に対して2週間、通常通りの治療を受けさせる群と通常通りの治療に加えてCCTを実施させた群の間で効果を比較した。その結果、通常通りの治療を受けさせる群よりもCCTの介入を加えた群の方が有意に抑うつ症状とRRS得点の改善が認められた。さらにこの効果は1年後のフォローアップ時にも継続していた。

Hoorelbeke et al. (2015) は、うつ病罹患者ではなくRRS得点の高い者のみを対象として、CCTを実施する群と単純な視覚探索課題を実施する群で訓練効果について比較した。実験参加者は、14日間のうち10日間は訓練を行うように指示された。CCT訓練の結果、オペレーションスパンテストによって測定されたワーキングメモリ容量は有意に上昇し、さらにCCT群のみこのオペレーションスパンテストの得点上昇量が考え込みとレジリエンスの得点を有意に予測したが、視覚探索課題ではこのような結果は見られなかった。

上述したように、CCTによるこれらの成果は、実行機能が因果的に反すうの頻度に影響していることを示唆している。その一方で、これらの研究を解釈する上でいくつかの限界点を考慮する必要があるだろう。第1に、これらの研究では複数の介入(注意訓練とPASAT)を用いてより全般的な注意機能や実行機能の改善をターゲットとしているため、実行機能のどのような側面が反すうに寄与しているのかに関しては有益な情報を提供していない。第2に、双生児研究による実行機能の遺伝負因について検討した研究(Friedman et al., 2008)では、遺伝の影響力は実行機能の要素によって79%から98%の

遺伝率を示すことが知られており、実行機能の後天的な変容可能性の低さが指摘されている。第3に、現在、ワーキングメモリ訓練に関する研究は発展途上であることも考慮する必要がある。近年のレビュー論文によると、ワーキングメモリ訓練によって、訓練で用いた課題と類似した課題への近転移はするものの、課題の内容の異なる遠転移についてはほとんど影響がないという比較的限定的な効果しか示されていない (Melby-Lervåg, Redick, & Hulme, 2016)。

CCT やワーキングメモリ訓練は実行機能が反すうに及ぼす影響を調べる上では有効な手段と考えられるが、実行機能の訓練そのものが発展途上であることや、実行機能の詳細な分析には向いていないことを踏まえると、このような介入手段に依存しない基礎的な研究の積み重ねが必要であると考えられる。さらに言えば、これらの研究は全般的な実行機能の低下が反すうに寄与することを想定しているが、後に述べるように、抑うつ症状が比較的軽度、あるいは比較的健康的なレベルの実験参加者を対象とした研究では、RRS の高い者は特定の実行機能課題の成績が高くなることを示している (Altamirano, Miyake, & Whitmer, 2010; Onraedt & Koster, 2014)。これらの研究は、上述した知見と異なり、高反すう者の全般的な実行機能課題の成績低下を主張しておらず、むしろ特定の実行機能間の不均衡性が反すうにおいて特徴的であることを示唆している。したがって次節では、このような先行研究の成果を紹介し、上述したアプローチとは異なるアプローチの可能性について議論する。

第8節 高反すう者における実行機能の不均衡性

ここまで、結果は一貫しないものの、反すうを日常的にしやすい者は実行機能が低いとする仮説 (Joormann et al., 2007; Siegle et al., 2007 など) が提唱されており、その仮説は一定程度支持されていることについて言及してきた (Hoorelbeke et al., 2015; Joormann, 2006; Meiran et al., 2011; Siegle et al., 2014 など)。しかしながら、このような知見とは反対の結果、すなわち反すうが高い

者は実行機能関連の課題でむしろ高い成績を上げるとする研究と、実行機能の不均衡性を示唆する研究を紹介する。

先に述べた Onraedt & Koster (2014) の研究において、効果測定の指標として測定したオペレーションスパンテストによるワーキングメモリ容量の高さと考え込みの高さは正の相関を示していた。ただし、同時に測定されたリーディングスパン課題においては、効果量は同等であったものの、有意な相関は示されていなかった。Altamirano et al. (2010) は、文字命名課題と、修正版ストループ課題を用いてそれらの課題成績と反すうとの関連を検討した。文字命名課題 (Figure1-2) は、左右に1つずつアルファベットもしくは数字が呈示され、実験参加者は指示された左右のどちらか一方のアルファベットのみ声を出して読み続けることを求められた。読み続けている途中で“+”か“-”の記号で手がかりが呈示された。これはそれぞれがどちら側のアルファベットを読むかを示す手がかりであった。たとえば、“+”が右側に、“-”が左側に割り当てられていた場合、実験の開始時から右側を読んでいたが、突然“-”が呈示された場合は左側を読み続けるように切り替える必要がある。一方で、“+”が呈示された場合は切り替える必要がない。この課題で求められる能力は、実験課題の教示、すなわち目標と目標に沿った行為を適切にワーキングメモリに保持し、適切に手がかりに従って切り替える能力である。修正版ストループ課題では通常のストループ課題と異なり、不一致試行の比率が全体の25%であり一致試行の比率が全体の75%であった。修正版ストループ課題では、文字命名課題と異なり、複数の目標を保持することは不要であり、より特定の目標（すなわち、文字の読みを無視し続けて文字のフォント色への注意を維持しつづけること）を維持することが求められる。実験の結果、文字命名課題において、手がかりが呈示された後の正答率と RRS 得点の間に負の相関がみられたが、修正版ストループ課題の正答率と RRS の間には正の相関がみられた。これは、高反すう者は心的構えの柔軟性は低い一方で、単一の目標を維持することは得意であることが示唆している。さらに Altamirano et al. (2010) は、この結果の原因として、高反すう者は、固執的特性

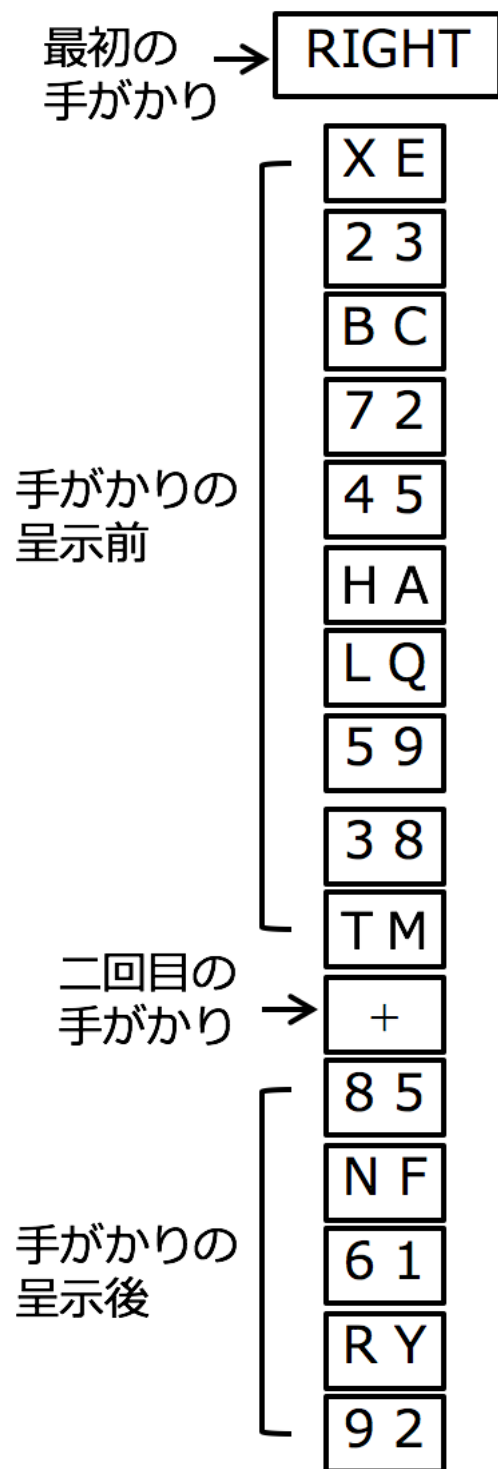


Figure 1-2. 文字命名課題の例 (Altamirano et al., 2010)

(trait-inflexibility; あるいは粘着性: stickiness) によって特徴付けられる認知特性を持っており、そのため高反すう者は、柔軟な目標の切り替えが求められる課題では低い成績を示し、その一方で単一の目標を維持することは得意であるという指摘している。この観点は、前述した Davis & Nolen-Hoeksema (2000) の指摘とも一致している。

Whitmer & Gotlib (2013) は注意の範囲という観点から、高反すう者の実行機能の不均衡性について論じた。ここでいう注意の範囲とは、ワーキングメモリ内で活性化している思考、知覚、行為の範囲や多様性のことである。注意の範囲は、その時の気分によって拡大することもあれば狭められたりするという特徴を持っている。たとえば、ネガティブ感情は注意の範囲を狭める一方で、ポジティブ感情は注意の範囲を拡大させることが感情心理学における研究で示されている (Fredrickson & Branigan, 2005)。注意の範囲が狭窄化している場合、多くの認知資源がワーキングメモリで活性化している限定的情報にのみ割り当てられ、新奇な情報や長期記憶で離れた表象には割り当てられにくくなる。このため、注意の範囲が狭い人は広い人に比べて情報がより深く記憶され、ワーキングメモリで強固な表象を維持させる。

このことから、注意の範囲が狭いことは、同じ情報に注意を当て続ける場合には利益を生むが、環境の要求が変化し、その情報から注意を解放したり抑制したりする時には不利益を被るという特徴を持っている。Whitmer & Gotlib (2013) は、この注意の範囲という観点を反すうに当てはめて反すうの持続過程を説明した。すなわち、抑うつ気分を経験すると、利用可能な行為や思考の範囲が狭くなり、同じテーマに焦点を当て続ける可能性が高まるため、反すうが持続しやすくなる。さらに、この注意の範囲には個人差があり、反すう特性の高い者は、注意の範囲が元々狭い傾向にある、というものである。数は少ないものの、自己関連刺激を用いてこの注意範囲モデルを支持する研究が報告されている (Fang, Sanchez, & Koster, 2017; Grol, Hertel, Koster, & De Raedt, 2014)。

Whitmer & Gotlib (2013) の注意範囲モデルは、高反すう者が実行機能の全般的低下によって特徴付けられないとする結果 (Altamirano et al., 2010) を説明できている点で優れた理論であると考えられる。しかしながら、Whitmer & Gotlib (2013) の理論においても、高反すう者がオペレーションスパンテストで高いワーキングメモリ容量を示した結果 (Onraedt & Koster, 2014) を説明するのは困難である。なぜなら、注意の範囲モデルでは、高反すう者は、注意の範囲が抑うつを喚起されない段階においても狭まっていると考えるからである。すなわち、Whitmer & Golib (2008) は、“狭窄的な注意範囲を持った個人は、拡張した注意範囲を持った者に比べて、限定的な量の情報しかワーキングメモリに保持できない”としており、さらに、“狭窄的な注意範囲は、ワーキングメモリの概念的変化を生じさせにくい。なぜなら、認知資源をワーキングメモリ内で活性化しているより限定的な情報のみを割り当て、新奇な情報を長期記憶に貯蔵されたより遠隔的な心的情報へは割り当てることはあまりない”と、感情が注意の範囲やワーキングメモリに影響を及ぼすとした文献を引用して主張している。すなわち、この観点からすると、注意の範囲が狭いことは新奇情報をワーキングメモリに収容することを困難にさせ、ワーキングメモリに保持できる容量を少なくさせると解釈できるため、注意の範囲が狭まっている高反すう者も同様に、注意の範囲の拡大した低反すう者と比べてワーキングメモリに保持できる容量は少なくなることが予測できるだろう。しかしながら、Onraedt & Koster (2014) の結果はむしろ高反すう者はワーキングメモリ容量が高いことを示しており、注意の範囲モデルではこの結果の説明は困難である。

注意の範囲モデルはこれまでの反すうと認知の相互作用に関する研究を包括的に説明する画期的なモデルであり、「反すう＝実行機能不全」とする従来の素朴な考え方に一石を投じたという点で、有用な理論であるとみなせるだろう。しかしながら、そのモデルの適用範囲は実行機能だけでなく、思考や知覚、行為や長期記憶にまで説明範囲を広すぎたために、Onraedt & Koster (2014) のように説明の困難なデータも検出されたと考えられる。

以上のことを踏まえ、本論文では、より直接的にこれらの結果を説明可能にするため、ワーキングメモリの理論から実行機能課題と反すうの関連についての説明を試みる。ワーキングメモリに関する基礎的知見を反すうの理論に適用させる試みはすでになされているが、これらの研究では一貫して、情動特異的な機能低下 (Joormann et al., 2007)、あるいは全般的な機能の低下 (Siegle et al., 2007) を仮定しており、Whitmer & Gotlib (2013) のような、高反すう者におけるより複雑な制御プロセスについてはほとんど議論されていない。そこで、特に Altamirano et al. (2010) や Whitmer & Gotlib (2013) のように実行機能の不均衡性あるいは固執的な特性を明らかにした研究と、高反すう者におけるワーキングメモリ更新機能の低下を示した研究 (Joormann & Gotlib, 2008) を土台として、(a) ワーキングメモリに保持した目標関連情報の維持と、(b) ワーキングメモリに保持した情報を更新する過程の2つの側面について取り上げ、反すうとの関連について議論を展開する。

第9節 目標関連情報の保持能力と反すうの関連

まず、本節では目標関連情報の維持に関する認知過程について説明する。実行機能の最も重要な機能の一つは、課題目標とその目標関連情報の活性化を保持することである (Duncan, Emslie, Williams, Johnson, & Freer, 1996)。実行機能を強く働かせる課題では、しばしば、実験課題のルールや目標と、その目標を達成するための行為に関する情報を適切にワーキングメモリに保持しなければならない。目標と関連する情報をワーキングメモリに保持することができるほど、適切に課題の要求に応じて正確な反応を行うことができると考えられる。Duncan et al. (1996) は、上述した文字命名課題 (Altamirano et al., 2010) と同一の課題である文字監視課題³を用いて、前頭葉損傷者の目標の維持過程について検討した。実験の結果、前頭葉損傷患者は、実験終了後に課題のルールあるいは教示（たとえば、「+が呈示されたら右側を読む」）を言語的に思い出すことが可能であったにもかかわらず、統制群に比べて手

³ 本論文では先に Altamirano et al. (2010)を紹介したが、Altamirano et al. (2010)で用いられた文字命名課題の原典は Duncan et al. (1996) である。

がかりが呈示された後にエラーを示す頻度が多いことが示された。前頭葉損傷患者におけるこのような現象は目標の無視 (goal neglect) と呼ばれ、前頭葉によって支えられる知的行動の中核をなす能力を反映していると Duncan et al. (1996) は主張した。

Kane & Engle (2003) は、この目標と目標関連情報の保持能力をワーキングメモリ容量の個人差を説明する要因として援用した。この実験では、1ブロック内の一致条件と不一致条件の比率を操作したストループ課題が用いられた。不一致試行の比率が小さい条件 (20%) では、ほとんどの試行が一致試行であるため、色を読まずに文字を読む反応によって課題を遂行する方略を取りやすい。しかしながら、そのような環境の手がかりに依存した反応を続けていると、突然不一致試行が呈示された時にエラーを引き起こしてしまう。このような課題でエラーを避けるためには、ブロック全体を通して課題の目標と目標関連行為 (文字の読みを無視してフォント色に注意を向けて読み上げる) を活性化させ続ける必要がある。したがって、不一致試行の比率が小さい条件は、目標と目標関連情報の保持が強く反映される条件であるとみなされた。その一方、不一致試行の比率が高い条件 (80%) では、環境の手がかりに依存していても不一致試行でエラーが生じにくいいため、目標関連情報の活性化の保持は比較的必要ではない条件とみなされた。実験の結果、オペレーションスパンテストによって測定されたワーキングメモリ容量の高い者は低い者に比べて、より不一致試行の比率が小さい条件において不一致試行におけるエラーが小さくなることが示された。このような結果から、Kane & Engle (2003) は、ワーキングメモリ容量の個人差を決定する要因として目標関連情報の保持能力が重要であるとみなした (Kane & Engle, 2003)。その他にも、アンチサッカード課題 (Kane, Bleckley, Conway, & Engle, 2001) やフランカー課題 (Heitz & Engle, 2007) といった類似の注意課題においても同様の結論が得られており、これらの結果を踏まえて、ワーキングメモリの容量とは、目標と関連のない情報からの干渉や目標から注意を逸らす情報、認知的葛藤などが存在する状況下において、目標と関連する情報を容易にアクセス可能

な状態で能動的に保持することによって目標志向的行動を導く注意プロセスであるとみなされている (Kane et al., 2007)。

上述したように目標関連情報の保持能力は、前頭葉の中心的役割を果たしており、さらにこの能力の個人差はワーキングメモリにどれだけ多くの情報を保持できるかという個人差、すなわちワーキングメモリ容量の高さを決定する要素であるとみなされている。このような知見を第8節において言及した高反すう者におけるストループ課題のエラー率の低さを説明する要因として利用することが可能と考えられる。すなわち、Altamirano et al. (2010) では、Kane & Engle (2003) と同様のストループ課題と、Duncan et al. (1996) と同様の文字命名課題を用いていた。目標関連情報の保持能力という観点からすると、ストループ課題では、1つの目標（すなわち、文字の読みを無視してフォント色へ注意を向け続ける）を維持し続けることが求められる一方で、文字命名課題では複数の目標や教示（試行の開始時に呈示される、注意を向ける側と手がかりの意味）を保持し続けることが求められる。高反すう者はストループ課題において高いパフォーマンスを示した一方で、文字命名課題においては低いパフォーマンスを示したことを踏まえると、高反すう者は、目標が単一であればその目標と行為を保持する能力は高いが、目標が複数であったり複雑であったりする場合には能力は低くなると解釈できるだろう。

このように課題の目標が少ない時の目標保持能力の高さが高反すう者における特徴であると解釈することで、反すうの高さとオペレーションスパンテストにおけるワーキングメモリ容量の高さに正の相関を示した研究の結果も説明可能である (Onraedt & Koster, 2014)。すなわち、反すうが高い者は単一の目標を保持する能力が高いため、同質の能力によって支えられているワーキングメモリの容量 (Kane & Engle, 2003; Kane et al., 2007) も高くなったと考えられる。

第 10 節 ワーキングメモリの更新と下位機能分類

次に、本節ではワーキングメモリに保持した情報を更新する過程について説明する。上述のようにワーキングメモリに保持することのできる情報量は有限であるため、新奇な情報をワーキングメモリに収容するためには断続的にその保持している情報を更新しなければならない。Oberauer (2009)によると、ワーキングメモリにおいて能動的に情報に対する操作を行う領域は直接アクセス領域 (Direct-Access Region) と呼ばれており、ここでは目標に関連する表象は即座にアクセス可能な状態で維持されている (Oberauer, 2009)。また、この領域では、貯蔵される情報の要素は、離散的ではなく、特定の文脈上に結び付けられた状態で維持されている (Oberauer, 2009)。ここでの文脈とは、たとえば、「誰と」「何を」「いつか」といったような情報のことが例としてあげられている。具体的な実験課題では、文脈として空間的配置や時系列が用いられ、文脈と結びつけられる要素として数字やアルファベットなどが用いられている (Kessler & Meiran, 2008; Oberauer, 2002; 2005a)。

この理論に基づくと、ワーキングメモリを更新するということは、記憶の対象となる要素—文脈間の結合関係を環境の要求あるいは自己生成による目標に従って構築し、さらにそれらが不要になった場合はその結合関係を解体し、また新たな結合を再構築する、という極微妙な均衡によって成り立っている。そして、これらの過程は実行機能によって支えられていると考えられており、たとえば更新機能は実行機能の主要な 3 要素の 1 つとしてみなされている (Miyake et al., 2000)。

更新機能を測定するための典型的な課題として、ランニングメモリー課題 (Miyake et al., 2000; Morris & Jones, 1991) と *n*-back 課題 (Jonides et al., 1997) が挙げられる。ランニングメモリー課題は、数唱課題のような典型的な短期記憶課題に更新のプロセスを加えたものである。たとえば、Morris & Jones (1990)の課題では、実験参加者にアルファベットが 1 つずつ連続で呈示された後に、その呈示された数字の最後の 4 つの数字を再生することを求められた。ここで呈示されるアルファベットの数は実験参加者に知らされておらず、

いつアルファベットの呈示が終了するかは実験参加者には不明であったため、実験参加者は連続してワーキングメモリに保持している数列を更新し続ける必要があった。

n-back 課題は、前述したように、連続呈示される刺激に対して、現在呈示されている刺激と *n* 個前に呈示された刺激が同じかどうかを毎試行判断し続ける課題であった。たとえば、言語性の 2-back 課題において「K-G-T-G」のような系列の場合、「T」が呈示された時には、2つ前の項目である「K」を的確に想起し、No 反応を行う。次に、「G」が呈示された時、2つ前の項目は同じく「G」であるため、Yes 反応を行うことが正しい反応である。これを何試行も続けるため、実験参加者は常にワーキングメモリ内の項目－文脈(時系列)間の結合を解体し、再構成し続ける必要がある (Szmalec, Verbruggen, Vandierendonck, & Kemps, 2011)。

ランニングメモリー課題や *n*-back 課題は、更新機能を測定するための一般的な課題であり、特に *n*-back 課題は神経科学の領域において頻繁に用いられている。しかしながら、*n*-back 課題やランニングメモリー課題には更新以外の様々なプロセスが内在しているため、得られた結果が更新機能を反映しているのか、それ以外の機能を反映しているのかわからなくなるという批判がなされている (Bunting, Cowan, & Scott Saults, 2006; Jaeggi, Buschkuhl, Perrig, & Meier, 2010; Rac-Lubashevsky & Kessler, 2016; Szmalec et al., 2011)。たとえば、*n*-back 課題やランニング・メモリー課題における更新のプロセスは、ターゲット以外の項目からの干渉を引き起こしやすく、さらにその干渉をモニタリングするプロセスが効果的な更新と再認判断に関わっているとしている (Bunting et al., 2006; Szmalec et al., 2011)。さらに、Rac-Lubashevsky & Kessler (2016) による詳細な *n*-back 課題の解析によると、2-back 課題は更新のプロセスを反映しているものの、それとは異なるプロセス、すなわち 3-back 項目からの干渉を効果的に制御する能力も測定しているとしている。

その他に、更新過程を測定する課題として、修正版スタンバーク課題がある (Figure 1-3)。この課題は、更新の中でも特に、不要な情報をワーキング

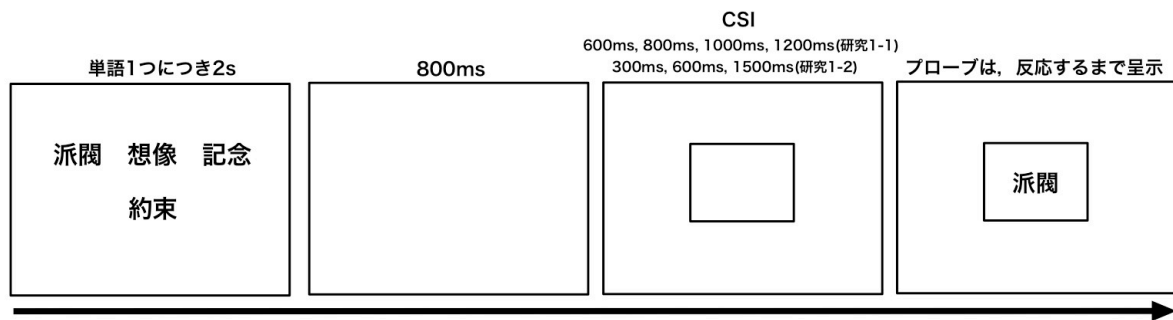


Figure 1-3. 修正版スタンバーク課題の例

メモリから排除する過程について検討するものであった (Oberauer, 2001)。

Oberauer (2001) によって開発されたこの課題で、まず実験参加者は6つの単語を記憶させられた。この6つのうち、半分は青色で、もう半分は赤色で呈示された。次に、単語が消え、手がかりとして青色か赤色で四角いフレームが呈示された。これは、記憶した青色か赤色の単語リストのどちらが次の判断で関連するかを示す手がかりであった。最後に、フレームの中にプローブ単語が一つ呈示された。実験参加者は、この単語がフレームの色と一致していた（青色のフレームなら青色として呈示されていた）かどうかを判断することを求められた。さらに、Oberauer (2001) は、プローブの種類を、無関連語のリスト内のプローブ（侵入プローブ）と、最初に記憶したリストに含まれていなかったプローブ（新奇プローブ）を区別した。そして侵入プローブから新奇プローブの RT を引いた値（侵入効果）について検討した。実験の結果、手がかりのフレームが呈示された後で、侵入効果は時間経過に伴い緩やかに減少することが示された。これは、実験参加者が手がかりのフレームに従い、フレームの色と一致しない単語を直接アクセス領域から排除することに成功したためであると解釈された。したがって、侵入効果の個人差は無関連になった表象をワーキングメモリから排除する抑制能力の個人差を反映すると考えられた (Joormann & Gotlib, 2008; Oberauer, 2001)。

しかしながら、ランニングメモリー課題や *n*-back 課題と同様に、修正版スタンバーク課題における再認や再生、そして干渉に基づく更新機能の測定には問題点が指摘されている。これらの測定方法は、再認や再生に基づいて間接的に更新の効率性や精度を推論するという手続きをとっており、その更新時間以外にも様々な要素が混入していると考えられる。たとえば、再認過程は、熟知性 (familiarity) と回想 (recollection) という2つの過程が働いているとされる。熟知性による判断は、ターゲット項目とプローブ間の類似性と表象の活性化の程度に基づいて行われるが、回想は、ターゲット項目が現れた文脈に基づく詳細な判断に基づいてなされる。たとえば、Oberauer (2001) の修正版スタンバーク課題において、再認時に侵入プローブが呈示された時

に、熟知性のシグナルと能動的な回想が競合するため、その競合過程が RT の遅延や正答率の低さを導くと考えられている。特に修正版スタンバーグ課題では、熟知性のシグナルと能動的な回想の間の競合解決過程のみで結果の説明は可能であり、不要な情報をワーキングメモリから排除するプロセスが働いていない可能性がある(Oberauer, 2005b)。

このような批判の下、近年では記憶更新パラダイムを用いて ワーキングメモリ更新のメカニズムが検討されている。Kessler & Meiran (2008) の実験 (Figure 1-4) では、実験参加者に 3 つの刺激が横並びに呈示され、その刺激の内容と位置を記憶するように教示された。さらに、呈示された刺激を覚えて次の刺激を呈示させる準備ができた時に、キー押しが求められた。キーを押すと特定の位置に再び異なった刺激が呈示され、もし刺激が新しく呈示された場合はその位置の刺激を新しいものに上書きし、覚え直すように求められた。そして覚え直し、次の画面を呈示させる準備ができた時、キーを再び押すことが求められた。これを何度か繰り返すと、ランダムなタイミングで最後に記憶していた刺激の再生が求められた。キー押しにかかる RT を Kessler & Meiran (2008) は、更新にかかる時間 (duration of updating) とみなした。再生の正答率はあくまで更新を実験参加者が行うことを保証するための手続きであったため、従属変数としては扱われず、正答率もほぼ 100% に近かった。

このような直接的に更新時間を測定することができる方法を用いて、近年ではワーキングメモリの更新に関与するメカニズムの解明が進んでいる (Ecker, Lewandowsky, & Oberauer, 2014a; Ecker, Lewandowsky, Oberauer, & Chee, 2010; Rac-Lubashevsky & Kessler, 2016)。Ecker et al. (2010) らは、伝統的に用いられている更新課題は、情報の検索 (retrieval)、置換 (substitution)、変換 (transformation) という 3 つの要素に分かれることを、実験的な操作と確認的因子分析を用いて示した。検索は、呈示されていない情報を利用するプロセスを、置換はワーキングメモリに保持している情報を別の情報に置き換えることを、変換は保持している情報に修正を加えて新たな情報に作り変えることを意味した。構造方程式モデリングによる分析の結果、特に置換は

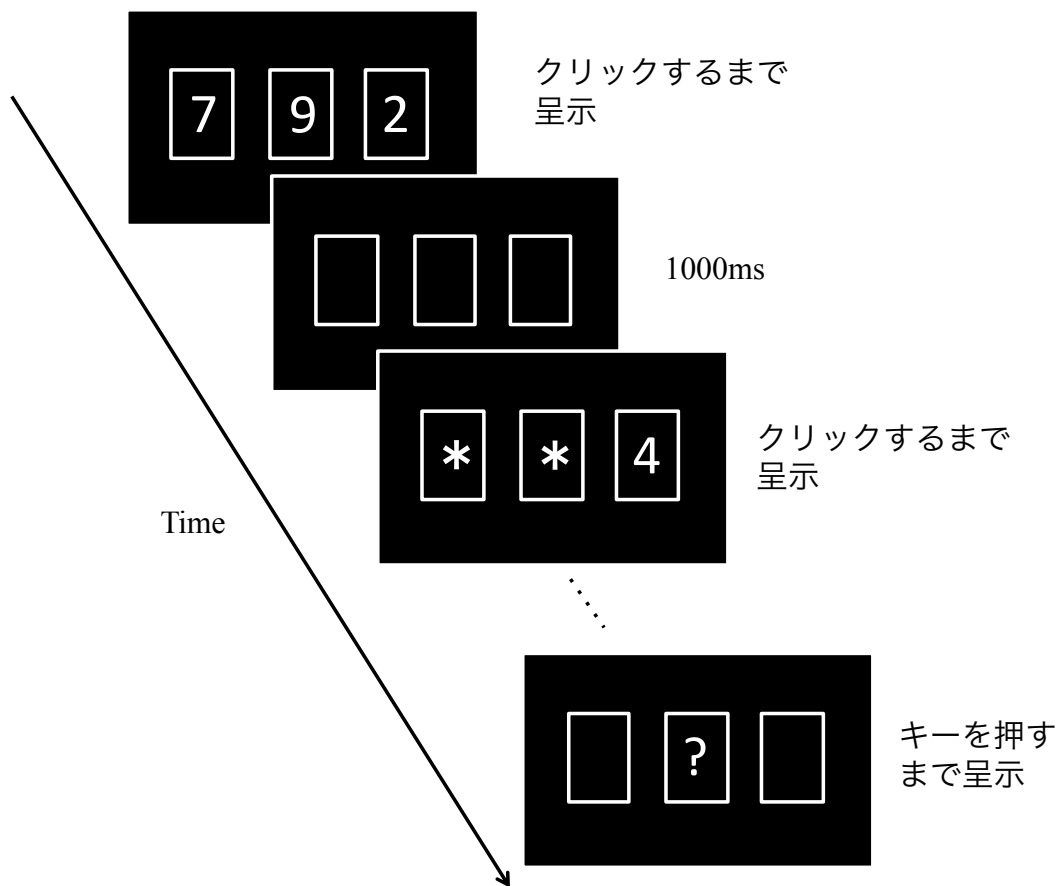


Figure 1-4. 記憶更新課題の例

ワーキングメモリの容量とはほとんど相関がなく、そのためワーキングメモリの容量とは独立の、更新特異的な過程であることを主張した。さらに、Ecker et al. (2014) は置換を新しい情報の記録 (encoding) と古い項目の排除 (removal) の2要素に分割し、確認的因子分析によって因子構造の妥当性を示した。さらに測定信頼性について確認したところ、排除速度の個人差は安定した指標であり、さらにワーキングメモリ容量とは独立の更新特異的なメカニズムであると主張した。

第11節 更新能力と反すうの関連

ここまで更新機能に関する基礎研究を概観してきたが、この更新機能の低下によって反すうの持続過程を説明する試みがなされている。Nolen-Hoeksema (1991) や、Wells & Matthews (1996) といった反すうの主要な理論によると、反すうは抑うつやネガティブな感情と関連する情報に注意を向け続けていくプロセスである (Nolen-Hoeksema, 1991)。それらのプロセスは統制的なワーキングメモリによってコントロールされているわけではなく、長期記憶に貯蔵されたネガティブ情報の自動的な活性化の連鎖によって維持されていると考えられている。ここで、もし更新機能が高い人であれば連鎖的で自動的な思考がワーキングメモリに侵入してきた場合に、その思考を素早く解体して排除し、よりポジティブな思考やニュートラルな思考をワーキングメモリに収容することができるだろう。しかしながら、更新機能が低い人は、ワーキングメモリ内でそれらのネガティブな情報の活性化に抗い、ワーキングメモリ内の情報を更新することができず、それらの情報が維持され続けてしまう、と考えることができるだろう。

このような考えのもと、Joormann & Gotlib (2008) は、前述した抑制欠損仮説の理論的観点から、前述した修正版スタンバーグ課題 (Oberauer, 2001; Figure 1-3) を用いて、大うつ病罹患患者における感情価のネガティブな情報の排除過程について検討した。実験の結果、侵入効果を従属変数として大うつ病罹患群、悲しい気分誘導群、統制群で比較した結果、大うつ病罹患群は、

その他の群と比較して、無関連なネガティブ語による侵入効果がより強かった。さらに、この侵入効果の程度は大うつ病者においてのみ RRS 得点と正の相関がみられた。これは、特性反すうの基礎にある認知過程に、無関連になったネガティブな表象をワーキングメモリから排除する機能の欠如が関わっていることを示唆している。

Joormann et al. (2010) は修正版スタンバーク課題と同様の、無視／抑止課題を使用し、各処理段階における抑制過程と抑うつの関連について検討した。この課題は、2つのフェーズ（無視フェーズと抑止フェーズ）から成っていた。無視フェーズではまず、4つの刺激のうちの一部を覚え、残りの刺激は無視するよう求められた。次に、再認プロブが呈示され、実験参加者はこのプロブが覚えることを求められた単語であったかどうかを判断した。次の抑止フェーズでは、最初に覚えた単語の半分を忘れるように教示された。最後に再び再認プロブが呈示され、このプロブが覚えているべき単語かどうかの判断が求められた。すなわち、無視フェーズはワーキングメモリへの無関連情報の入力を抑制する能力を測定でき、抑止フェーズはワーキングメモリから無関連情報を排除する能力を測定できるとこの研究では考えられた。実験1では感情価のポジティブな単語とネガティブな単語が用いられた。実験2では感情価のニュートラルな材料としてアルファベットが用いられた。その結果、実験1では、うつ病罹患群は統制群と比較して、抑止フェーズにおけるネガティブ語の干渉効果がより大きかった一方、無視フェーズの干渉効果との関連はみられなかった。実験2では、いずれの干渉効果にもうつ病群と統制群の間に差はみられず、干渉効果と反すうの関連もみられなかった。

また、Zetsche et al. (2012) は、Joormann et al. (2010)と同様に入力過程の抑制と排除過程の抑制の比較を行った。この研究では入力過程の抑制を検討するために情動フランカー課題を、排除過程を検討するためにワーキングメモリ選択 (working memory selection) 課題を用いてうつ病罹患群と統制群で比較検討した。情動フランカー課題では、画面上に4つの単語が4隅に呈示された。そのうちの1つはターゲットであり、3つはディストラクタであった。

ターゲットとディストラクタは色が異なっており、実験参加者は、ディストラクタは無視して、ターゲットの感情価がポジティブかネガティブかを判断することを求められた。ターゲットの感情価とディストラクタの感情価が異なっているコンフリクト条件と、異なっていない中性条件における RT の差が干渉得点として算出され、干渉得点は、ワーキングメモリへの入力を制御する能力の指標とされた。ワーキングメモリ選択課題では、始めに、6つの単語が3つずつ2行で同時に呈示された。そして、単語が消失した後、6つのうちの3つの単語が「忘却」という教示とともに呈示され、最後にプローブが1つ呈示された。プローブの種類は、忘却の教示を与えられなかった関連プローブ、忘却の教示を与えられた抑止プローブ、そして最初に呈示されなかった新奇プローブの3種類であった。ワーキングメモリから情報を排除する能力は、抑止プローブへの RT から新奇プローブへの RT の差分である侵入得点が指標とされた。階層的重回帰分析によって RRS への影響を検討したところ、RRS 得点を有意に予測したのは、情動フランカー課題の干渉得点ではなく、ワーキングメモリ選択課題におけるネガティブ語の侵入効果のみであった。Joormann et al. (2010) と Zetsche et al. (2012) の結果を踏まえると、特性反すうの高さには、情報がワーキングメモリに入力される過程における干渉制御ではなく、排除過程の干渉制御が特に関わっていることを示唆している。

このように、干渉制御あるいは抑制のパラダイムを用いて、高反すう者は、特にネガティブな感情価を伴う材料をワーキングメモリから排除することが困難であることが示されてきた。これは課題の目標から外れている材料から干渉を受けるということは、効率的にワーキングメモリからその項目を排除できていない、と考えられるからである。しかしながら、前節で述べたように、干渉制御あるいは抑制のパラダイムによる方法論は干渉条件における反応時間の遅延に基づいた推論であり、直接的にワーキングメモリの更新や排除の速度を測定することができていないことが指摘されている (Kessler & Meiran, 2008; Oberauer, 2005a)。したがって、より直接的に更新時間を測定す

ることの可能な記憶更新パラダイム (Chang, Ecker, & Page, 2017; Ecker et al., 2014a; Kessler & Meiran, 2008) を用いた検討が必要と考えられる。記憶更新パラダイムを用いて、反すうと更新機能の関連を検討した研究はほとんど見られないが、唯一の研究として、Chang et al. (2017) が挙げられる。

Chang et al. (2017) の実験では、Ecker et al. (2014) の方法論が用いられた。画面に横並びで3つのフレームが呈示され、その中に感情価のネガティブかポジティブな単語が呈示された。そして、実験参加者は、それらの単語と単語に対応する空間的位置の記銘が終了した時に、キーを押すことを求められた。すると、フレームの1つが赤色で強調された。これは、この赤色のフレーム内の単語がこの後入れ替わるとする手がかりであった。200ms あるいは1500ms の Cue-Target Interval (CTI) を挟んだ後に新奇な単語が呈示された。ここで実験参加者は、赤く強調されたフレーム内の単語の代わりに新しく呈示された単語をそのフレーム内の単語として覚え直すことを求められ、覚え直し次第キーを押すことを求められた。この新奇単語が呈示されてからキーを押すまでの時間が更新にかかる時間を反映していると考えられた。何度かキー押しを繰り返した後、課題を遂行していたかどうかの確認のため、ランダムなタイミングで単語の再生が求められた。CTIが200msの条件のRTは、手がかり呈示後に古い単語をワーキングメモリから排除するための十分な時間がないため、旧情報の排除にかかる時間と新奇情報の記銘にかかる時間の両方の成分を含むと考えられる。一方、CTIが1500msの条件では、旧情報を排除するための時間は十分であるため、RTには旧情報の排除時間は含まれず新奇情報の記銘にかかる時間のみの成分が含まれていると考えられる。Ecker et al. (2014) に基づき、Chang et al. (2017) はCTI200msのRTからCTI1500msのRTを減じた値をCTI200ms条件のRTで割ることによって排除速度を算出した。

Chang et al. (2017) は、(a) 古いネガティブ語を排除しポジティブ語を記銘する条件、(b) 古いネガティブ語を排除しネガティブ語を記銘する条件、(c) 古いポジティブ語を排除しネガティブ語を記銘する条件、(d) 古いポ

ジティブ語を排除しポジティブ語を記録する条件の4つの条件における排除速度を算出した。そしてそれぞれの排除速度について、事前に抽出された RRS 得点と抑うつ症状の得点の高い者で構成された反すう高群と、それらが低い者によって構成された反すう低群の間で比較した。その結果、反すう高群は反すう低群に比べて、排除する単語の感情価にかかわらずネガティブ語を記録する時に排除速度が速かった。さらにこの排除速度は RRS の得点と負の相関が見られた ($r = .041$) が反すう低群にはそのような傾向はみられなかった。この結果は、古いネガティブ語の排除困難が反すうと関連しているとする抑制欠損仮説の観点とは異なる結果であり (Joormann & Gotlib, 2008; Joormann et al., 2010) むしろ、ネガティブ語をワーキングメモリに收容するための処理が素早いことが反すうの維持にとって重要であることを示唆している。

また、異なった観点として、Quinn & Joormann (2014) は、 n -back 課題を用いて高反すう者のストレス反応とワーキングメモリ更新について検討した。この研究では、大学生の実験参加者がまずストレス誘導のためにスピーチ課題を課され、その後、 n -back 課題を実施した。すると、スピーチ課題を課された群においてのみ、RRS が高いほど n -back 課題の成績が低下する傾向にあったが、スピーチ課題を課されていない実験参加者においてはそのような結果は見られなかった。この結果は、反すうの高い者は、元々の認知機能として更新機能が低下しているのではなく、あくまでストレス反応に対する状態的な反応として更新機能が低下することを示唆している。

ここまで言及してきた反すうとワーキングメモリ更新の関連についてまとめると、うつ病罹患において、修正版スタンバーク課題あるいは同様の方法論を用いた場合、反すうの高さは不要になった感情価のネガティブな表象を排除（あるいは干渉を抑制）することの困難さと関連する。一方で、うつ病に罹患していない実験参加者を対象にした時、反すうが高い者は、ネガティブ情報をワーキングメモリに收容する際の不要な情報の排除速度が素早く、

また、ストレッサーを経験した時に、状態的にワーキングメモリの更新が困難になる、とまとめることができるだろう。

第 2 章

先行研究の問題点と本論文の目的

- 第 1 節 先行研究の問題点
- 第 2 節 本論文の目的

第1節 先行研究の問題点

前章では、反すうが更新能力および目標保持能力とどのような関連にあるのかについて、先行研究の動向を概説した。さらに本節ではこれまでの議論を踏まえ、先行研究の問題点について言及する。

先行研究の第1の問題点として、多くの研究で使用されている刺激材料や実験パラダイムとして何らかの感情価やストレス反応を伴うものが使用されていることが挙げられる。抑うつや反すうは、大脳辺縁系活動の過剰活性と関連すること (Siegle, Thompson, Carter, Steinhauer, & Thase, 2007b) を踏まえると、刺激として感情価のネガティブな材料を使用した先行研究の結果は、ワーキングメモリ更新機能不全によるものではなく、感情価のネガティブな材料を用いたことによってワーキングメモリ内の表象が過剰に活性化した結果である可能性がある。また、感情価がニュートラルな刺激を課題で使用すると、高反すう者は低反すう者に比べて高い課題成績を示すことがある (Altamirano et al., 2010; Onraedt & Koster, 2014) ため、刺激の感情価は反すうと実行機能課題の成績を調整する役割を果たしていることが考えられる。したがって、高反すう者における、感情価のネガティブな材料の処理に特有ではない、より領域普遍的な制御過程 (e.g., Miyake et al., 2000) は、感情価のネガティブな刺激を用いた場合と全く異なっている可能性がある。

第2の問題点として、Chang et al. (2017) を除いて、反すうとワーキングメモリ更新機能との関連を検討した先行研究の方法論が、すでに近年では更新機能の測定方法として批判の対象とされている干渉パラダイムや *n*-back パラダイムに基づいていることが挙げられる (e.g., Joormann & Gotlib, 2008; Meiran et al., 2011; Quinn & Joorman, 2014)。したがって、認知心理学の分野において頻繁に利用されている記憶更新パラダイム (Ecker et al., 2014; Kessler & Meiran, 2008) に基づく実験を行い、より直接的にワーキングメモリの更新にかかる速度を測定する必要があると考えられる。

第3の問題点として、Altamirano et al. (2010) に代表されるような、高反すう者における実行機能の不均衡性あるいは高い実行機能についてはほとんど

検討がなされていないことが挙げられる。Altamirano et al. (2010) の結果は「反すう＝実行機能不全」とみなす従来の素朴な理論 (Joormann et al., 2007; Siegle, Ghinassi, & Thase, 2007a) や単純に全般的な実行機能の改善を通して反すうを低減させようとする介入方法 (Daches & Mor, 2013; Siegle, Ghinassi, & Thase, 2007a) に反するものであった。したがって、反すうと実行機能に関する理論をさらに精緻化し、より有効な介入方法を検討していく上では欠かせない知見であると考えられる。しかしながら、現在のところ Altamirano et al. (2010) の研究を追従する研究はなく、追試もなされていない。したがって、このような知見が再現されるのかどうかを検証し、改訂した理論を提出することは有益な試みと考えられる。

第4の問題点として、実行機能を測定するための方法論上の問題として、課題不純物問題 (Miyake et al., 2000) が挙げられる。これは、実行機能を測定するとみなされている課題では、実行機能そのものを純粋に測定することは困難であり、各課題に内在するより低次の処理（より単純な言語処理や視空間処理など）の交絡を妨げられないという問題である。これに加えて、ワーキングメモリの更新は短期記憶容量と相関が強いこと (Redick & Lindsey, 2013; Schmiedek, Hildebrandt, Lövdén, Wilhelm, & Lindenberger, 2009) や実行機能課題の成績間の相関も高いこと (Friedman et al., 2008; Wolff et al., 2016) を考慮すると、反すうと実行機能の関連を検討していた先行研究で想定していたような機能とは異なった側面を測定していた可能性がある。このような問題を克服するためのアプローチとして、近年標準的に用いられている方法が潜在因子アプローチ (Friedman et al., 2008; Miyake & Friedman, 2012; Wolff et al., 2016) である。これは、特定の機能を測定すると想定される課題を複数同時に測定することで、課題独自の成分を排除し課題間共通の潜在因子を構成するというものである。潜在因子アプローチは、実行機能だけでなく知的能力の構造を把握する上で欠かせない方法論となっており (Jewsbury, Bowden, & Strauss, 2016)、実行機能と精神病理の関連を検討する方法論としても推奨されている (Snyder et al., 2015)。したがって、潜在因子アプローチ

を行うことは、実行機能と反すうの関連性が真に存在するのかどうかということについて、より妥当かつ蓋然性の高い結論を得るためには重要であると考えられるが、これまで反すうと実行機能の関連を検討した研究ではそのような研究は行われていない。

第2節 本論文の目的

上述した1点目の問題点から3点目の問題点を踏まえ、本論文では高反すう者における感情価のニュートラルな材料に対する制御過程とその個人差を検討することを目的とした。さらに本論文では特に、反すうの制御過程を検討する上で重要であると考えられる実行機能の2つの下位機能、すなわち目標保持能力とワーキングメモリ更新能力の個人差に注目した。なお、以降ではワーキングメモリの更新能力は「更新能力」と表現する。以下に、本論文における5つの下位目的と、対応する研究を示した。

- 目的1 刺激の感情価がニュートラルな場合でも、高反すう者は低反すう者と比べて更新能力の低下が見られるのかどうかを検討すること（研究1, 2, 4, 5）
- 目的2 うつ病罹患者ではなく、大学生や大学院生を対象としても、高反すう者は低反すう者に比べて更新能力の低下が見られるのかどうかを検討すること（研究1, 2, 4, 5）
- 目的3 大学生や大学院生を対象とした場合に高反すう者は低反すう者と比べて目標保持能力が高いのかを検討すること（研究3, 4, 5）
- 目的4 高反すう者における実行機能の特徴は、全般的な実行機能の低下ではなく、課題の性質によって高い側面と低い側面が現れるのかを検討すること（研究4, 5）
- 目的5 潜在因子アプローチを用いて上記全ての目的を包括的に検討し、より妥当かつ蓋然性の高いモデルを検討すること（研究5）

さらに、本論文における全体の仮説は次の通りであった。

仮説 1. 実行機能課題の感情価がニュートラルであるとき、大学生・大学院生の高反すう者は低い更新能力を示す。

仮説 2. 実行機能課題の感情価がニュートラルであるとき、大学生・大学院生の高反すう者は高い目標保持能力を示す。

上記の仮説 1 に関して、先行研究 (e.g., Chang et al., 2017; Joormann & Gotlib, 2008; Zetsche et al., 2012) では一貫して、感情価のネガティブな材料を用いた時に、ワーキングメモリの更新困難さが高い反すうと関連していることが示されていた。その一方で、感情価のニュートラルな材料を用いた実験においても、実行機能改善に伴う特性反すうの低下が認められている (e.g., Hoorelbeke et al., 2015; Siegle et al., 2014)。したがって、本論文では、高反すう者におけるワーキングメモリの更新困難さの背景には、感情価に依存しない基礎的な更新能力の低下が関与していると仮定した。

仮説 2 に関して、先行研究では、大学生・大学院生における反すうの高さは、修正版ストループ課題やオペレーションスパンテストにおける高いパフォーマンスを示していた (Altamirano et al., 2010; Onraedt & Koster, 2014)。本論文では、高反すう者におけるこれらの課題成績の高さの背景には、感情価に依存しない目標保持能力の高さが関わっていると仮定した。なお、この高い目標保持能力は、課題で求められる目標が単一であるか複雑性が低い場合のみ当てはまることが想定される。

そして最後に、高い目標保持能力と更新能力の低さといった 2 つの機能は同時に存在し、高反すう者は 2 つの実行機能間の不均衡性によって特徴付けられると仮定した。

本論文の構成を Figure 2-1 に示した。本論文における目的を遂行し、仮説を検証するため、本論文では、(a) ワーキングメモリ更新能力の検討

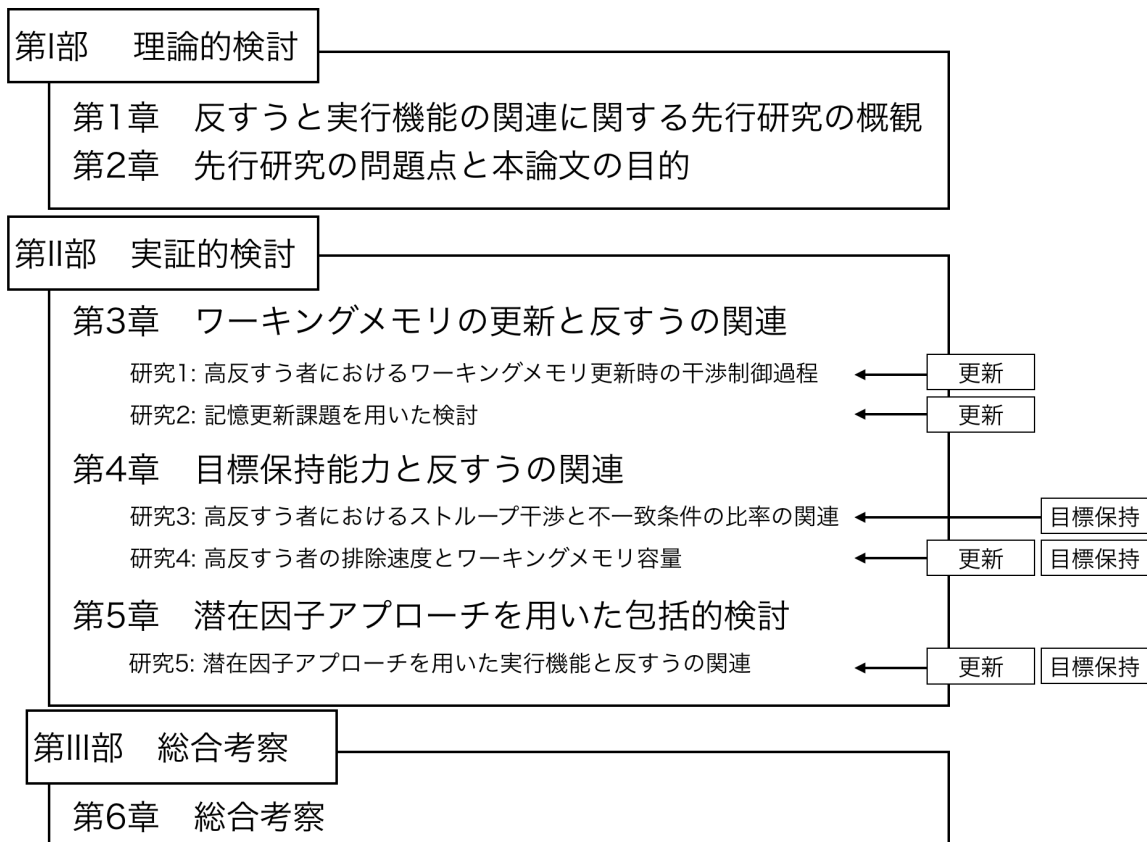


Figure 2-1. 本論文の構成

注) 右側の矢印と結びついた四角形の中には、各研究の主要なターゲットとなる実行機能（更新能力か目標保持能力のいずれか）を示している

(第3章), (b) 目標保持能力の検討(第4章), そして(c) この2つの能力の不均衡性に注目した包括的な検討(第5章), の3つの軸を中心に据え, 議論を展開した。

研究1では, *n*-back 課題を用いて, ワーキングメモリ更新時の干渉制御と反すうの関連について検討した。研究2では, 近年頻繁に用いられている記憶更新パラダイムを用いても高反すう者に更新能力の低下が見られるのかどうかを検討した。研究3では, Altamirano et al. (2010) の結果が再現されるのかどうかを, 統制条件を加えることによって検証した。研究4では, より更新能力の本質的な要素とされている排除速度 (Ecker et al., 2014) とワーキングメモリ容量を同時に測定することで, 低い更新能力と高い目標保持能力によって高反すう者が特徴付けられるのかどうかを調べた。研究5では, 本研究の総括的研究として, 潜在因子アプローチを用いて, 高反すう者は更新能力が低く目標保持能力が高い, という仮説が支持されるかどうかを検証した。

第II部

実証的検討

- 第3章 ワーキングメモリの更新と反すうの関連
- 第4章 目標保持能力と反すうの関連
- 第5章 潜在因子アプローチを用いた包括的検討

第 3 章

ワーキングメモリの更新と反すうの関連

- 第 1 節 高反すう者におけるワーキングメモリ更新時の干渉制御【研究 1】
- 第 2 節 記憶更新課題を用いた高反すう者におけるワーキングメモリ更新能力の検討【研究 2】

第 1 節 高反すう者におけるワーキングメモリ更新時の干渉制御【研究 1】

修正版スタンバーク課題に基づく課題を利用してきた先行研究 (e.g., Joormann & Gotlib, 2008; Yoon et al., 2014) の結果は一貫して、うつ病罹患者は排除すべきネガティブ刺激からの干渉を強く受け、その干渉の強さは反すうの個人差と正の相関があることを示していた。その一方で、同様の課題の刺激の感情価をニュートラルにした場合、うつ病罹患者において排除の困難さと反すうの関連は見られていない (Joormann et al., 2010)。

他方で、刺激の感情価のニュートラルな n -back 課題を用いた研究の結果は一貫していない。臨床群を対象とした研究 (Meiran et al., 2011) では、 n -back 課題の成績低下と反すうの関連が指摘されているが、Quinn & Joormann (2014) においては、高反すう者の n -back 課題の成績低下が見られるのは、スピーチ課題によるストレス誘導後のみであった。

研究 1 では、 n -back 課題に追加的な操作を加えることで、より更新能力を強く反映する指標を用いることを試みた (Gray, Chabris, & Braver, 2003; Szmalec et al., 2011)。 n -back 課題に内在する要素とその制御過程について検討した Szmalec et al. (2011) によると、 n -back 課題は、記銘項目と文脈間の結合関係を解体し、再構築を繰り返す柔軟なプロセスであり、そのためにターゲット項目と無関連な項目からの干渉に脆弱性を抱えている。Szmalec et al. (2011) は、通常の 2-back 課題に $n+1$ ルアー試行と $n-1$ ルアー試行を加えて、 n -back 課題に内在するこのようなプロセスについて詳細に検討した。

Figure 3-1 に、 $n+1$ ルアー試行と $n-1$ ルアー試行が含まれた 2-back 課題の例 (Szmalec et al., 2011) を示した。 $n+1$ ルアー試行とは、2 試行前は現在の項目と一致しないが、3 試行前が一致する試行のことであった。たとえば Figure 3-1 の例において、「に-ふ-つ-に」のような系列で「ふ」がターゲット項目の時に、3 試行前の項目「に」が $n+1$ ルアーであった (Figure 3-1 の下から 2 番目の例)。一方で、 $n-1$ ルアー試行とは、2 試行前は現在の項目と一致しないが、1 試行前が一致する試行のことであった。たとえば 2-back 課題の場合、「や-ふ-に-に」のような系列で、「ふ」がターゲット項目の時の 1 試行前の

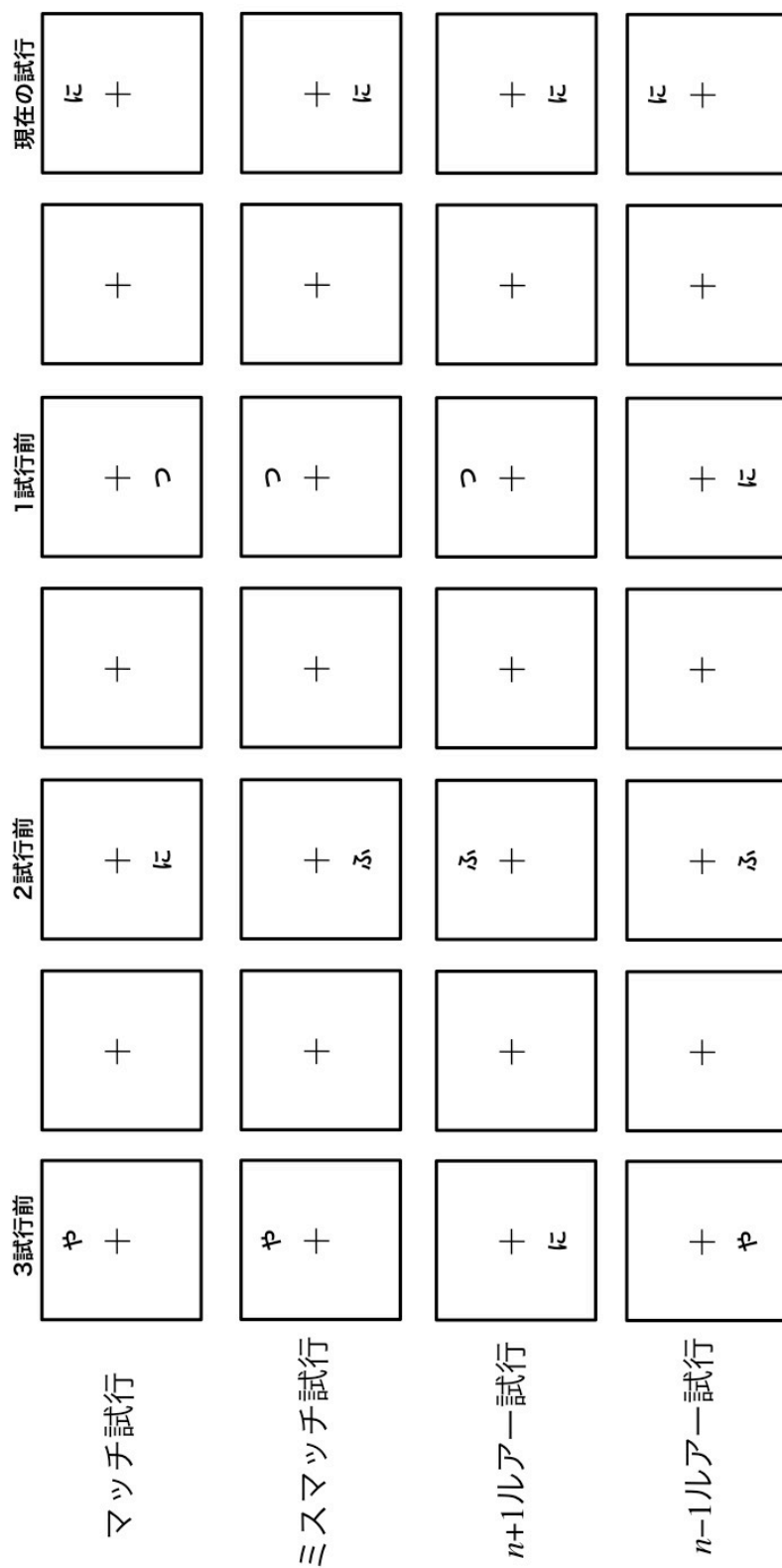


Figure 3-1 n-back 課題(言語) の例

項目「に」を指した (Figure 3-1 の最も下の例)。このルアーが存在する $n+1$ ルアーおよび $n-1$ ルアーは単なるミスマッチ試行に比べてより多くのエラーを引き起こしやすく、遅延した反応を導きやすい (Gray et al., 2003; Rac-Lubashevsky & Kessler, 2016; Szmalec et al., 2011)。ルアー項目からの干渉は、ワーキングメモリ内で頑健に項目-文脈間の結合関係を維持することによって克服できる (Rac-Lubashevsky & Kessler, 2016; Szmalec et al., 2011) が、前述のように n -back 課題はこの項目-文脈間の結合関係を断続的に分解し、再構築しなければならない課題であるため、ルアーからの干渉に脆弱である。したがって、 n -back 課題における $n+1$ ルアーおよび $n-1$ ルアーからの干渉量は単なるミスマッチ試行と比較して、柔軟に項目-文脈間の結合関係を分解し再構築することの困難さ、すなわちワーキングメモリ更新の困難さをより強く反映する指標であるとみなすことができるだろう。

ここで特に、 $n+1$ ルアーは修正版スタンバーク課題 (Joormann & Gotlib, 2008; Oberauer, 2001 など) における侵入プローブと一致した無関連項目に類似している。すなわち、 n -back 課題における $n+1$ ルアーも、修正版スタンバーク課題において侵入プローブとして用いられた無関連項目も、一度は目標と関連していたが、後に目標無関連になったためにワーキングメモリに保持する必要がなくなった項目である。したがって、目標と関連する項目 (2 -back 課題であれば、現在呈示されている項目、1 試行前の項目、2 試行前の項目の 3 つ) のみを頑健にワーキングメモリに保持するためには、 $n+1$ ルアー項目をワーキングメモリから効率的に排除する必要がある。このことから、 $n+1$ ルアーは、ワーキングメモリから不要な情報を排除し、効率的にワーキングメモリを更新する能力をより良く反映する指標であるとみなすことができるだろう。

本研究の目的は、Szmalec et al. (2011) の n -back パラダイムを用いて、ワーキングメモリ更新中の干渉の制御能力と反すうの関連について検討することであった。もし、高反すう者に更新能力の低下が見られるのであれば、高反すう者は低反すう者に比べて、ルアー試行においてより強い干渉効果が見ら

れると思われる。特に、 $n+1$ ルアー試行においてより強い効果が現れることが予想される。本研究ではさらに、領域普遍的な制御の困難さが見られるかどうかを確認するため、言語性の課題と視空間性の課題で成績に違いが見られるかどうかにも同時に検討した。なお、反すうの個人差の測定には RRS の合計得点を用い、考え込みと反省的熟考の区別は行わなかった。これは、RRS 日本語版においては反省的熟考の適応的側面が十分に示されていないためである (Hasegawa et al., 2003)。

方法

質問紙

反すう特性の測定には RRS 日本語版 (Hasegawa, 2013; 以下、分析に用いる場合、「RRS」と表記されているものは RRS 日本語版のことを指す) を用いた。また、抑うつ症状の測定には、日本語版ベック抑うつ質問票第二版 (Beck, Steer, & Brown, 1996; 日本語版: 小嶋・古川, 2003; 以下、BDI-II とする) を用いた。

RRS は、抑うつ気分陥った時の普段の考えや振る舞い方について、「ほとんどなかった」「ときどきあった」「しばしばあった」「ほとんどいつもそうだった」の 4 件法で尋ねる 22 項目によって構成されていた。そのうち 5 項目は下位尺度の考え込みに関する質問項目であり、5 項目は下位尺度の反省的熟考を測定する項目であった。本研究では 22 項目の合計得点を反すうの指標とみなした。

BDI-II は、過去 2 週間の気持ちについて 4 件法で尋ねる 21 項目によって構成されていた。回答 4 件は、項目によって異なっており、それぞれ特定の項目（「悲しさ」など）について 4 段階で回答するものであった（「0 私は気が滅入っていない」、「1 しばしば気が滅入っている」、「2 いつも気が滅入っている」、「3 とても気が滅入ってつらくて堪えがたい」など）。本研究では BDI-II の合計得点を抑うつ症状の重症度を表すものとして用いた。

実験参加者

大学生および大学院生 43 名（男性 16 名・女性 27 名，平均年齢 20.88 ± 2.44 歳）であった。さらに，先行研究 (Hasegawa et al., 2013) の平均値に基づき，反すうを低群と高群に分割した。すなわち，RRS44 点以上を反すう高群，43 点以下を反すう低群とした。その結果，低群 20 名（男性 8 名・女性 12 名，平均年齢 21.00 ± 2.63 歳），高群 23 名（男性 8 名・女性 15 名，平均年齢 20.80 ± 2.33 歳）に分割された。低群の RRS 平均値は，37.00 ($SD = 4.43$) であり，BDI-II の平均値は 5.15 ($SD = 4.98$) であった。高群の RRS 平均値は 54.61 ($SD = 7.57$) であり，BDI-II の平均値は 11.22 ($SD = 6.21$) であった。

実験装置

項目の呈示にはパーソナル・コンピュータ (DELL INSPIRON1545) を使用した。ディスプレイの大きさは 15.4 インチであった。本実験のプログラムは Microsoft Visual Basic 2010 Express を用いて作成された。

実験材料

本実験では言語条件と視空間条件ごとに 4 つの項目リストが使用された。言語条件の各リストは，「あ」「い」「う」「え」「お」「を」および濁音と半濁音を除いた平仮名から無作為に選ばれた文字を項目として用いた (Figure 3-1)。平仮名は 48 ポイントで表示された。視空間条件では 5×5 の黒色の格子と黒色で塗りつぶされた円を使用した (Figure 3-2)。格子の大きさは $15\text{cm} \times 15\text{cm}$ であり，円の大きさは直径 2cm であった。

実験課題

課題として，2-back 課題を用いた。課題は Szmalec et al. (2011) を参考にして作成された。この課題では，2 つのモダリティ条件が設けられた。言語条件 (Figure 3-1) では，平仮名 1 文字が画面中央よりやや上か下のどちらかの位置に無作為に呈示された。これは，実験参加者が平仮名を視覚的な特徴に

基づいて保持することをできるだけ避けるためであった (Szmalec et al., 2011)。視空間条件 (Figure 3-2) では、格子のどこか 1 つに黒色の円が 1 つずつ呈示された。項目は 2500ms おきに 500ms 呈示された。項目と項目が呈示される間、言語条件においては画面の中心に注視点が呈示され、視空間条件においては格子のみがそのまま呈示されていた。

各条件における試行は 4 つの試行タイプに分けられていた。すなわち、マッチ、 mismatch、 $n+1$ ルアー、 $n-1$ ルアー試行の 4 つであった。マッチ試行は、現在呈示されている項目と 2 試行前に呈示された項目が一致する (たとえば、きーくーかーく) 試行であった。一方、 mismatch 試行は現在呈示されている項目と 2 試行前に呈示された項目が一致しない (たとえば、きーくーかーそ) 試行であった。なお、 mismatch 試行においては、5 試行前までにルアーは呈示されなかった。 $n+1$ ルアー試行では、現在呈示されている項目と 2 試行前に呈示された項目は一致しないが、 $n+1$ 、すなわち 3 試行前の項目が現在の項目と一致する (たとえば、そーくーかーそ) 試行であった。 $n-1$ ルアー試行では、現在呈示されている項目は 2 試行前に呈示された項目と一致しないが、 $n-1$ 、すなわち 1 試行前の項目と一致する (たとえば、きーくーそーそ)。各ルアー試行においては、ターゲットから 5 試行前までに他のルアーは含まれないようにした。

項目リストはそれぞれ 47 試行で構成されていた。そのうち初めの 2 試行は 2 試行前と一致しているかどうかの判断はせず、項目を記憶することのみを求められるものであった。残りの 45 試行のうちマッチ試行は 15 試行、 mismatch 試行は 24 試行、 $n+1$ ルアー試行は 3 試行、 $n-1$ ルアー試行は 3 試行含まれていた。

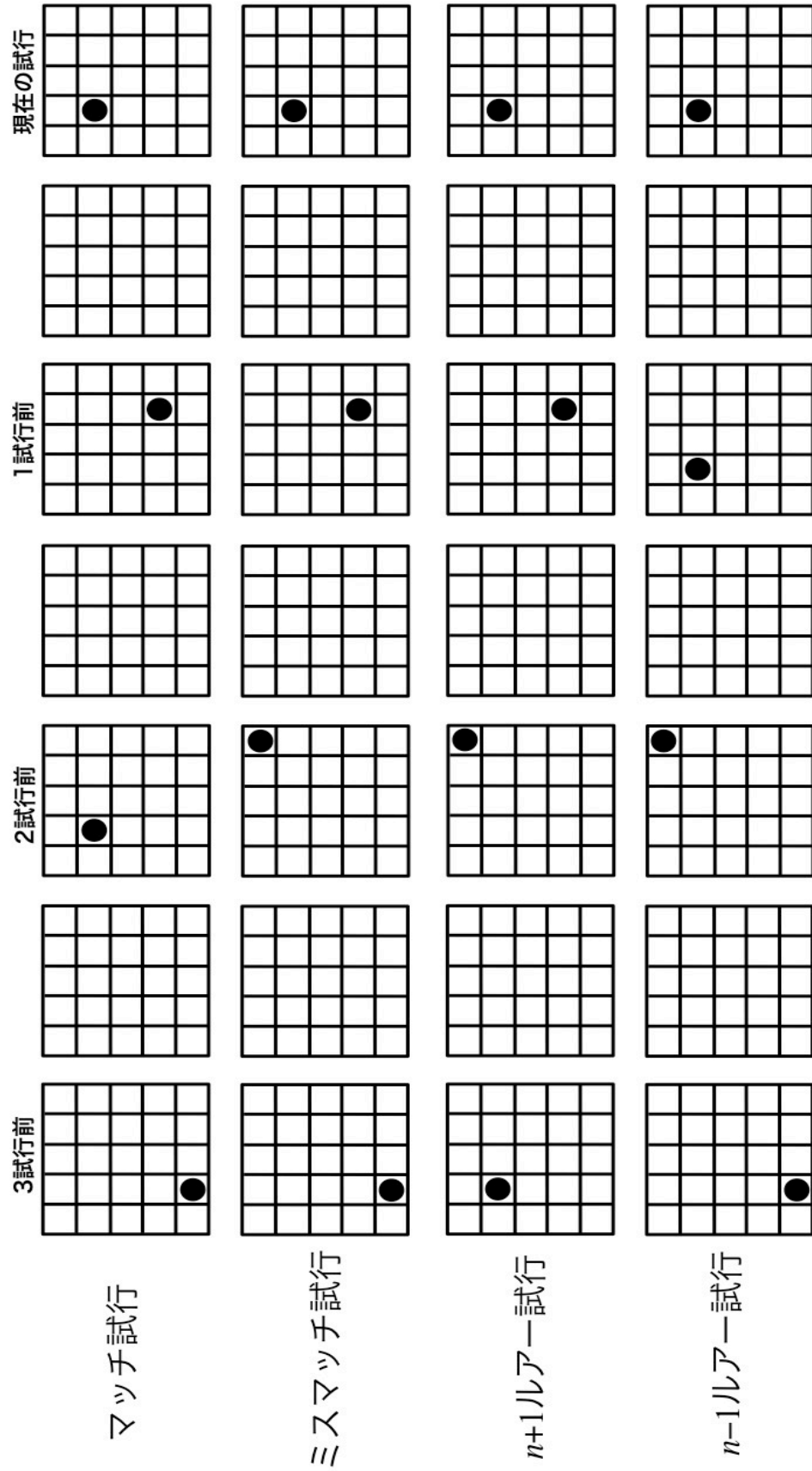


Figure 3-2 n-back 課題(視空間) の例

手続き

実験室に案内された実験参加者はまず実験の説明を受け、実験参加に同意した後、RRS と BDI-II に回答した。両質問紙の回答順序は実験参加者間でカウンターバランスをとった。実験参加者は質問紙への回答終了後、実験装置の前に案内され、それぞれの課題の説明を受けた。その際、実験参加者はコンピュータ画面から 50cm 程度離れて座った。実験参加者は呈示された平仮名（もしくは黒丸の位置）に対して、それが 2 つ前に呈示されたもの（もしくは位置）と同じであればキーボードの「/」を右手の人差し指で、2 つ前に呈示されたもの（もしくは位置）と同じでなければキーボードの「x」を左手の人差し指でできるだけ速く、そしてできるだけ正確に押すように求められた。なお、実験参加者にはルアー試行が含まれていることは伝えられていなかった。

実験の順序は、本試行では同じモダリティ条件の 4 つのリストをそれぞれ連続で実施したが、4 つのリストの順番は実験参加者間でランダムであった。たとえば、言語モダリティ条件を先に実施した場合は、(1) 言語モダリティに関する課題説明、(2) 言語モダリティの 20 試行の練習課題、(3) 言語モダリティの本試行、(4) 視空間モダリティの課題説明、(5) 視空間モダリティの練習試行、(6) 視空間モダリティの本試行、の順番で実施した。練習課題は正答率が 80% に達するまで繰り返された。また、練習課題にルアー試行は含まれていなかった。各モダリティ条件の実施順序は実験参加者間でカウンターバランスをとった。また、実験参加者は、リストとリストの間で適宜休憩をとることができ、休憩の時間は指定されていなかった。

分析 分析には、HAD (清水, 2016) を用いた。分析手順としては、始めに Szmalec et al. (2011) と同様の結果が確認できるかどうかの操作チェックをおこなった。その後、RRS の平均値を基準に実験参加者を特性反すうの高群と低群に分割した。そして各モダリティおよび各試行タイプの正答率および RT の群間差を、BDI-II による抑うつを共変量とした共分散分析によって検討した。なお、RT の分析においては正答した反応のみを分析に加えた。

さらに、各リスト内で $\pm 3SD$ を超えた値ははずれ値として分析から除外した。また、各リストのはじめの2試行は分析に加えられなかった。その結果、除外したデータは全体の6.11%であった。

結果

実験操作の確認

始めに、実験操作の確認を行うため、正答率を従属変数として、モダリティ（言語、視空間） \times 試行タイプ（ミスマッチ、 $n+1$ ルアー、 $n-1$ ルアー）の2要因実験参加者内分散分析を行なった。その結果、試行タイプの主効果 ($F(2, 84) = 41.632, p < .001, \eta_p^2 = .498$) が有意であり、試行タイプ \times モダリティの交互作用が有意傾向であった ($F(2, 84) = 2.727, p = .076, \eta_p^2 = .061$)。しかしながら、モダリティの主効果は有意ではなかった ($F(1, 42) = 0.724, p = .400, \eta_p^2 = .17$)。Szmales et al. (2011) ではモダリティに依存した効果を見出していなかったため、この試行タイプ \times モダリティの交互作用についてはSzmales et al. (2011) と異なっていた。さらに、各モダリティにおける試行タイプの単純主効果について検討したところ、言語条件における試行タイプの単純主効果が有意であった ($F(2, 168) = 22.209, p < .001, \eta_p^2 = .346$)。Holm法による多重比較を行ったところ、ミスマッチ試行は $n+1$ および $n-1$ ルアー試行のそれぞれよりも正答率が高かった ($t(42) = -4.654, p < .001, t(42) = -6.246, p < .001$) が、 $n+1$ と $n-1$ ルアー試行の間に有意な差は見られなかった ($t(42) = -0.907, ns$)。次に、視空間条件における試行タイプの単純主効果が有意であった ($F(2, 168) = 32.295, p < .001, \eta_p^2 = .435$) ため、Holm法による多重比較を行ったところ、ミスマッチ試行は $n+1$ と $n-1$ ルアーよりも正答率が高かった ($t(42) = -6.001, p < .001, t(42) = -5.059, p < .001$)。また、 $n+1$ よりも $n-1$ ルアーの方が正答率が高かった ($t(42) = -3.355, p < .001$)。

次に、RTを従属変数として、モダリティ（言語、視空間） \times 試行タイプ（ミスマッチ、 $n+1$ ルアー、 $n-1$ ルアー）の2要因実験参加者内分散分析を

行なった。その結果、試行タイプの主効果 ($F(2, 84) = 38.982, p < .001, \eta_p^2 = .482$) および試行タイプ × モダリティの交互作用 ($F(2, 84) = 5.548, p = .010, \eta_p^2 = .115$) が有意であり、モダリティの主効果は有意ではなかった ($F(1, 42) = 2.310, p = .136, \eta_p^2 = .052$)。各モダリティにおける試行タイプの単純主効果について検討したところ、言語条件における試行タイプの単純主効果が有意であった ($F(2, 168) = 11.906, p < .001, \eta_p^2 = .221$) ため、Holm 法による多重比較を行った。その結果、ミスマッチ試行は $n+1$ および $n-1$ ルアー試行のそれぞれよりも RT が速かった ($t(42) = 2.752, p = .017, t(42) = 6.317, p < .001$) が、 $n+1$ と $n-1$ ルアー試行の間に有意な差は見られなかった ($t(42) = -1.711, ns$)。さらに視空間条件における試行タイプの単純主効果が有意であり ($F(2, 168) = 31.634, p < .001, \eta_p^2 = .430$)、Holm 法による多重比較を行ったところ、ミスマッチ試行は $n+1$ と $n-1$ ルアーよりも RT が速く ($t(42) = 6.917, p < .001, t(42) = 7.779, p < .001$)、 $n+1$ よりも $n-1$ ルアーの方が RT が速かった ($t(42) = -3.355, p < .001$)。

以上の結果から、言語と視空間のどちらのモダリティにおいても、 $n+1$ および $n-1$ ルアーのどちらもミスマッチ試行よりも正答率が低く、RT が長かった。このことは、Szmalec et al. (2011) と一致して、実験参加者がルアーによって干渉を引き起こされたために生じたと考えられる。一方で、Szmalec et al. (2011) と異なり、部分的にモダリティの効果が見出された。すなわち、視空間条件では Szmalec et al. (2011) と同様に、 $n-1$ ルアーよりも $n+1$ ルアーの方が正答率が低く、RT は長かった一方で、言語条件では $n-1$ ルアーと $n+1$ ルアーの正答率と RT に有意な差は見られなかった。

反すうと干渉効果の関連

各群における正答率を Table 3-1 に示した。抑うつを共変量とし、正答率を従属変数とした反すう（低、高）× モダリティ（言語、視空間）× 試行タイプ（ミスマッチ、 $n+1$ ルアー、 $n-1$ ルアー）の 3 要因混合共分散分析を行った (Figure 3-3)。試行タイプの主効果 ($F(2, 80) = 15.681, p < .001, \eta_p^2 = .282$)

Table 3-1
各群における正答率と標準偏差

	反すう低				反すう高			
	言語		視空間		言語		視空間	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
マッチ	93.417	6.105	94.167	6.656	89.493	8.725	95.000	3.138
<i>n</i> +1/ルアー	89.583	12.645	84.583	12.760	85.507	15.735	82.609	14.194
<i>n</i> -1/ルアー	88.750	10.907	90.000	9.971	89.855	9.387	91.304	8.876
ミスマッチ	99.167	0.932	97.760	5.431	98.913	1.109	99.230	0.954

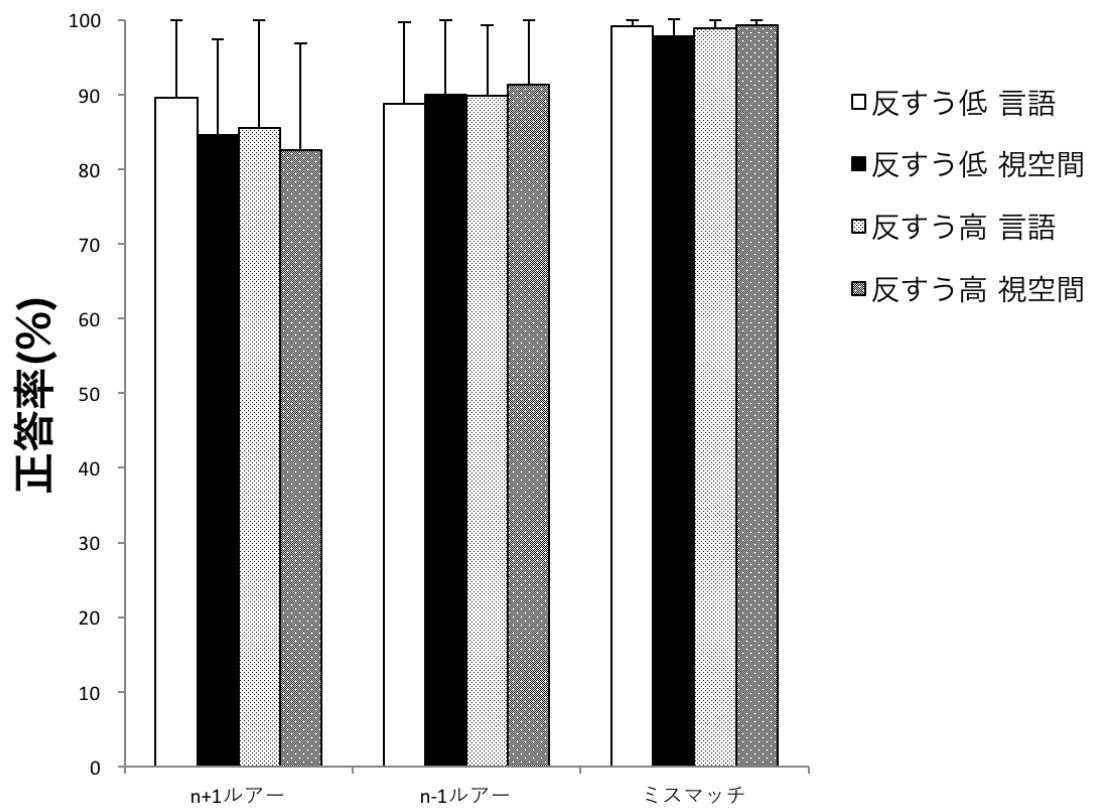


Figure 3-3. 2-back 課題における正答率。エラーバーは標準偏差を示している。

のみ有意であり、モダリティの主効果 ($F(1, 40) = 0.113, p = .738, \eta_p^2 = .003$) および反すうの主効果 ($F(1, 40) = 0.071, p = .791, \eta_p^2 = .002$), その他の交互作用は有意ではなかった ($RRS \times$ モダリティ, $F(1, 40) = 0.333, p = .567, \eta_p^2 = .008$; $RRS \times$ 試行タイプ, $F(2, 80) = 1.082, p = .179, \eta_p^2 = .047$; モダリティ \times 試行タイプ, $F(2, 80) = 0.919, p = .397, \eta_p^2 = .022$; 反すう \times モダリティ \times 試行タイプ, $F(2, 80) = 0.075, p = .916, \eta_p^2 = .002$)。

各群における RT を Table 3-2 に示した。抑うつを共変量とし、RT を従属変数とした反すう (低, 高) \times モダリティ (言語, 視空間) \times 試行タイプ (ミスマッチ, $n+1$ ルアー, $n-1$ ルアー) の 3 要因混合共分散分析 (Figure 3-4) を行ったところ、試行タイプの主効果 ($F(2, 80) = 17.264, p < .001, \eta_p^2 = .301$) が有意であり、反すうの主効果 ($F(1, 40) = 3.378, p = .074, \eta_p^2 = .078$) が有意傾向であったが、モダリティの主効果 ($F(1, 40) = 0.084, p = .074, \eta_p^2 = .002$) は有意ではなかった。さらに、反すう \times 試行タイプの交互作用が有意であった ($F(2, 80) = 7.834, p < .001, \eta_p^2 = .164$) が、反すう \times モダリティ ($F(1, 40) = 0.085, p = .772, \eta_p^2 = .002$) およびモダリティ \times 試行タイプの交互作用 ($F(2, 80) = 0.267, p = .727, \eta_p^2 = .007$) は有意ではなかった。

反すう \times 試行タイプの交互作用が有意であったため、各試行タイプにおける反すうの単純主効果の検定を行った。その結果、 $n+1$ ルアーの単純主効果のみ有意であり ($F(1, 120) = 7.757, p = .006, \eta_p^2 = .162$), 反すう高群は低群に比べて $n+1$ ルアー試行における干渉効果がより強いことが示された。しかしながら、 $n-1$ ルアー ($F(1, 120) = 1.906, p = .170, \eta_p^2 = .045$) およびミスマッチ試行 ($F(1, 120) = 1.354, p = .247, \eta_p^2 = .033$) においては有意ではなかった。

Table 3-2
各群における反応時間と標準偏差

	反すう低						反すう高					
	言語			視空間			言語			視空間		
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD
マッチ	662.064	161.582	555.439	131.517	733.662	148.256	674.497	164.835				
n+1ルアー	691.772	214.737	717.351	203.786	796.036	223.099	930.790	229.141				
n-1ルアー	742.547	200.882	753.220	177.774	811.581	155.387	847.592	205.568				
ミスマッチ	660.928	182.491	653.699	154.094	724.955	153.465	740.052	145.713				

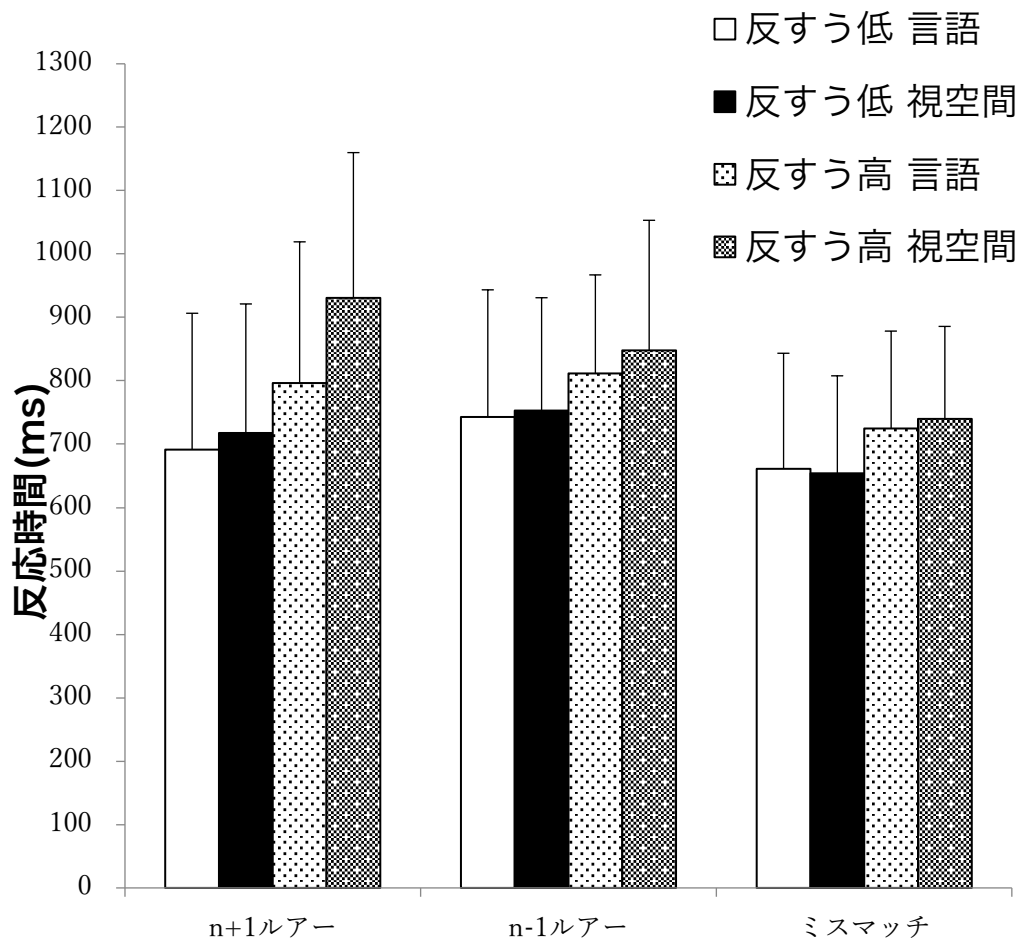


Figure 3-4. 2-back 課題における反応時間。エラーバーは標準偏差を示している。

考察

はじめに Szmalec et al. (2011) の結果が再現されるかどうかについて検討したところ、Szmalec et al. (2011) と同様に、 $n+1$ ルアーと $n-1$ ルアーはルアーの含まれないミスマッチ試行に比べて正答率が低く、RT が長かった。これは、ターゲットと異なる項目が干渉を引き起こしたためであると考えられる。また、本研究では言語条件と視空間条件の間に有意な差が見られたが、Szmalec et al. (2011) ではモダリティ間の差を見出していなかった。さらに、本研究における言語条件においては、 $n+1$ ルアーと $n-1$ ルアーの間に有意な差が見られなかったが、視空間条件では $n-1$ ルアーよりも $n+1$ ルアーの方がより強く干渉を引き起こしていた。Szmalec et al. (2011) は、モダリティに関わらず、 $n+1$ ルアーよりも $n-1$ ルアーの方が干渉量が大きいことを示していた。これは主に、現在 $n-1$ ルアーがワーキングメモリに保持されており、リハーサルの対象であることが関わっているためであると解釈されていた。しかしながら、本研究の言語条件の結果はこの主張を支持しなかった。この不一致の理由として、全体的に実験参加者は頻繁なリハーサルを行わずに課題を行っていたことが考えられる。このような方略を取っていた場合、 $n-1$ ルアーは $n+1$ ルアーと比べて現在の項目からの時間的距離が近いため、ターゲットとの弁別が困難になっていたことが考えられる。また、本研究において呈示する項目の内容と順序は一定であり、完全なランダムではなかった。そのため、先行研究と異なった性質をもつ系列が構成されていたことが不一致の理由として関わっていたかもしれない。

次に、反すうとの関連についてであるが、正答率の分析においては反すう高群と低群で有意な差は示されなかった。しかしながら、RT の分析において、 $n+1$ ルアー試行でのみ、反すうの低群に比べて高群の RT の遅延が認められた。すなわち、この結果は反すう高群は低群と同様の正確さで再認を行っていたが、 $n+1$ ルアー試行においてのみ再認の速度が遅延していたことを示している。この結果は、高反すう者はワーキングメモリからネガティ

ブな表象を排除することが困難であると指摘した先行研究の結果 (Joormann & Gotlib, 2008; Joormann et al., 2010) と一致している。 n -back 課題におけるワーキングメモリの更新は、柔軟な項目-文脈間の結合関係を分解し、再構築が求められる柔軟なプロセスである。そのような更新プロセスの中で $n+1$ ルアーからの干渉効果は、不要な情報をワーキングメモリから排除することでワーキングメモリを効率的に更新し、頑健な保持を促進させる能力をより良く反映する指標であるとみなされる (Rac-Lubashevsky & Kessler, 2016)。より反すうに即した現実的な状況を想定すると、長期記憶からの侵入的な思考や関連するネガティブ思考の活性化が生じている場面では、その活性化した表象の侵入と維持に抵抗するため、ワーキングメモリを頻繁に、かつ柔軟に更新することが必要である。このような状況において、高反すう者は項目と文脈の結合関係の柔軟な更新が困難であるため、結果的に新奇な情報をワーキングメモリ内に維持できず、長期記憶からの侵入やネガティブ思考の活性化を維持させてしまう、と考えられる。

以上の結果から、高反すう者はワーキングメモリを柔軟に更新する過程に困難さをかかえている可能性が示された。特に、 $n+1$ ルアーの干渉制御困難によってその効果が現れた。しかしながら、本研究では $n+1$ ルアー干渉の強さを排除の困難さの指標として扱ったが、実験参加者がワーキングメモリに 3-back 以上前の項目まで保持しながら課題を遂行していた可能性も残されている。3-back 以上前の項目を保持していた場合、得られた結果は排除能力の個人差ではなく、ワーキングメモリの容量や項目-文脈間の結合を強く維持する能力などが関わっている可能性がある。加えて、 n -back 課題による更新能力の測定は、再認判断の効率性や検索過程といった更新とは異なるプロセスを反映している可能性があることが指摘されている (Kessler & Meiran, 2008)。

このような限界点はあるものの、 n -back 課題では、呈示された全ての情報を保持することは不可能であるため項目-文脈間の結合を次々に解体し再構築することは不可欠と考えられる。また、 n -back 課題に内在する過程を解析

した先行研究においても *n*-back 課題がワーキングメモリの更新過程を反映していることは妥当化されている (Rac-Lubashevsky & Kessler, 2016)。したがって、本研究における 2-back 課題の成績は、全体的には更新能力の個人差を反映していると考えられるが、さらに本研究で得られた結果を確証するためには追加の実験が必要と考えられる。そのため、研究 2 と 4 では、近年標準的に利用されている記憶更新パラダイムを用いて更新能力と反すうの関連について検討した。研究 4 では特に、研究 1 の結果を踏まえて排除過程に焦点を当てた検討を行った。

第 2 節 記憶更新課題を用いた高反すう者におけるワーキングメモリ更新能力の検討【研究 2】

研究 2 の目的は、より近年更新機能を測定するために標準的に用いられている記憶更新パラダイム (Kessler & Meiran, 2008) を用いても、高反すう者において更新困難さが見られるかどうかを調べることであった。記憶更新パラダイムでは、再認判断を求めないため、直接的な更新時間の測定が可能であると考えられている。

Kessler & Meiran (2008) の課題 (Figure 1-4) では、*n*-back 課題のように再認判断を求めなかった。その代わりに、実験参加者自身のペースで更新を行い、何度か更新を行った後でランダムなタイミングで再生テストを行う手続きを用いた。Kessler & Meiran (2008) は、無意味図形や数字を 3 つの四角形の中に 1 つずつ呈示し、実験参加者にその項目と項目が呈示された四角形的位置を記憶させた。そして、実験参加者はそれらの項目を記憶し、次の画面を呈示させる準備が完了したら、キーを押すことを求められた。項目が呈示されてからキーが押されるまでの時間が更新時間として測定された。そしてランダムなタイミングで更新が終了し、そこで実験参加者は最後に覚えていた項目とその位置を再生させることを求められた。したがって、この課題では再認判断による間接的な更新時間の測定ではなく、直接的な更新時間が測定された。Kessler & Meiran (2008) はこのような方法論を用いて、更新サイ

ズと更新速度の関連を検討した。具体的には、全く更新を求めない更新サイズ 0 条件、1 つの項目のみ更新させる更新サイズ 1 条件、2 つの項目のみ更新させる更新サイズ 2 条件、そして 3 つの項目すべてを更新させる更新サイズ 3 条件が設けられた。3 つの実験の結果、更新にかかる時間は、更新サイズと比例しなかった。すなわち、更新の全くない更新サイズ 0 条件では、項目の保持のみが求められるため、最も RT が速かったが、次に速かったのは最も更新サイズが大きいはずの更新サイズ 3 条件であった。そして更新サイズ 1 と 2 が次に続いた。この結果の解釈として、Kessler & Meiran (2008) は、記憶更新のメカニズムには、局所的な更新 (Local Updating) と全体的な更新 (Global Updating) が存在し、前者は一度ワーキングメモリに構成された表象を一度分解して、新たな刺激を再構築する必要がある一方で、後者はそのような再構築を行う必要がなく、単に表象を置き換えるだけで良い。したがって、記憶した項目をすべて置き換える際には、たとえ更新サイズが最も大きくとも、局所的な更新に比べて更新にかかる時間が素早いと解釈された。換言すると、局所的更新は一度形成した要素-文脈間の結合関係を一旦分解して再構築する必要があるが、全体的更新では分解する必要がなく、新たな要素-文脈間の結合を構築するだけで良い (Ecker et al., 2014b; Oberauer, 2009)。Ecker et al. (2014) はその後、記銘と排除のどちらが局所的更新と全体的更新に関わっているかを検討した。その結果、局所的更新は主に排除のプロセスに依存しており、全体的更新は記銘に依存していることが示された (Ecker, Oberauer, & Lewandowsky, 2014b)。

本研究では、記憶更新パラダイムを用いても高反すう者におけるワーキングメモリ更新困難が見られるのかどうかを検討すると同時に、より詳細な検討として、更新サイズの影響についても検討した。もし、高反すう者において更新困難が見られるのであれば、より局所的更新を反映する更新サイズ 1 か 2 の条件において反すうの群間差が見られると考えられると予想される。一方で、更新サイズ 0 や 3 の条件においては有意な差は見られないと考えられる。

方法

質問紙

反すう特性の測定には RRS を用いた。抑うつ症状の測定には、研究 1 と異なり、Center for Epidemiologic Studies Depression Scale 日本語版（鹿野・北村・浅井, 1985; 以下, CES-D とする）を用いた。抑うつ症状の測定が研究 1 と異なっていたのは、BDI-II の自殺念慮や性欲に関する項目への回答による実験参加者の負担を考慮したためである。研究 2 以降の実験ではこの理由により、抑うつ症状の測定に CES-D を用いた。

実験参加者

大学生 47 名が実験に参加したが、著しく正答率が低い (55.00%) 者が 1 名いたため、その者を除いた 46 名を対象に分析を行った。分析対象者 46 名の平均年齢は 19.13 ($SD = 1.33$, range = 18–22) 歳であった。研究 2 と同様に、RRS44 点を基準に群分けを行なったところ、反すう低群 15 名（男性 13 名・女性 2 名, 平均年齢 19.00 ± 1.46 歳）、反すう高群 31 名（男性 12 名・女性 19 名, 平均年齢 19.19 ± 1.28 歳）であった。低群の RRS 平均値は 36.60 ($SD = 6.12$) であり、CES-D は 9.53 ($SD = 5.38$) であった。高群の RRS 平均値は 53.06 ($SD = 6.83$) であり、CES-D は 13.65 ($SD = 8.56$) であった。研究 1 では、低群 37.00 ($SD = 4.43$)、高群 54.61 ($SD = 7.57$) であったため、本研究は研究 1 よりもやや低群の分散が大きかったことを除き、近似した平均値と分散を示したと考えられる。

実験機材

刺激の呈示および反応の取得には、12.1 インチの ThinkPad X201 Tablet を使用した。また、実験は Microsoft Visual Basic 2010 Express によってプログラミングされた。

記憶更新課題

記憶更新課題は, Kessler & Meiran (2008) を参考に作成された (Figure 1-4)。実験参加者の課題は, 呈示された数字とそれらが呈示された長方形のフレーム位置の組み合わせを覚えることであった。背景は黒であり, フレームの色は白色だった。各試行は, 3つの長方形が横並びで 1000ms 呈示されるところから開始した。そして, その長方形の中に 1 から 9 のいずれかの数字が白色で 1 つずつ呈示された (記銘フェーズ)。実験参加者には, その数字と, 数字が呈示された場所を覚え, 覚えたらできるだけ素早くマウスをクリックすることが求められた。クリックすると, 3つの数字は消失し, 1000ms 後に 1 から 9 のいずれかの数字か, アスタリスク (*) が呈示された (更新フェーズ)。数字が呈示された場合, 実験参加者は, そのフレームに呈示された数字を置き換えることを求められた。アスタリスクが呈示された場合はそのフレーム内の数字をそのまま覚えておくことが求められた。ここで再び, 実験参加者は次の画面に移る準備ができた場合に, クリックすることを求められた。呈示される数字とアスタリスクの組み合わせによって, 更新 0 条件, 更新 1 条件, 更新 2 条件, 更新 3 条件が設けられた。更新 0 条件では, 3つのフレーム全てがアスタリスクであり, 更新 1 条件では 3つのうちどれか 1つが数字で残り 2つはアスタリスクであり, 更新 2 条件では数字が 2つで残りの 3つがアスタリスク, そして更新 3 条件では 3つのフレーム全てに数字が呈示された。更新 0 条件は 40%の確率で呈示され, 更新 1 条件, 更新 2 条件, 更新 3 条件がそれぞれ 20%の確率で呈示された。数字とアスタリスクは, 99.75 ポイントで MS UI ゴシックフォントで呈示された。数字とアスタリスクの呈示から, 実験参加者がマウスをクリックするまでの間の時間を RT として記録した。何度か更新フェーズでクリックを繰り返した後に, クエスチョンマーク (?) がフレームのいずれか 1つにランダムに呈示された (テストフェーズ)。更新フェーズの繰り返しの数は 1 から 20 の範囲でランダムに決定されたため, 実験参加者はテストフェーズのタイミングの予測が困難であった。テストフェーズでは, 実験参加者は, クエスチョンマークが呈示さ

れたフレームに当てはまる数字をテンキーで入力することを求められた。数字を入力すると、別のフレームにクエションマークが呈示された。これをランダムな順番で行なった。最初の記銘フェーズから、テストフェーズまでを1ブロックとした。実験参加者は全部で20ブロック遂行した。

手続き

実験は個別で行われた。インフォームド・コンセントを取った後、実験参加者はRRSとCES-Dに回答した。回答の順序は実験参加者間でカウンターバランスを取った。次に、実験参加者はパソコン画面上から約60cmの距離をとって座り、記憶更新課題を行なった。記憶更新課題は練習課題3ブロックと、本試行20ブロックで構成されていた。実験参加者はブロック間で適宜休憩を取ることが可能であった。

分析

100%正答したブロックのRTのみを分析の対象とした。また、Kessler & Meiran (2008) に従い、100ms以下のRTと4000ms以上のRTははずれ値として分析から除外した。各ブロックの最後の再生フェーズは、実験参加者が呈示された項目を教示通りに記銘し、更新することを保証するために行われたため、ほぼ100%に近い正答率を示すと考えられる。研究1と同様に、Kessler & Meiran (2008) の結果が再現されるかどうかをまず確認した。その後、研究1と同様の基準 (Hasegawa et al., 2013) で反すうを低群と高群に分割し、群間差について検証した。主な分析は、RTを従属変数とし、CES-Dによって測定された抑うつを共変量とした反すう(低, 高) × 更新サイズ(0, 1, 2, 3)の共分散分析であった。始めに、低群と高群で同様の方略を用いて課題に従事していたかどうかを調べるため、正答率について群間の差を検討した。もし正答率に差が見られた場合は、その後の分析で正答率を共変量として投入した。なお、分析にはHAD(清水, 2016)を用いた。

結果

実験操作の確認

先行研究 (Kessler & Meiran, 2008) と同様に更新サイズによる差が見出されるかを確認するため、RT を従属変数とした、1 要因 (更新 0, 1, 2, 3) 実験参加者内分散分析を行なった。その結果、主効果が有意であった ($F(3, 45) = 223.60, p < .001, \eta_p^2 = .83$)。さらに、Bonferroni の修正による多重比較を行なったところ、更新 2 条件が最も RT が長く、続いて更新 1, 更新 3, 更新 0 条件と続いた (全て $p < .001$)。この結果は、先行研究 (Kessler & Meiran, 2008) と一致して、更新過程は局所的更新と大局的更新の過程に分解され、局所的更新は更新サイズの影響を受けたため、更新サイズ 3 に比べて更新サイズ 1 と 2 の RT が長かったことを示唆している。大局的更新は、項目の数は多いものの、個々の項目の更新数には影響を受けなかったために、局所的更新よりも RT が短かったことを示している。

反すうと更新時間の関連

Table 3-3 に反すうの低群と高群における各変数の記述統計量を示した。始めに、正答率を従属変数として、群間の差を検討したところ、反すう高群は低群に比べて正答率が低かった ($t(44) = 2.892, p = .006, d = .894$)。これは、反すう高群は、正確に呈示された数字を保持せずにマウスをクリックしていたことが示唆している。したがって、以降の分析では正答率を共変量として投入することとした。

反すうと更新時間の関連を検討するため、RT を従属変数とし、抑うつと正答率を共変量とした、反すう (高, 低) × 更新サイズ (0, 1, 2, 3) の 2 要因混合共分散分析を行なった (Figure 3-5)。その結果、反すうの主効果 ($F(1, 41) = 2.099, p = .155, \eta_p^2 = .049$) と更新サイズの主効果 ($F(3, 123) = 1.710, p = .183, \eta_p^2 = .040$) は有意ではなかった。一方で、反すう × 更新サイズの交互作用は有意傾向であった ($F(3, 123) = 2.543, p = .079, \eta_p^2 = .83$) ため、

Table 3-3

各群における記述統計量

	age	RRS	CES-D	正答率	試行数	更新サイズ				
						0	1	2	3	
<hr/>										
反すう低群	<i>M</i>	19.000	36.600	9.533	99.667	212.067	685.112	1225.213	1393.784	920.732
	<i>SD</i>	1.464	6.116	5.383	0.690	23.738	144.978	214.563	296.663	174.818
<hr/>										
反すう高群	<i>M</i>	19.194	53.065	13.645	97.043	212.032	757.733	1363.071	1462.397	990.765
	<i>SD</i>	1.276	6.831	8.562	3.462	21.543	210.254	378.434	387.123	306.149

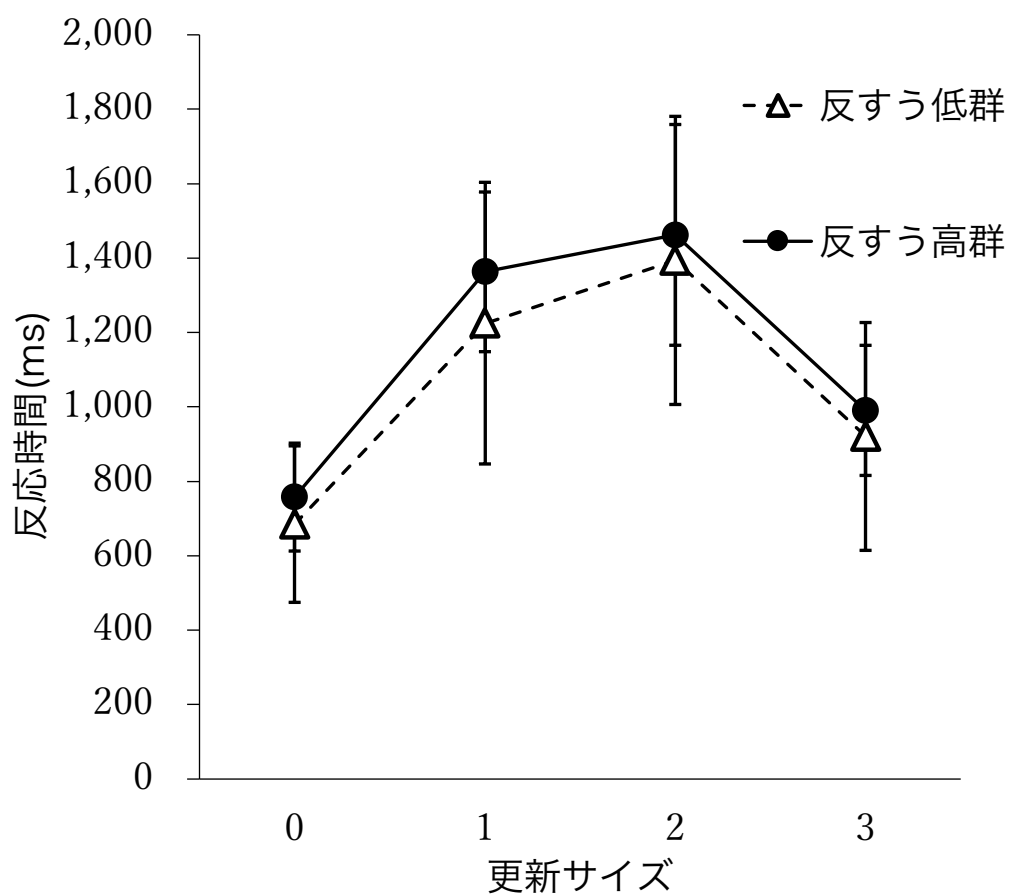


Figure 3-5. 各群における更新サイズごとの反応時間。エラーバーは標準偏差を示している。

各更新サイズについて、反すうの単純主効果を検討したところ、全ての更新サイズにおいて反すうの高低による差は見られなかった（更新0, $F(3, 164) = 0.097, p = .756, \eta_p^2 = .002$; 更新1, $F(3, 164) = 0.139, p = .710, \eta_p^2 = .003$; 更新2, $F(3, 164) = 2.699, p = .102, \eta_p^2 = .062$; 更新3, $F(3, 164) = 0.158, p = .691, \eta_p^2 = .004$ ）。

ANCOVAによって反すうと更新速度の間に関連が見られなかったため、補足的な分析として相関および偏相関分析を行なった。更新サイズ1, 2, 3条件それぞれのRTと更新サイズ0条件のRTの差分を更新コストとして算出した。各更新コストについて、反すうとの相関分析を行なったところ、反すうとの有意な相関はみられなかった（更新1, $r = .117$; 更新2, $r = .038$; 更新3, $r = .026$ ）が、正答率とは有意な負の相関を示した（ $r = -.319$ ）。しかし、抑うつは、更新サイズ3条件における更新コストのみ有意な負の相関を示した（更新1, $r = -.014$; 更新2, $r = -.077$; 更新3, $r = -.322$ ）。また、抑うつは正答率と負の有意な相関を示した（ $r = -.385$ ）。そこで、ANCOVAによる分析と同様に、正答率と抑うつを共変量とした偏相関分析を行なったところ、反すうと更新コストの間の相関は有意ではなく、弱い正の効果量のみ示された（更新1, $r = .156$; 更新2, $r = .124$; 更新3, $r = .226$ ）。

考察

本研究の目的は、記憶更新パラダイム (Kessler & Meiran, 2008) を用いて、高反すう者において更新能力の低下が見られるのかどうかについて検討することであった。第1に、先行研究の結果が再現されるのかどうかを検討したところ、Kessler & Meiran (2008) と一致して、更新サイズ0が最もRTが短く、更新サイズ3, 1, 2と続いてRTが長くなっていった。したがって、記憶更新パラダイムによって測定された更新速度は、局所的更新と全体的更新のプロセスに分解可能であることが確認された。

次に、反すうと更新時間の関連を検討したところ、研究1と異なり、更新サイズに関わらず軍間に有意な差は見られなかった。また、補足的な分析として、正答率と抑うつを統制した偏相関分析を行なったところ、反すうは更新コストと有意な偏相関を示さなかったが反すうと更新コストの間には弱い効果量を示していた。研究1の結果も合わせて考えると、高反すう者におけるワーキングメモリの更新困難が見られなかったのは、サンプルサイズの不足による可能性もある。

研究1の *n*-back 課題による結果と一致せず、記憶更新パラダイムによる更新時間と反すうの間に関連を示さなかった理由として、(a) 研究1と異なった課題を用いたことと、(b) 高反すう者は *n*+1 ルアーによって反映されるような、排除過程において特有の困難さを持っている可能性 (Ecker et al., 2014; Joormann et al., 2010) が考えられる。(a) の可能性について、研究1と2の課題で最も大きな違いは、研究1では実験参加者は更新のペースを自分で決めることができなかつた一方で、研究2では自分のペースで更新を行うことができた。*n*-back 課題のように、外的刺激を連続してワーキングメモリに保持しワーキングメモリを頻繁に更新することが求められるような課題では、ワーキングメモリ内の項目と文脈の結合を強く維持することは困難である。高反すう者はこのような状況下において、よりワーキングメモリ内の項目と文脈の結合を強く維持することに困難を示すが、記憶更新課題のように比較的自己のペースで記憶更新を進めていくことができる場合は更新にかかるコストはそれほど大きくない可能性がある。

(b) の可能性については、感情価のネガティブな刺激をワーキングメモリから排除することの困難さを指摘した先行研究 (e.g., Joormann & Gotlib, 2008) でも指摘されていたことである。そのため、第4章の研究4において、この問題について検討を行った。

次章では、更新能力から離れ、目標保持能力と反すうの関連について検討した。

第4章

目標保持能力と反すうの関連

- 第1節 高反すう者におけるストループ干渉と不一致条件の比率の関連【研究3】
- 第2節 高反すう者の排除速度とワーキングメモリ容量の関連【研究4】

第1節 高反すう者におけるストループ干渉と不一致条件の比率の関連

【研究3】

研究1および研究2では、ワーキングメモリの更新と反すうの関連について、高反すう者において低いパフォーマンスを示すとの仮説を立て、検討してきた。しかしながら、Altamirano et al. (2010) によって示されたように、高反すう者は、課題目標の少ない目標保持課題において高いパフォーマンスを示すことがある。Altamirano et al. (2010) の実験では、Kane & Engle (2003) の修正版ストループ課題が用いられた。一般的なストループ課題では、色を表す文字の読みとフォントの色が一致している条件（たとえば、赤色のフォントで描かれた「あか」）と一致していない条件（たとえば、青色のフォントで描かれた「あか」）がランダムに提示された。そして実験参加者は、文字の読みは無視してフォントの色の方を読み上げることが求められた。一致条件においては、文字の読みも文字のフォント色も一致しているため、実験参加者は流暢にそのフォント色を読み上げることが可能であった。その一方で、不一致条件においては、文字の読み（あか）とフォント色（青色）の間で認知的葛藤を生じさせるため、正答率は低下し、さらにその葛藤を乗り越えるためのより長い時間がかかる。Altamirano et al. (2010) は、1ブロック内のこの一致条件と不一致条件が呈示される試行の割合を変化させる方法論を用いて、高反すう者の目標保持能力について検討した。

この修正版ストループ課題では通常のスループ課題と異なり、一致試行の比率が全体の75%であり、不一致試行の比率が全体の25%であった。このような操作によって修正版ストループ課題では、より特定の目標（すなわち、文字の読みを無視し続けて色名への注意を維持しつづけること）を維持することが求められる。換言すると、この課題ではブロック内のほとんどの試行が一致試行であるため、実験参加者は、課題の教示あるいは目標を無視して、より習慣的で自動的な反応である文字読みに依存した方略を取り続けることを促進させられる。しかしながら、文字読みに依存した方略を取っていると、突然、不一致試行が呈示された時に誤って文字を読んでしまい、エラーが生

じる。このような目標の無視を促進させられる条件において、エラーを減少させるためには、目標とその関連する行為をワーキングメモリに保持し続けることが重要である。言い換えると、一致試行においても文字の読みではなくフォント色の方に注意を向け続けることで、突然不一致試行が呈示されたとしても、エラーを生じさせる可能性が低くなる。Altamirano et al. (2010) はこの実験の結果、RRS 得点と不一致試行におけるエラー率の間に負の相関を示した。さらにこの相関は抑うつを統制しても有意なままであった。したがって、反すうが高い者は目標が単一である場合、目標保持能力が高い傾向にあり、その結果として不一致試行におけるエラー率の低下が見られたと考えられる。

Altamirano et al. (2010) のこの知見は、これまでの反すうは低い実行機能によって維持されているとする観点とは異なるものであり、Altamirano et al. (2010) の柔軟性の観点からの考察はさらなる理論的發展を導いた (Whitmer & Gotlib, 2013)。しかしながら、直接的に同様の方法論を用いて高反すう者の目標保持能力について検討した研究は著者の知る限りでは存在しない。さらに、Altamirano et al. (2010) では、ブロック内の不一致試行の比率が 25% の条件しか使われておらず、統制条件との比較が行われていなかった。したがって、色に対する流暢性や、言語能力、あるいは目標保持能力とは異なる制御能力の個人差などが結果に影響していた可能性がある。このことから、本研究では、Altamirano et al. (2010) の実験にさらに改良を加えて、高反すう者の目標保持能力について検討した。具体的には、Altamirano et al. (2010) と同様の、不一致 25% 一致 75% 条件に加えて、不一致 75% 一致 25% 条件を設定した。また、これらの条件を実施する順序の効果についても同時に検討した。

方 法

質問紙

CES-D 日本語版(島他, 1985)によって抑うつ症状を, RRS (Hasegawa, 2013)によって反すうの頻度を測定した。

実験参加者

大学生および大学院生 40 名であった。実験を実施する前に RRS によって測定を行ない, 研究 1 および 2 と同様に RRS44 点を基準として高群 20 (男性 6, 女性 14) 名と低群 20 (男性 6, 女性 14) 名に分類した。高群の平均年齢は 19.25 ($SD = 0.79$) 歳であり, 低群は 20.6 ($SD = 1.99$) 歳であった。また, そのうち半分の実験参加者を 2 つの順序条件に男女比が同じになるように割り振った。すなわち, 比率 25%条件が先の条件と比率 25%条件が後の 2 つであった。まとめると, 群は (a) 反すう低・25%前群 (男性 3 名, 女性 7 名), (b) 反すう低・25%後群 (男性 3 名, 女性 7 名), (c) 反すう高・25%前群 (男性 3 名, 女性 7 名), (d) 反すう高・25%後群 (男性 3 名, 女性 7 名) の 4 群であった。反すう低・25%前群の RRS 平均値は 35.70 ($SD = 4.45$), CES-D 平均値は 6.20 ($SD = 3.71$) であり, 反すう低・25%後群の RRS 平均値は 36.40 ($SD = 3.66$), CES-D 平均値は 6.80 ($SD = 3.43$) であり, 反すう高・25%前群の RRS 平均値は 52.80 ($SD = 6.96$), CES-D 平均値は 12.00 ($SD = 10.40$) であり, 反すう高・25%後群の RRS 平均値は 53.50 ($SD = 5.97$), CES-D 平均値は 14.70 ($SD = 7.53$) であった。

実験機材

刺激の呈示および反応の取得には, 12.1 インチの ThinkPad X201 Tablet を使用した。また, 実験は Microsoft Visual Basic 2010 Express によってプログラミングされた。

修正版ストループ課題

Kane & Engle (2003) の修正版ストループ課題を用いた。実験参加者は、黒色の背景の画面に、赤、青、緑のいずれかの色でフォントが描かれた「あか」「あお」「みどり」文字の読みは無視し、文字のインクの色⁴をできるだけ速く正確に読み上げることが求められた。

刺激は、実験参加者が反応するまで呈示された。RTの取得は、ボイスキーによって行われ、反応の内容はICレコーダーで録音された。刺激間隔は500msで、その間は注視点のみ画面に呈示された。

条件としてフォント色と文字の読みが一致する一致条件と、フォント色と文字の読みが一致しない不一致条件が設けられた。48試行からなるブロックを全体で8ブロック行った。8ブロックのうち半分は、不一致条件の比率が全体の25%（一致75%）であり、もう半分は不一致条件が全体の75%（一致25%）であった。また、各反すう群のうち半分の実験参加者は25%条件を先に実施し、もう半分の実験参加者は25%条件を後で行った。

分析

分析には、HAD（清水, 2016）を用いた。RTの分析については、正答しなかったRTのみ分析の対象とした。これまでと同様に、始めに実験操作の確認を行った後に、CES-Dによる抑うつを共変量とした共分散分析を行った。

結果

各群における正答率をTable 4-1に示した。正答率を従属変数として、抑うつを共変量とした反すう（低、高）× 不一致25%ブロックの順序（前、後）× 比率（25%、75%）× 一致性（一致、不一致）の4要因混合ANCOVAを実施した（Figure 4-1）。反すうと不一致25%ブロックの順序は実験参加者間

⁴ 実際の教示ではわかりやすさを優先させるため、「フォントの色」ではなく「インクの色」と教示した。

Table 4-1
各群における正答率

		25%		75%		
		一致	不一致	一致	不一致	
反すう低	25%前	<i>M</i>	99.514	90.208	99.583	97.431
		<i>SD</i>	0.736	8.161	0.878	2.072
	25%後	<i>M</i>	99.097	91.667	99.167	97.917
		<i>SD</i>	1.088	7.014	1.457	1.823
反すう高	25%前	<i>M</i>	99.722	95.625	99.375	99.028
		<i>SD</i>	0.359	3.323	1.406	0.815
	25%後	<i>M</i>	99.792	95.833	99.583	97.917
		<i>SD</i>	0.335	5.379	0.878	2.619

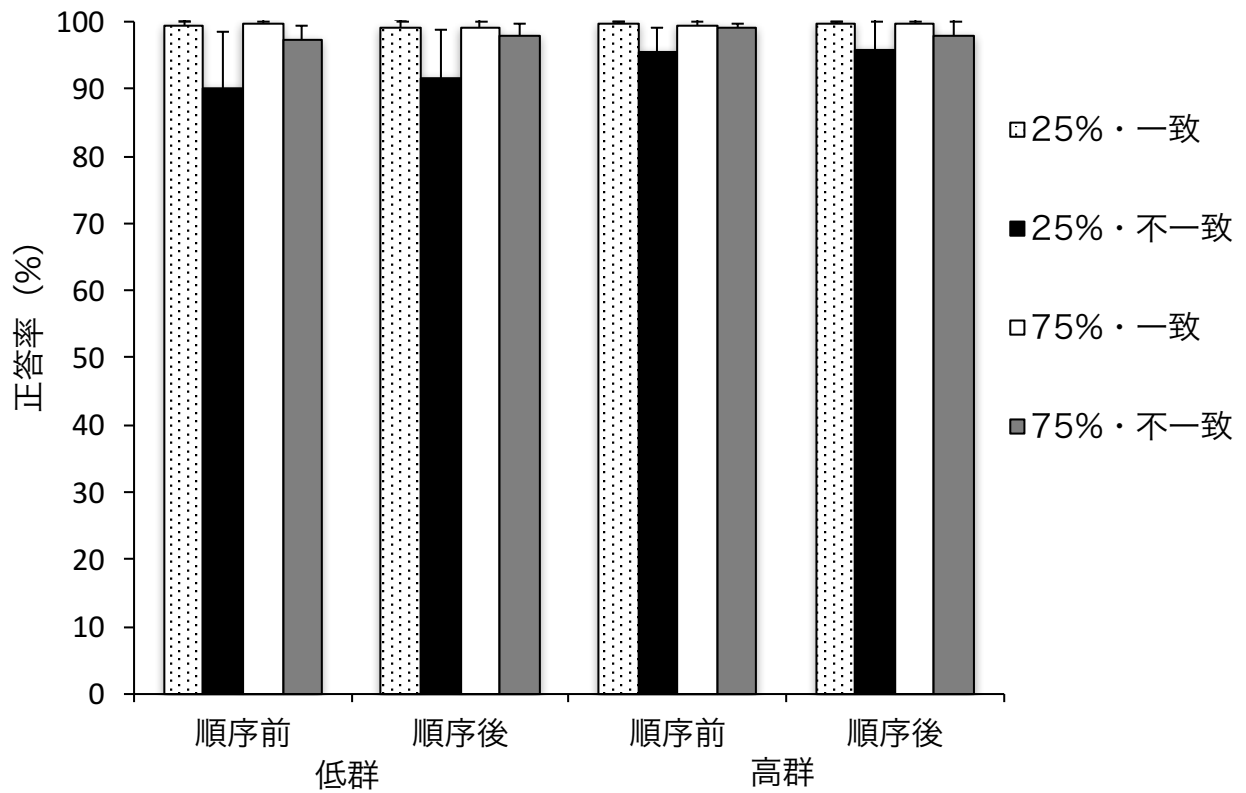


Figure 4-1. 各条件, 各群における正答率, エラーバーは標準偏差を示している。

要因であり、比率と一致性は実験参加者内要因であった。その結果、反すうの主効果 ($F(1, 35) = 7.103, p = .012, \eta_p^2 = .169$)、比率の主効果 ($F(1, 35) = 8.462, p = .006, \eta_p^2 = .195$)、および一致性の主効果 ($F(1, 35) = 8.239, p = .007, \eta_p^2 = .191$) が有意であった。不一致 25% ブロックの順序の主効果は有意ではなかった ($F(1, 35) = 0.055, p = .816, \eta_p^2 = .002$)。反すう × 比率の交互作用 ($F(1, 35) = 4.079, p = .037, \eta_p^2 = .119$) と反すう × 一致性の交互作用 ($F(1, 35) = 6.116, p = .018, \eta_p^2 = .149$)、および比率 × 一致性の交互作用 ($F(1, 35) = 8.125, p = .007, \eta_p^2 = .188$) が有意であった。さらに、反すう × 比率 × 一致性の交互作用が有意傾向であった ($F(1, 35) = 3.010, p = .097, \eta_p^2 = .079$)。

反すう × 比率 × 一致性の交互作用が有意傾向であったため、さらに下位検定を行ったところ、不一致 25% 条件の不一致試行における反すうの単純・単純主効果が有意であり、高反すう者は低反すう者に比べて正答率が高かった ($F(1, 140) = 20.776, p < .001, \eta_p^2 = .372$)。しかしながら、不一致 25% 条件の一致試行における反すうの単純・単純主効果 ($F(1, 140) = 0.184, p = .669, \eta_p^2 = .005$)、不一致 75% 条件の不一致試行における反すうの単純・単純主効果 ($F(1, 140) = 1.502, p = .222, \eta_p^2 = .041$)、不一致 75% 条件の一致試行における反すうの単純・単純主効果 ($F(1, 140) = 0.022, p = .881, \eta_p^2 = .001$) は有意ではなかった。

各群における RT の平均値および標準偏差を Table 4-2 に示した。RT を従属変数として、抑うつを共変量とした反すう (低, 高) × 不一致 25% ブロックの順序 (前, 後) × 比率 (25%, 75%) × 一致性 (一致, 不一致) の 4 要因混合 ANCOVA を実施した (Figure 4-2)。反すうと不一致 25% ブロックの順序は実験参加者間要因であり、比率と一致性は実験参加者内要因であった。その結果、一致性の主効果 ($F(1, 35) = 36.933, p < .001, \eta_p^2 = .513$)、比率 × 一致性の交互作用 ($F(1, 35) = 14.994, p < .001, \eta_p^2 = .300$) が有意であった。また、不一致 25% ブロックの順序 (前, 後) × 比率 (25%, 75%) × 一致性 (一致, 不一致) が有意傾向であった ($F(1, 35) = 3.173, p < .084, \eta_p^2 = .083$)。

Table 4-2
各群における反応時間平均値および標準偏差

		25%		75%		
		一致	不一致	一致	不一致	
反すう低	25%前	<i>M</i>	638.170	735.401	649.690	702.064
		<i>SD</i>	75.676	138.150	65.954	91.073
	25%後	<i>M</i>	658.377	787.063	669.441	714.736
		<i>SD</i>	63.241	85.443	85.940	86.837
反すう高	25%前	<i>M</i>	688.244	791.828	706.276	742.234
		<i>SD</i>	102.550	128.440	139.154	146.185
	25%後	<i>M</i>	615.147	744.192	653.369	687.768
		<i>SD</i>	58.635	73.058	72.590	66.293

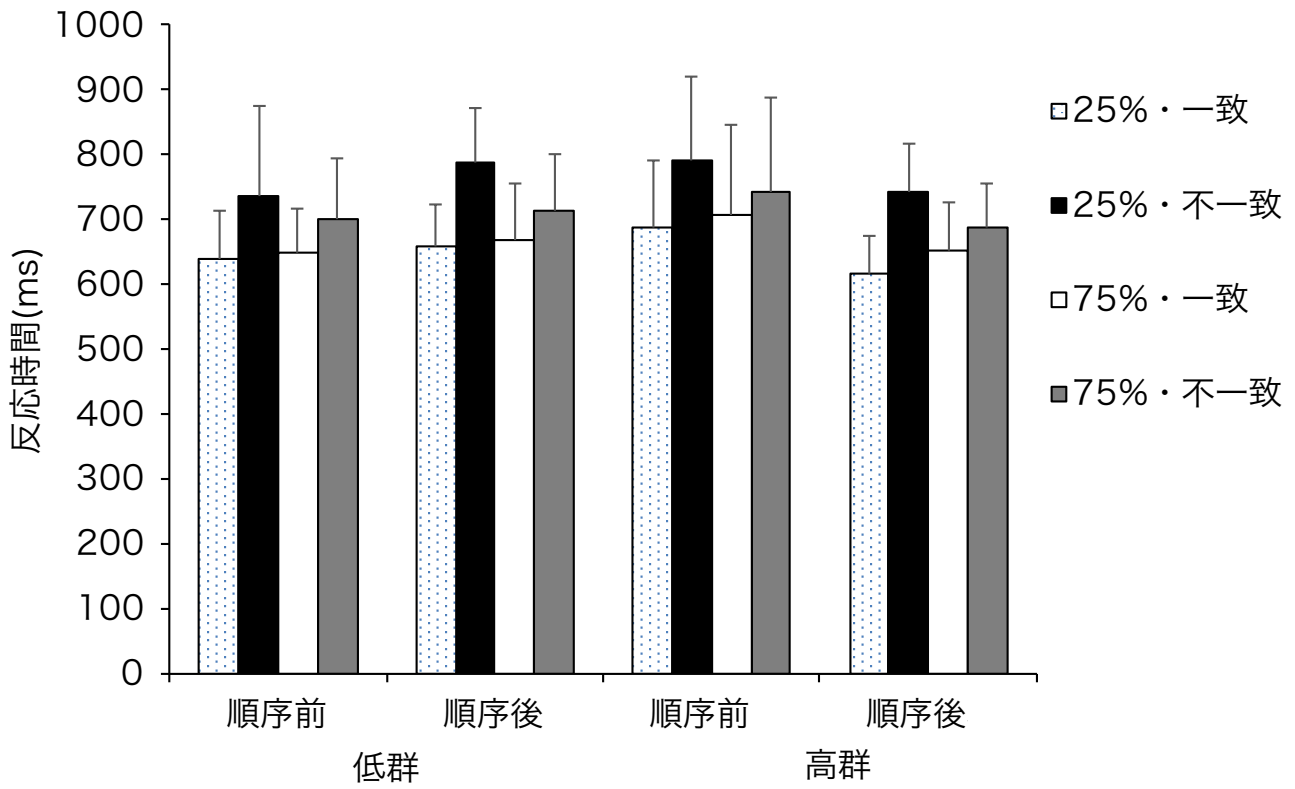


Figure 4-2. 各条件, 各群における反応時間, エラーバーは標準偏差を示している。

しかしながら、反すうと関連する有意な差はみられなかった（反すうの主効果, $F(1, 35) = 0.317, p = .577, \eta_p^2 = .009$; 反すう \times 不一致 25% ブロックの順序, $F(1, 35) = 1.933, p = .173, \eta_p^2 = .052$; 反すう \times 比率, $F(1, 35) = 0.774, p = .385, \eta_p^2 = .022$; 反すう \times 一致性, $F(1, 35) = 0.151, p = .700, \eta_p^2 = .004$; 反すう \times 不一致 25% ブロックの順序 \times 比率, $F(1, 35) = 0.879, p = .355, \eta_p^2 = .024$; 反すう \times 不一致 25% ブロックの順序 \times 一致性, $F(1, 35) = 0.000, p = .985, \eta_p^2 = .000$; 反すう \times 比率 \times 一致性, $F(1, 35) = 0.189, p = .667, \eta_p^2 = .005$; 反すう \times 不一致 25% ブロックの順序 \times 比率 \times 一致性, $F(1, 35) = 0.170, p = .682, \eta_p^2 = .005$ ）。

考察

研究 3 の目的は、Altamirano et al. (2010) の結果が再現されるかどうかを検討することであった。Altamirano et al. (2010) と異なり、本研究では、不一致 75% 一致 25% 条件を含め、Altamirano et al. (2010) の条件との比較を行った。その結果、仮説と一致して、不一致試行の比率が 25% の条件においてのみ、高反すう者は低反すう者に比べて正答率が高かった。しかしながら、不一致試行の比率が 75% の条件や一致条件においては群間差は見られなかった。さらに、RT の分析においては有意な群間差は見られなかった。

Kane & Engle (2003) の観点に従うと、不一致試行の比率が 25% の条件においては正答率の高さが目標の保持能力を反映する一方で、不一致試行の比率が 75% の条件では RT の速さが目標の遂行後の干渉解決能力を反映しているとされる。すなわち、高反すう者は、課題の教示あるいは目標をワーキングメモリにより強く保持し続け、一致試行においてもフォント色の方に注意を向け続けていたことを示唆している。また、RT の分析では全ての条件で群間差が見られなかったことから、高反すう者が低反すう者に比べて、単にゆっくりと慎重な反応をしていた訳ではないことと、干渉解決能力に差がないことが示唆された。Altamirano et al. (2010) では、不一致 75% 条件との比較を行っていなかったため、目標保持能力とは異なる制御能力や、色の知覚、言

語の流暢性といった、その他の個人差の影響によって結果が得られていた可能性があった。しかしながら、本研究では不一致 75%条件においては群間差が認められなかったため、Altamirano et al. (2010) の指摘するように、高反すう者における正答率の高さは、目標保持能力の高さが強く反映されていた可能性はさらに高いことが示された。

研究1と研究3の結果は、Altamirano et al. (2010) や Whitmer & Gotlib (2013) の指摘するように、高反すう者は単なる実行機能の全般的低下ではなく、個々の能力の不均衡性を有していることを示唆している。研究4では、これらの結果を踏まえ、高反すう者の実行機能の不均衡性についての仮説をさらに検討するため、記憶更新パラダイムによる測定に基づいた排除速度と、ワーキングメモリの容量の関連について検討した。

第2節 高反すう者の排除速度とワーキングメモリ容量の関連【研究4】

研究1では、ワーキングメモリ更新中に生じる干渉、特に $n+1$ ルアーからの干渉制御困難さが示された。しかしながら、研究2では記憶更新パラダイムによる更新時間への反すうの影響は見られなかった。また、その一方で、研究3では、高反すう者は目標の保持能力が高く、不一致試行の比率が少ない条件において不一致条件のエラーが少ないことが示された。研究1と2の結果、および先行研究の結果 (Joormann & Gotlib, 2008; Joormann et al., 2010) を踏まえると、高反すう者における更新の困難さは、不要な情報の排除においてのみ特異的な困難さである可能性がある。したがって、本研究では、記憶更新パラダイムを用いた排除速度の測定 (Ecker et al., 2014a) を利用する。

Ecker et al. (2014a) によると、ワーキングメモリから不要な情報を排除する速度は、ワーキングメモリの容量とは独立した、更新能力の最も本質的な側面であるとしている。Ecker et al. (2014a) の実験 (Figure 4-1) では、3つのフレームが横並びで呈示され、そしてそのフレームの中にアルファベットが1つずつ呈示された。実験参加者は3つのアルファベットとそれらが呈示された位置を記憶することを求められた。アルファベットが消失した後、3つの

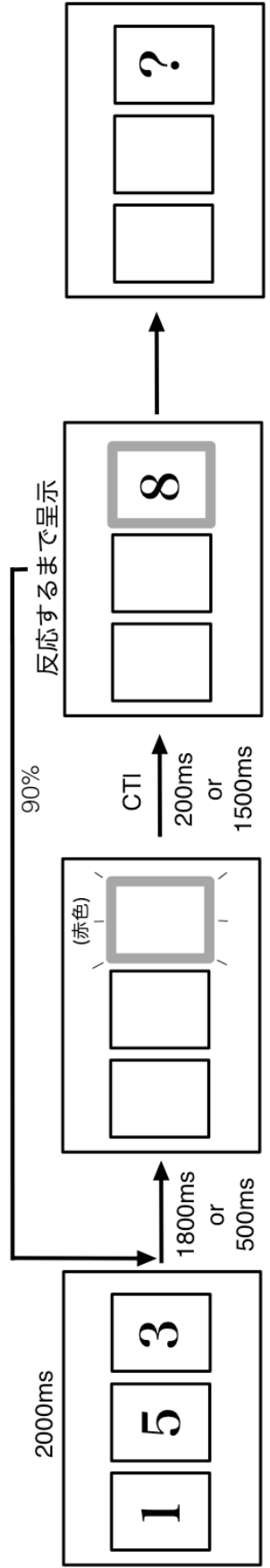


Figure 4-1. 数字更新課題の例

うち1つのフレームが赤くなった。その後、赤く示されたフレームの中に、新しい数字が呈示された。実験参加者は、赤く示されたフレームの中のアルファベットを、以前に覚えていたアルファベットから新しく呈示されたアルファベットに覚え直すことを求められた。実験参加者は、覚え直した場合にキー押しを求められ、新しいアルファベットが呈示されてからキー押しにかかる時間が更新時間として記録された。ここで、フレームが赤くなってから新しいアルファベットが呈示されるまでの期間を Cue-Target Interval (CTI) と呼んだ。CTI は短い条件 (200ms) と長い条件 (1500ms) があった。前者は手がかりが呈示されてからターゲットとなるアルファベットが呈示されるまでの時間が非常に短いため、キー押しの時間は、古い項目の排除 (removal) と新しい項目の記銘 (encoding) の両方の処理にかかる時間を反映していると考えられた。一方で、CTI の長い条件では、手がかりが呈示されてから、古い項目を排除するための時間が十分であるため、ターゲットが呈示されてからキー押しにかかる時間は、記銘のみにかかる時間を反映していると考えられた。Ecker et al. (2014a) の実験では、この予想と一致して、CTI の長い条件では短い条件と比較して、より RT が短かった。

さらに、Ecker et al. (2014a) は、排除にかかる時間について安定した個人差を測定する試みを行った。これは、以下の公式によって算出された。

$$\text{排除速度(Removal Speed)} = \frac{\text{mean (CTI short)} - \text{mean (CTI long)}}{\text{mean (CTI short)}}$$

この排除速度はスピアマンブラウンの方法による信頼性が示されており ($\rho = .71$)、さらに、複数の課題から構成された、ワーキングメモリ容量を反映させる潜在因子と排除速度間の相関はほぼ無相関であった。この結果から、排除速度は個人差を測定するための安定した指標であり、ワーキングメモリの容量とは独立した要素であると Ecker et al. (2014a) は主張した。

Kane et al. (2007) によると、この排除速度と無相関であることが示されたワーキングメモリの容量の主要な構成要素は注意制御能力である。すなわち、ターゲットとは無関係な干渉やそこから注意を逸らす情報、あるいは認知的葛藤などが存在する状況下で、関連する情報を容易にアクセス可能な状態で能動的に保持することで目標志向的行動を導く注意プロセスを重視している。このワーキングメモリ容量の個人差を支えているとされる注意制御能力の主要な要素の一つが、研究3で遂行した目標の保持能力である (Kane et al., 2007)。高反すう者が目標保持能力に優れているとする研究3の結果を踏まえると、同様にワーキングメモリの容量も高いことが推察される。実際、Onraedt & Koster (2014) は反すうとワーキングメモリ容量の間に正の相関関係を示している。

本研究の目的は、相互に独立した関係を持つと考えられるワーキングメモリ容量と排除速度を同時に測定し、それらの個人差が反すうに及ぼす影響を検討することで、高反すう者における実行機能の不均衡性についてさらなる検証を行うことであった。

排除速度は、ワーキングメモリの更新能力において本質的な要素であること (Ecker et al., 2014)、ワーキングメモリ容量の個人差を支える能力は注意の制御、すなわち目標保持能力の個人差であること (Kane et al., 2007)、そして排除速度とワーキングメモリ容量は無相関であること (Ecker et al., 2014) を踏まえ、本研究では次のように仮説を立てた。

1. 反すうとワーキングメモリ容量の間には、正の相関（反すうが高い人はワーキングメモリ容量が高い）がみられる。
2. 反すうと排除速度の間には、正の相関（反すうが高い人は排除速度が遅い）がみられる。

方法

質問紙

CES-D (島他, 1985)によって抑うつ症状を, RRS (Hasegawa, 2013)によって反すうの頻度を測定した。

実験参加者

大学生および大学院生 94 (男性 27, 女性 67) 名であった。実験参加者の平均年齢は 20.6 ($SD = 1.98$) であった。研究 1, 2, 3 と同様に, RRS43 点以下を低群に, RRS44 点以上を高群に分割した結果, 反すう低群 44 名 (男性 10 名・女性 34 名, 平均年齢 20.50 ± 1.95 歳), 反すう高群 50 名 (男性 17 名・女性 33 名, 平均年齢 54.90 ± 2.04 歳) であった。低群の RRS 平均値は 36.25 ($SD = 5.46$) であり, CES-D は 8.73 ($SD = 5.47$) であった。高群の RRS 平均値は 54.90 ($SD = 8.80$) であり, CES-D は 15.60 ($SD = 10.95$) であった。

実験機材

刺激の呈示および反応の取得には, 12.1 インチの ThinkPad X201 Tablet を使用した。また, 数字更新課題は Microsoft Visual Basic 2010 Express によってプログラミングされ, リーディングスパンテストは Power Point 2010 によって作成および制御された。

数字更新課題 (Ecker et al., 2014a: Figure 4-1)

最初の記銘フェーズで3つの四角いフレームの中に1つずつ数字が2000ms 呈示された。数字のみ消失した後, 更新フェーズでは, 1つのフレームの枠の色が太く赤くなった。その後, 赤く示されたフレームの中に数字が1つ呈示された。実験参加者は, 赤く示されたフレームの中の数字を覚えなおし, できるだけ速くマウスをクリックすることを求められた。クリックの速さが RT として記録された。実験参加者がマウスをクリックすると, 数字が消え,

再びいずれかのフレームの枠が赤く太くなった。マウスをクリックした際、20回目までは90%の確率で更新フェーズが繰り返された。CTIは短い条件(200ms)と長い条件(1500ms)が設けられた。CTI短条件のRTは、排除と記録にかかる時間を合わせたものを反映しており、CTI長条件は記録にかかる時間のみを反映している。また、数字が消失してから赤い枠が呈示されるまでの期間は、CTIと合わせて2000msになるように設定した。再生フェーズに移行すると、1つのフレームの中にクエスチョンマークが呈示され、実験参加者はフレームの中の数字を全て入力することを求められた。最初の数字が呈示されてから記憶テストまでを1試行とし、計28試行実施した。Ecker et al. (2014a)に従い、排除速度を、 $(CIT \text{ 短条件の RT} - CTI \text{ 長い条件の RT}) / CTI \text{ 短条件の RT}$ によって算出した。

リーディングスパンテスト (苧坂・苧坂, 1998)

実験参加者は、画面に呈示された文章を読みながら、文章内の下線が引かれた単語を覚えることを求められた。実験参加者は、Power Point上に呈示された文章を声を出して読み上げた。文章の一部の単語には下線が引かれており、実験参加者はその下線が引かれた単語を覚えることを求められた。文章を最後まで読み上げると、実験者がすぐさま次の文章を手動で呈示させた。新しい文章が呈示された際、実験参加者はただちにその文章を読み上げることが求められた。何度かこれを繰り返した後に、単語の再生が求められる画面が呈示された。この画面が呈示されると、実験参加者には下線が引かれた単語を全て順番通りに再生することを求められた。回答方法は筆記であった。最初の文章呈示から再生テストまでを1試行とし、連続で読み上げる文章の数は2文条件から5文条件の範囲であった。各条件でそれぞれ5試行ずつ行われた。条件の実施順序としては、2文条件から5文条件まで徐々に増加していった。採点方法としては、順不同で正答した単語の数を加点する部分加点法を用いて、合計得点をワーキングメモリ容量の指標とした(小林・大久保, 2014)。なお、合計得点を角変換した値を分析に用いた。

分析

分析には、IBM SPSS Statistics 24.0 MacOS version および HAD (清水, 2016) を用いた。数字更新課題においては、100ms 以下の RT と 4000ms 以上の RT ははずれ値として分析対象としなかった。始めに、Ecker et al. (2014a) と同様の結果が得られるかどうかについて確認することと、排除速度を検討する前に反すうの群で異なる CTI 条件で RT が異なるかどうかを確認するため、反すう (低, 高) × CTI (短, 長) の 2 要因混合 ANOVA を行なった。その次に、反すうと排除速度、ワーキングメモリ容量の関連を検討するため、相関分析および重回帰分析を行なった。

結果

はじめに、先行研究 (Ecker et al., 2014a) と同様の結果が得られるかどうかの確認および反すうとの関連を検討した。これまでと同様に、反すうを低群と高群に分割した。各群における年齢、尺度、正答率、RT の平均値および標準偏差を Table 4-3 に示した。反すう (低, 高) × CTI (短, 長) の 2 要因混合 ANOVA を行なった (Figure 4-2)。その結果、CTI の主効果は有意であり ($F(1, 92) = 248.114, p < .001, \eta_p^2 = .730$), CTI 長条件 (1146.171 ms) よりも CTI 短条件 (1279.403 ms) の方が RT が長かった。この結果は、Ecker et al. (2014a) と一致しており、CTI 長条件は CTI 短条件に比べて排除する時間が十分であったため、より RT が短かったと考えられる。しかしながら、反すうの主効果 ($F(1, 92) = 1.290, p = .259, \eta_p^2 = .014$) および反すう × CTI ($F(1, 92) = 0.829, p = .365, \eta_p^2 = .009$) は有意ではなかった。なお、これらの結果は抑うつを共変量とした反すう (低, 高) × CTI (短, 長) の 2 要因混合 ANCOVA を行なった場合も同様であった (CTI の主効果, $F(1, 91) = 76.799, p < .001, \eta_p^2 = .458$; 反すうの主効果, $F(1, 91) = 2.256, p = .137, \eta_p^2 = .024$; 反すう × CTI の交互作用, $F(1, 91) = 1.040, p = .311, \eta_p^2 = .011$)。

Table 4-3
各群における記述統計量

	age	RRS	CES-D	RST	正答率	更新数	CTI短	CTI長	排除速度
反すう低									
<i>M</i>	20.700	54.900	15.600	1.026	98.024	9.033	1319.023	1099.269	0.167
<i>SD</i>	2.043	8.798	10.945	0.156	2.472	1.325	469.979	428.320	0.097
反すう高									
<i>M</i>	20.477	36.250	8.727	0.980	98.214	8.910	1239.784	993.073	0.202
<i>SD</i>	1.947	5.456	5.466	0.127	2.013	1.151	336.195	339.952	0.116

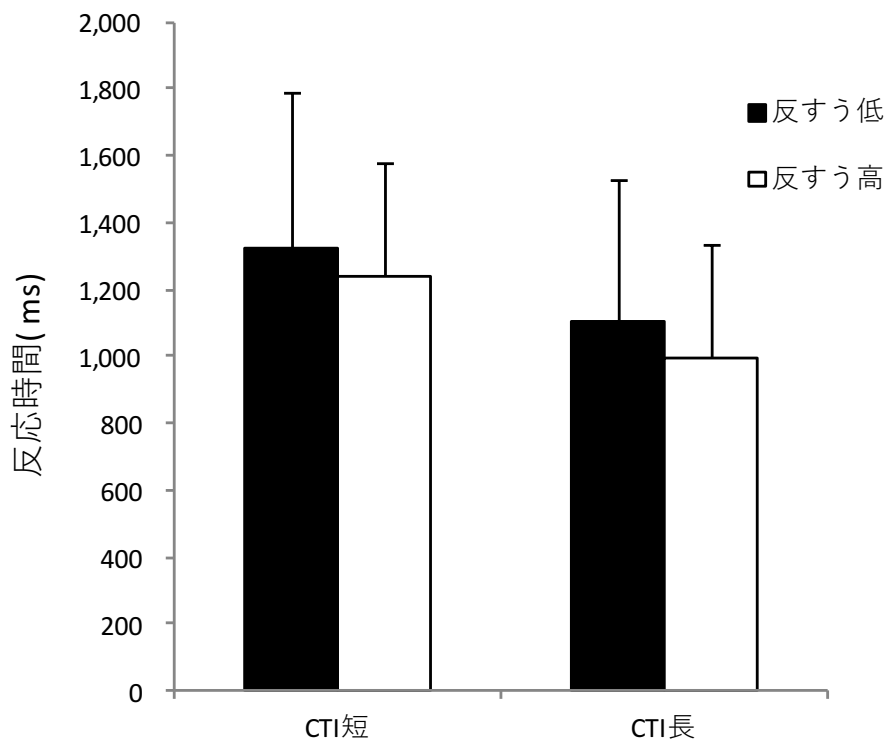


Figure 4-2. 各群における反応時間。エラーバーは標準偏差を示している。

反すう、抑うつ、ワーキングメモリ容量と排除速度間の関連を検討するため、相関分析を行った。その結果、まず、反すうと抑うつとの間の相関を検討したところ、正の相関が見られた ($r = .559, p < .001$)。また、ワーキングメモリ容量と排除速度の間に有意な相関は見られなかった ($r = -.129, p = .216$)。この結果は、排除速度はワーキングメモリの容量とは無関係であるとする先行研究の結果 (Ecker et al., 2014a) と一致している。

また、本研究の主目的である反すうとワーキングメモリ容量、および排除速度との関連について検討したところ、反すうはワーキングメモリ容量と正の相関 ($r = .216, p = .036$)、排除速度と負の相関 ($r = -.205, p = .047$)を示した。これは、反すう特性が高い人は、ワーキングメモリの容量が高く、排除速度が速いことを示している。また、抑うつとワーキングメモリ容量 ($r = .007, p = .944$) および排除速度 ($r = .008, p = .941$) との相関は有意ではなかった。

さらに、抑うつを統制してもこれらの関連性が示されるのかどうかを検討するため、反すうを目的変数とし、ワーキングメモリ容量、排除速度、および抑うつを説明変数とした重回帰分析を行った。その結果、モデルは有意であり ($F(3, 90) = 19.317, p < .001, R^2 = .392$)、ワーキングメモリ容量 ($\beta = .188, p = .026$)、排除速度 ($\beta = -.185, p = .028$)、抑うつ ($\beta = .559, p < .001$) は有意な偏回帰係数を示した。つまり、反すうの高い者は、ワーキングメモリ容量が大きく、排除速度が速いことが示された。さらに、これらの関係は抑うつとは無関連であった。

考察

本研究の目的は、ワーキングメモリの更新特異的なプロセスである排除速度の個人差と注意制御能力に支えられていると考えられているワーキングメモリの容量が反すうとの相関関係を示すかどうかを検討することであった。

第1に、RTを従属変数としたANOVAの結果ではEcker et al. (2014a)と同様に、CTIの長い条件に比べて短い条件の方がRTが長いことが示された。

これは、CTIの長い条件では排除するための十分な時間が与えられたため、RTの成分として記銘の時間のみが反映されていた一方で、CTIの短い条件ではほとんど排除するための時間がなく、記銘時間に加えて排除の時間が反映されていたためと解釈された。群間差を検討したところ、それぞれの条件において、反すうの群間における差は認められなかった。

そこで、排除能力の個人差を反映するための指標である排除速度を算出し、反すうとの関連を検討したところ、反すうと排除速度の間に負の相関および偏回帰係数が示された。また、ワーキングメモリ容量は反すうと正の相関および偏回帰係数が見られた。これらの結果は、反すうが高い者は、古い項目を排除する速度が速く、ワーキングメモリにより多くの情報を保持することができる傾向にあることを示唆している。したがって、(a) 反すうとワーキングメモリ容量の間には、正の相関（反すうが高い人はワーキングメモリ容量が高い）がみられる、とする仮説は支持された一方で、(b) 反すうと排除速度の間には、正の相関（反すうが高い人は排除速度が遅い）がみられる、とする仮説は支持されなかった。

まず、ワーキングメモリ容量と反すうの関連についてであるが、この結果は、研究3の結果と一致するものであった。ワーキングメモリ容量と不一致試行25%条件のストループ課題のエラー率は、目標の保持能力を反映するという点で、共通の分散を持つとされている (Kane & Engle, 2003)。したがって、ワーキングメモリ容量とRRSの間に見られた正の相関関係の背景には、高反すう者における目標保持能力の高さが関与していたと考えられる。また、この結果は、高反すう者はオペレーションスパンテストによって測定されたワーキングメモリ容量が高いというデータを示した先行研究 (Onraedt & Koster, 2014) とも一致している。本研究では、Onraedt & Koster (2014)と異なり、リーディングスパンテストを用いたが、同様の結果が得られた。したがって、高反すう者における高いワーキングメモリ容量は測定の領域に依存しないことが示唆された。

一方で、排除速度は反すうと負の相関関係にあった。これは、反すうが高い人は古項目を排除する速度が速いことを示している。これは、研究1において、高反すう者は $n+1$ ルアーの排除が困難であるとした結果および先行研究の結果 (Joormann et al., 2010; Joormann & Gotlib, 2008) と一致しないものであった。研究1の結果と異なっていた理由としては、研究1で利用した n -back 課題は、より頻繁に項目と文脈間の結合を解体し、再構築することが必要となる。そのような干渉に脆弱な状況においてのみ、高反すう者は排除が困難になる可能性が考えられ、記憶更新パラダイムのように実験参加者ペースでの更新速度を検討した場合は反対の結果になると解釈できるかもしれない。また、 n -back 課題では、干渉が生じた時の再認判断の正確さと RT によって排除の効率性が評価されていたが、研究4では、記憶更新パラダイムによって直接的な更新時間の測定が行われた。したがって、再認の正確さや注意の維持といった n -back 課題特有の要素が結果に反映していた可能性がある。他にも、先行研究 (Joormann et al., 2010; Joormann & Gotlib, 2008) と異なっていた理由としては、第1に、使用した刺激の感情価が関与していると推察される。これまで、高反すう者において排除困難を示した研究では、課題の刺激として感情価のネガティブなものを使用していた。しかしながら、本研究では数字を用いていたため、感情価はニュートラルであったと考えられる。したがって高反すう者の排除困難は、ネガティブ感情価の伴う表象に特異的であり、ニュートラルな刺激であればむしろ更新課題で必要になる思考のコントロールは得意である可能性がある。

また、他にも研究4の結果が単なる見かけ上のものである可能性が2つ挙げられるだろう。第1の可能性は、高反すう者は低反すう者に比べて、手がかりに対する反応性が低かったことが考えられる。すなわち、CTIの長い条件においては、手がかりに適切に反応して排除することが素早く反応する上で重要であるが、高反すう者は手がかりを無視していた、あるいは注意を向けるのが遅かったため、排除に時間がかかってしまい、ターゲットが呈示されてからも排除のプロセスが残存していたかもしれない。その結果として、

CTIの短い条件と長い条件の差が小さくなり、RRSと排除速度の間に正の相関が見出された可能性がある。第2の可能性としては、数字更新課題もワーキングメモリ容量もどちらも、言語性の処理に関わる課題であったため、高反すう者における言語性知能の高さ (Penney, Miedema, & Mazmanian, 2015) が影響していた可能性がある。しかしながら、ワーキングメモリ容量と排除速度間の相関は極めて低かった ($r = -.129, p = .216$) ため、この可能性は低いと考えられる。

ここまで、4つの研究によって、高反すう者における実行機能の特性について検討してきた。その結果、ワーキングメモリ更新に関して、*n*-back 課題における干渉量を利用した評価 (研究1)、記憶更新パラダイムを用いた評価 (研究2, 4) を行なった。その結果、ワーキングメモリの更新困難さは課題によって一貫しない結果であった。これは、実行機能課題によって個人差を測定する上での問題、すなわち課題不純物問題 (Miyake et al., 2000) によるものである可能性がある。すなわち、これまで用いてきた、実行機能以外の課題に特有の要素が結果に影響を及ぼしていた可能性がある。また、研究1, 2, 3の実験参加者のサンプルサイズは比較的小さく、ANCOVAの結果においても有意傾向が散見されていた。おそらく、これは反すうと実行機能の間の関連についての効果量は比較的小さいことに起因すると推察される。したがって、より蓋然性の高い結果を示すためには、より大きなサンプルサイズで仮説を検証する必要がある。そこで、研究5では、複数の実行機能課題を同時に測定し、それらに共通する潜在変数を構成し、その潜在変数と反すうの関連を検討した。

第 5 章

潜在因子アプローチを用いた包括的検討

- 第 1 節 潜在因子アプローチを用いた実行機能と反す
うの関連【研究 5】

第1節 潜在因子アプローチを用いた実行機能と反すうの関連【研究5】

ここまでの研究では、主に高反すう者と低反すう者において個別の実行機能課題の成績を比較することで、反すうと実行機能の関連について検討してきた。しかしながら、個別の課題を用いることは、その課題に内在するプロセスについて詳細な検討を行うことを可能にするが、異なった実行機能を測定するとされる課題の間には相互に正の相関が見られることや、実行機能を測定するとされる課題には実行機能以外の要素が多く含まれているため、得られた結果が実行機能そのものではなく、個別の課題に内在する特有の要素によってもたらされた可能性を排除することが難しい (Miyake et al., 2000)。研究1から4までの結果にさらに蓋然性を加えるために、より洗練された方法論で確証することが必要であろう。そこで、本研究では複数の課題を測定し構成された潜在因子と反すうの関連を検討することで、これまで示してきた反すうと実行機能の関連について確証的な研究を行うことを目的とした。主要なターゲットは、これまでと同様に (a) 更新能力と、(b) 目標保持能力の2つの能力であった。

先行研究では、たとえば、Miyake et al. (2000) は、9つの実行機能課題を用いて、抑制、更新、シフティングの3つの潜在因子を抽出した。ここでは、更新課題として、レターメモリー課題、トーン・モニタリング課題、キープ・トラック課題を用いていた。なお、レターメモリー課題は、ランニングメモリー課題 (Morris & Jones, 1990) と同じパラダイムに基づく課題のことを指している。また、*n*-back 課題、キープ・トラック課題、レターメモリー課題の3つを用いた研究 (Friedman et al., 2006; Martínez et al., 2011) や、*n*-back 課題、AX-CPT 課題、レターメモリー課題の3つを測定した研究 (Wolff et al., 2016) や、*n*-back 課題、記憶更新課題、アルファ・スパン課題を用いた研究などが報告されている (Schmiedek et al., 2009)。なお、Schmiedek et al. (2009) の記憶更新課題は、本論文の研究2のような記憶更新パラダイムに基づくRTの測定ではなく、計算課題の正答率を更新能力の指標としていた。以上の研究では、概して、レターメモリー課題が最も頻繁に使われており、次に *n*-back

課題やキープ・トラック課題が用いられていることがわかる。本研究では、上述した更新課題を測定した先行研究と研究 1 と 2 を踏襲し、更新の潜在因子を構成するための課題として (a) *n*-back 課題, (b) 記憶更新課題, そして (c) ランニングメモリー課題を用いた。記憶更新パラダイムに基づいて測定した課題については先行研究で用いられていないが、より直接的にワーキングメモリの更新時間を測定できる課題とされているため (Ecker et al., 2010; Kessler & Meiran, 2008), 研究 5 では取り入れることとした。

更新機能に関する潜在因子アプローチは盛んに行われている一方で、目標保持能力に関する潜在因子を構成する試みはほとんど行われていない。唯一、3 種類のストループ様課題とアンチサッケード課題を用いて潜在因子を測定した研究が報告されている (Chuderski, Taraday, Necka, & Smoleń, 2012)。ここでのストループ課題は、不一致条件が 30 試行であり、一致条件が 90 試行に設定されており、従属変数として正答率のみが用いられていた。また、注意制御とワーキングメモリ容量の関連について検討した先行研究では、目標の保持能力と干渉の解決能力を包括した概念としての注意制御について検討しているため、従属変数としては正答率と RT を混合して潜在因子が構成されている (McVay & Kane, 2012; Unsworth & Spillers, 2010)。Shipstead et al. (2014) はストループ課題, フランカー課題, およびアンチサッケード課題の成績を指標として用いていたが、ストループ課題とフランカー課題では RT が、アンチサッケード課題では正答率が指標として用いられていた。また、Unsworth & Spillers (2010) では、フランカー課題, ストループ課題, アンチサッケード課題に加えて、持続的注意課題が用いられた (McVay & Kane, 2012 も参照)。そこで、本研究では注意制御を構成するための課題として利用頻度の高い、(a) ストループ課題, (b) フランカー課題, そして (c) アンチサッケード課題を目標保持能力の測定のために用いた。さらに、Kane & Engle (2003) および研究 3 を踏襲し、目標無視を促進させる手続きとして、ストループ課題とフランカー課題では不一致試行の比率を 25% に制限した。

上述した課題に加えて短期記憶容量を測定する課題を用いて、本研究では更新因子、短期記憶因子、そして目標保持因子を構成し、それらの潜在因子が反すうに及ぼす影響について構造方程式モデリングによって検討した。さらに、本研究では追加的に反すうに対するメタ認知的信念の測定を行なった。S-REF モデルによると、反すうの制御困難は容量に制限のある統制的な処理システムである S-REF とメタ認知的信念の相互作用によって生じるとされる。したがって、もし反すうに実行機能の低下や不均衡性が関わっているのであれば、それらの関連にメタ認知的信念が調整効果を及ぼすと考えられる。したがって、本研究では追加的な検討としてこれらの仮説についても検討を行う。

方法

実験参加者

実験参加者は、大学生および大学院生 180 名であった。そのうち 2 名は突出して年齢が高かった（54 と 60 歳）ため、分析から除外した。また日本語を母国語としない参加者が 2 名いたが、全ての課題の教示が理解できたことが実験中の観察および個人のデータにおいても確認できたため、この 2 名も分析に含めた。最終的に 178 名（男性 83 名、女性 95 名）を分析の対象とした。平均年齢 20.3 ($SD = 1.98$) 歳であり、範囲は 18 から 27 歳であった。

質問紙

これまでと同様に、RRS (Hasegawa, 2013) および CES-D (島他, 1985) を用いた。特性不安症状を測定するために、新版 STAI (肥田野・福原・岩脇・曾我・Spielberger, 2000) の特性不安尺度 (以下, STAI) を用いた。さらに、反すうに対する肯定的信念を測定するため、Positive Beliefs about Rumination Scale 日本語版 (PBRs; 高野・丹野, 2010) を用いた。その他にも、探索的

な目的で反すうと関連する質問紙として感情制御の質問紙を用いたが、本研究の分析には用いなかった。

実験機材

ストループ課題、アンチサッケード課題、およびフランカー課題は、PsychoPy (Peirce, 2008) によって作成された。その他の実験課題は Microsoft Visual Basic 2010 Express によってプログラミングされた。モニターは、EPSON ワイド TFT 液晶ディスプレイ LD18W43T (410mm × 230mm)、あるいは HP 24 インチワイドモニター V243 (531.4mm × 289.9mm) によって刺激を呈示した。そのため、実験参加者によって画面サイズは異なっていたが、刺激のサイズや刺激間の距離は画面サイズにかかわらず同一であった。また、全ての課題で背景は黒色であり、刺激は白色で呈示された。

実験課題

ストループ課題 (Kane & Engle, 2003) 研究 4 と同様のストループ課題を用いた。実験参加者の課題は、呈示された文字は無視して、文字のインクの色を素早く正確に判断することであった。研究 4 とは異なり、ボイスキーではなくキーボードで反応を求めた。すなわち、インクの色が赤色であればキーボードの「1」を、青色であれば「2」を、緑色であれば「3」をできるだけ素早く正確に押すように求めた。刺激はキーが押されるまで呈示され、刺激間間隔は 500ms であった。本試行は 4 ブロックから構成され、1 ブロックは 48 試行から成った。目標無視行動を促進させるため、1 ブロック内の不一致試行の比率を減少させた。48 試行のうち 12 試行は不一致試行であり、残りは一致試行であった。練習を 12 試行行なった後で本試行を行なった。従属変数として、不一致試行のエラー率を使用した。

アンチサッケード課題 左右のどちらかにドットが呈示された直後に図形の判断を行う課題であった。初めに、注視点が画面中央に呈示された。注視点の呈示時間は、200, 600, 1000, 1400, 1800, 2200ms のいずれかがランダム

ムな順序で選ばれた。次に、白で塗りつぶされたドットが注視点から左右に 12.59cm 離れた位置にフラッシュした（すなわち、100ms 呈示され、50ms 消失し、再び 100ms 呈示された）。視角は 15.926° であった。そしてドットの反対側にターゲット刺激が呈示され、100ms 後にマスク刺激としてグレーの四角形が塗り重ねられた。マスク刺激は実験参加者がキー押しを行うまで呈示された。一般的に、アンチサッケード課題のターゲット刺激として、左右あるいは上下の 2 種類の矢印マーク (e.g., Miyake et al., 2000) が用いられるが、本研究では、より難易度を上げるため 3 種類の矢印に類似した記号を用いた (Figure 5-1)。すなわち、垂直方向の線分と交差する水平方向の線分の位置が上中下の 3 種類設けられた。実験参加者は、一瞬呈示されたその図形の水平線の位置をできるだけ素早く正確に判断することを求められた。もし水平線が下であれば「F」、真ん中であれば「J」、上であれば「I」を押すように指示された。最初に刺激とキーの対応関係を習熟するための練習を 18 試行行い、次に本試行と同様の手続きで練習を 12 試行行なった。本試行は 72 試行続けて実施した。従属変数は、本試行全体のエラー率を使用した。

フランカー課題 Unsworth & Spillers (2010) とは異なり、本研究では文字刺激を用いた。画面中央に「S」あるいは「H」の組み合わさった文字列が呈示され、実験参加者はその文字列の中央に位置するアルファベットがどちらかを素早く判断する課題であった。コンパチブル条件では、5つのアルファベット全てが同じであった (e.g., 「SSSSS」), インコンパチブル条件では 5 文字の中央とそれ以外のアルファベットが異なっていた (e.g., 「SSHSS」)。刺激間隔は 400ms であり、その間は注視点画面の中央に呈示された。練習 16 試行行なった後で、本試行 199 試行を連続で行なった。本課題においても、目標無視行動を誘発させるため、インコンパチブル試行の比率を下げた。すなわち、本試行 199 試行のうち、50 試行はインコンパチブル試行であり、残りの 149 試行はコンパチブル試行であった。従属変数として、インコンパチブル試行のエラー率を用いた。

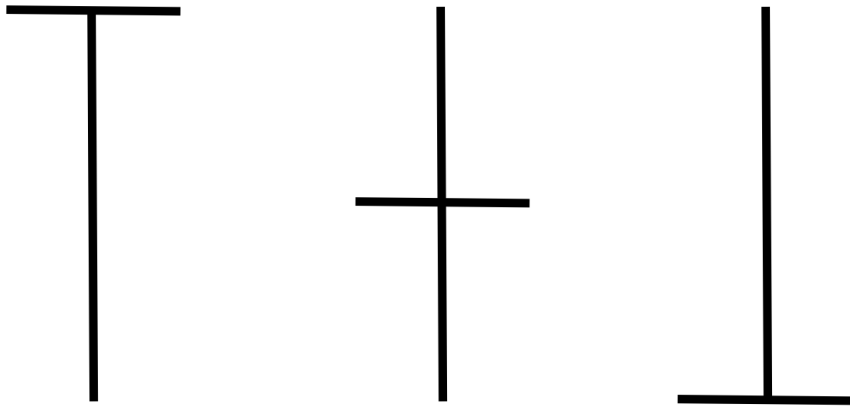


Figure 5-1. アンチサッケード課題で用いられた刺激

2-back 課題 研究 1 と同様であったが、次の 2 点が異なっていた。背景刺激は 4×4 のマス目を利用した。また、刺激呈示はリストを作成せずに、プログラミングによってランダムに決定された。従属変数として、 $n+1$ ルアー試行のエラー率と RT をそれぞれミスマッチ試行との差分をとった値を用いた。

記憶更新課題 研究 1 と同様であったが、ここでは、更新サイズ 0 条件、1 条件、2 条件のみ用いた。また、試行数は 12 試行であり、1 試行中の系列は 3, 6, 9, 12, 15, 18 回の条件を 2 試行ずつ設け、試行間の順序はランダム化された。従属変数として、更新サイズ 1 と 2 の条件を平均化した値と更新サイズ 0 条件の差分を用いた。

ランニングメモリー課題 1 から 9 の数字が 1 つずつ画面中央に呈示され、実験参加者はその数字の最後の 3 つあるいは 4 つの数字のみ、順番通りに覚えておくことを求められる課題であった。1 試行中に呈示される数字の回数は、5, 7, 9, 11 回条件を 2 回ずつ行なった。たとえば、「4257813」という系列が呈示された場合は、その系列の終了時に「813」と回答すると正答であった。なお、指定された系列のみ記憶することを保証するため、実験参加者は最後の 3 つあるいは 4 つの数字を声に出して覚えておくように求められた。3 更新条件の練習試行を 2 試行行なった後、本試行を 8 試行行なった。そして 4 更新条件の練習試行を 1 試行のみ行なってから 4 更新条件の本試行を 8 試行行なった。数字刺激は 100ms 間呈示され、刺激間間隔は 2000ms であった。従属変数として、順番通りに再生できなかった数字の比率をエラー率として用いた。

数唱課題 この課題では、実験参加者は、画面の中央に、1 から 9 のいずれかの数字が 1 つずつ連続で呈示される数字を順番通りに覚えておくことを求められた。呈示された数字の数は 4 個から 9 個の範囲であった。本試行は 18 試行であり、その前に練習を 2 試行行なった。数字は 1000ms 間隔で 500ms 呈示され、系列の最後で再生できた数字を入力することが求められた。従属変数として、順番通りに再生できなかった数字の数の比率を用いた。

ドット・マトリックス課題 5×5 のマス目とその中の 1 つに、750ms 間、白色のドットが呈示された(Miyake, Friedman, Rettinger, Shah, & Hegarty, 2001)。実験参加者はそのドットの配置を覚えることを求められ、マス目とドットの両方が消失した後、1000ms 後に再びマス目のみ呈示された。実験参加者が空白のマス目をクリックすると、クリックした箇所にドットが呈示された。実験参加者はここで記憶したドットを全てクリックすることを求められた。ドットの数 は 4 から 9 個の範囲であり、3 試行ずつ合計で 18 試行行なった。本試行の前にドットが 3 個呈示される練習試行を 2 試行行なった。従属変数として、順番通りに再生できなかったドットの比率を用いた。

手続き

実験はセッション 1 と 2 に分けて行われた。セッション 1 の最初に実験全体の説明を行った。実験参加者が同意書に記入した後に、質問紙を実施した。質問紙の順序は、RRS, LARSS, RRQ, PBRs, PSWQ, ERQ, CES-D, STAI の順に実施した。回答順序は実験参加者間で統一した。質問紙の回答が終了後、実験課題を実施した。実験課題はパーソナル・コンピュータから 45cm の距離を取って実施した。課題の順序はストループ課題、2-back 課題、数唱課題の順番であった。セッション 2 では、フランカー課題、記憶更新課題、アンチサッケード課題、ドット・マトリックス課題、ランニングメモリー課題の順番で実施した。実施順序は実験参加者間で統一した。所要時間は、セッション 1 と 2 とともに 50 分程度であった。もし、個別の課題間で実験参加者が休憩を求めた場合は許容した。セッション 1 と 2 の間隔は、14 日以内と設定した。もし同じ日にセッション 1 と 2 を両方実施した場合は、10 分以上実験室外での休憩をとった。2 名の実験参加者がセッション 2 に参加しなかった。また、1 名の実験参加者のみセッション 1 と 2 の期間を 25 日間空けて実施した。

データの分析手順

まず、実験参加者内のデータトリミングを行なった。以下の手続きは、先行研究を参考にした (Friedman et al., 2008; Wolff et al., 2016)。全ての課題のエラー率のデータは正規性を確保するために、角変換を行なった。また、RT は個人内でのはずれ値を除去した。はずれ値の除去に関しては、先行研究 (Leys, Ley, Klein, Bernard, & Licata, 2013) に従って、200ms 以下の RT と、同一条件の中央値から中央絶対偏差に 3 を乗じた値以上に離れた数値を排除した。また実行機能課題のデータ全てに -1 を乗じた値を用いた。すなわち、全ての課題成績は、値が高いほど高いパフォーマンスを意味している。

さらに、実験参加者間のデータトリミングを行なった。セッション 2 に参加しなかった 2 名の参加者のデータは、セッション 1 のデータのみ分析に用いた。また、ランニングメモリー課題で声を出さなかった 1 名のデータ、2-back 課題でプログラミング上のバグが生じた 2 名のデータ、記憶更新課題で反応キーを間違えたためデータの出力ができなかった 1 名のデータはリストワイズ削除せずに、それらの課題の実験データのみを分析から除外した。さらに、アンチサケード課題においてチャンスレベル以下の正答率 ($\leq 33\%$) を示した 2 名のエラー率と RT を分析から除外した。そして、実験参加者間で同じ条件において平均から 3SD 以上離れた値を 3SD の値に置き換えた。

分析には、Mplus 8.0 (Muthèn & Muthèn, 1998-2017) を用いた。推定法はロバスト最尤法を用いた。最初に実験課題の確認的因子分析によって因子構造を確認した後で、質問紙と課題の関連性を構造方程式モデリングによって検討した。モデルの適合度の評価には、 χ^2 値、Comparative Fit Index (CFI)、Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)、Standardized Root Mean square Residual (SRMR)、赤池情報量基準 (Akaike's information criterion: AIC) を参照した。CFI はより 1.0 に近いほど良いモデルとされ、RMSEA と SRMR はより小さいほど当てはまりが良いとされる。AIC は複数のモデル間の比較を行う際に、より相対的に小さい方がよく適合しているとされる (小杉・清水, 2014; 豊田, 1998)。

結果

Table 5-1 に、各指標のサンプルサイズおよび記述統計量を示した。また、Table 5-2 に、各指標間の相関を示した。これまでの知見と一致して、RRS 合計得点は、考え込み ($r = .814$)、反省的熟考 ($r = .473$)、反すうに対する肯定的信念 ($r = .385$) と正の相関を示した。RRS 合計得点は、精神症状と中程度の正の相関を示した (抑うつ, $r = .572$; 不安, $r = .586$)。考え込みは、反省的熟考 ($r = .199$)、反すうに対する肯定的信念 ($r = .312$) と精神症状の間に有意な正の相関を示した (抑うつ, $r = .397$; 不安, $r = .495$)。反省的熟考は、反すうに対する肯定的信念 ($r = .419$) および抑うつ ($r = .166$) と正の相関を示したが、不安との相関は有意ではなかった (不安, $r = .122$)。反すうに対する肯定的信念は抑うつおよび不安と弱い正の相関を示した (抑うつ, $r = .204$; 不安, $r = .206$)。また、抑うつと不安の間に強い正の相関がみられた ($r = .688$)。

次に、課題成績間の相関についてであるが、 $n+1$ ルアーエラーは、 $n+1$ ルアーRT ($r = .281$)、記憶更新速度 ($r = .246$)、ランニングメモリー ($r = .341$) といった更新関連課題と正の相関を示した。加えて、短期記憶関連課題の成績とも同程度の正の相関を示した (ドット・マトリックス, $r = .290$; 数唱, $r = .214$)。ところが、 $n+1$ ルアーRT は $n+1$ ルアーエラーとは前述のように正の相関を示したが、記憶更新速度およびランニングメモリーと有意な相関を示さなかった。短期記憶関連課題に関しては、ドット・マトリックスと弱い正の相関を示した ($r = .136$)。また、フランカーと弱い負の相関を示した ($r = -.164$)。記憶更新速度は、 $n+1$ ルアーRT、 $n+1$ ルアーエラー、ランニングメモリー ($r = .376$) と正の相関を示した。さらに、その他の更新関連課題と同様に、短期記憶関連の課題と正の相関を示した (ドット, $r = .239$; 数唱, $r = .287$)。これらに加えて、フランカー ($r = -.282$) およびストループ ($r = -.154$) と負の相関を示した。ランニングメモリーについては、上述のようにその他の更新関連課題と弱い正の相関を示したが、数唱とは中程度の正の相関を示した

Table 5-1
各変数の記述統計量

	<i>n</i>	<i>M</i>	Variance	<i>SD</i>	最小値	最大値	尖度	歪度
2-back <i>n</i> +1 RT	176	.279	.065	.255	.178	.955	-.706	-.103
2-back <i>n</i> +1 エラー	176	111.44	27421	165.59	209.15	694.72	1.856	-1.342
記憶更新	174	606.14	63230	251.46	19.68	1318.392	-.392	-.162
ランニングメモリー	175	.257	.038	.194	0	.821	-.372	-.468
ドット・マトリックス	175	.211	.010	.101	0	.443	-.042	-.016
数唱	178	.272	0.018	.134	0	.63	-.119	-.232
ストループ	178	28.864	133.05	11.535	0	57.051	.307	.189
アンチサッケード	173	30.723	163.54	12.788	0	69.377	-.028	-.156
フランカー	175	23.909	174.4	13.206	0	63.695	-.012	-.035
RRS合計得点	178	50.775	129.23	11.368	23	82	-.025	.288
考え込み	178	12.927	12.562	3.5443	5	20	-.778	.003
反省	178	10.219	9.239	3.0396	5	20	.072	.505
PBRs	178	22.77	38.75	6.2249	9.000	36	-.654	-.198
CES-D	178	13.433	74.605	8.6374	0	54.000	1.693	1.009
STAI	178	46.865	109.8	10.479	23	70	-.507	.191

Table 5-2
各変数の相関係数

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.
質問紙	1.000							
1. RRS合計得点		1.000						
2. 考え込み	.814**	1.000						
3. 反省	.473**	.199**	1.000					
4. PBRs	.385**	.312**	.419**	1.000				
5. CES-D	.572**	.397**	.166*	.204**	1.000			
6. STAI	.586**	.495**	.122	.206**	.688**	1.000		
更新								
7. nbackN+1エラー	-.111	-.147†	-.067	-.099	-.169*	-.172*	1.000	
8. nbackN+1 RT	-.053	-.130	.029	-.078	.022	.012	.281**	1.000
9. 記憶更新	.058	.036	.049	.049	-.064	-.041	.246**	.044
短期記憶								
10. ランニング・メモリー	-.045	-.082	-.079	-.040	-.015	-.036	.341**	.098
11. ドット・マトリックス	.003	.005	-.033	-.005	-.025	-.128†	.290**	.136†
12. 数唱	.086	.080	.077	.058	-.059	-.003	.214**	.016
目標保持								
13. フランカー	.023	.064	-.055	.025	.066	.116	-.060	-.164*
14. アンチサッケード	.099	.000	.229**	-.007	.116	.124	.103	.106
15. ストループ	-.019	.041	-.122	.069	.034	.043	-.082	-.099

Table 5-2
各変数の相関係数 (続き)

	8.	9.	10.	11.	12.	13.	14.	15.
質問紙								
1. RRS合計得点								
2. 考え込み								
3. 反省								
4. PBRS								
5. CES-D								
6. STAI								
更新								
7. nbackN+1 エラー								
8. nbackN+1 RT	1.000							
9. 記憶更新	.044	1.000						
10. ランニング・メモリー	.098	.376**	1.000					
11. ドット・マトリックス	.136 [†]	.239**	.229**	1.000				
12. 数唱	.016	.287**	.532**	.198**	1.000			
目標保持								
13. フランカー	-.164*	-.282**	-.125 [†]	.026	-.011	1.000		
14. アンチサッケード	.106	.041	.089	.219**	.130 [†]	.202**	1.000	
15. ストループ	-.099	-.154*	-.011	-.075	.014	.398**	.144 [†]	1.000

($r = .532$)。これは、その他の指標との相関よりも相対的に強い値であった。また、ドット・マトリックスとは負の相関を示したが、その値は弱かった ($r = -.125$)。目標保持課題とはほとんど関連が認められなかった。また、短期記憶課題間には弱い正の相関が認められた ($r = .198$)。さらに、ドット・マトリックスは、アンチサッケードとも正の相関を示した ($r = .219$)。また、数唱もアンチサッケードと弱い正の相関を示した ($r = .130$)。フランカーは、アンチサッケードと弱い正の相関 ($r = .202$) を示し、ストループとは中程度の正の相関を示した ($r = .398$)。アンチサッケードとストループの相関は弱かった ($r = .144$)。以上のことから、仮定していた潜在因子の各観測変数間同士に弱い正の相関が認められたが、それ以外の観測変数に対しても正の相関が見られた。特に、更新関連課題の課題と短期記憶容量関連課題の相関が一貫して見られていた。

RRS 合計得点と各課題間の単相関を検討したところ、RRS は、全ての課題の成績と有意な相関が見られなかった ($n+1$ ルアーエラー, $r = -.113$; $n+1$ ルアーRT, $r = -.039$; 記憶更新, $r = .058$; ランニングメモリー, $r = -.045$; ドット・マトリックス, $r = .003$; 数唱, $r = .086$; フランカー, $r = .023$; アンチサッケード, $r = .099$; ストループ, $r = -.019$)。また、反すうに対する肯定的信念と各課題間の相関は有意ではなかった ($n+1$ ルアーエラー, $r = -.077$; $n+1$ ルアーRT, $r = -.008$; 記憶更新, $r = .049$; ランニングメモリー, $r = -.040$; ドット・マトリックス, $r = -.005$; 数唱, $r = .058$; フランカー, $r = .025$; アンチサッケード, $r = -.007$; ストループ, $r = .069$)。考え込みは、 $n+1$ ルアーエラーと負の相関を示したが、有意傾向であった ($r = -.147$)。それ以外の考え込みと課題成績の間に有意な正の相関は見られなかった ($n+1$ ルアーRT, $r = -.130$; 記憶更新, $r = .036$; ランニングメモリー, $r = -.082$; ドット・マトリックス, $r = .005$; 数唱, $r = .080$; フランカー, $r = .064$; アンチサッケード, $r = -.000$; ストループ, $r = -.041$)。反省的熟考は、アンチサッケードと正の相関を示した ($r = .229$) が、その他の課題成績とは有意な相関が見られなかった ($n+1$ ルアーエラー, $r = -.067$; $n+1$ ルアーRT, $r = .029$; 記憶更新, $r = .049$; ランニングメモリー, $r = -$

-.079; ドット・マトリックス, $r = -.033$; 数唱, $r = .077$; フランカー, $r = -.055$; ストループ, $r = -.122$).

第1に、仮説に基づいて更新能力と目標保持能力、そして短期記憶容量に関する3潜在因子を構成した確認的因子分析を行った。しかしながら、いくつかのパス係数が異常な値を示した。この原因として、更新と短期記憶容量に関する変数間の相関が強すぎたため、多重共線性の問題が生じたことが原因であると考えられた。そこで、実行機能のモデルとして2つのモデルを立てて、比較を行なった。第1のモデルは、更新関連の課題と短期記憶容量の課題を合わせたワーキングメモリ因子と、目標保持関連の課題を合わせた目標保持因子の2つの因子を想定した、「ワーキングメモリ・目標保持モデル」とした。第2のモデルは、短期記憶容量の課題（ドット・マトリックス、数唱）のみを除いて、更新関連の課題によって更新因子を構成し、目標保持関連の課題によって構成した目標保持因子の2つの因子を仮定する、「更新・目標保持モデル」とした。どちらのモデルも、各実行機能の潜在因子およびネガティブ感情因子から、反すうへの直接パスを想定した。Hasegawa (2003) に従い、反すうは考え込み因子と反省的熟考因子の得点から潜在因子として構成した。

まず、ワーキングメモリ・目標保持モデルについて検討したところ、適合度 $\chi^2 = 117.463$, CFI = 0.841, RMSEA = 0.072, SRMR = 0.072, AIC = 10203.806 であった。ワーキングメモリ因子から $n+1$ ルアーRT へのパスは有意ではなく、パス係数も低かった ($\beta = .154, p = .155$) ためモデルから削除したところ、適合度 $\chi^2 = 92.195$, CFI = 0.874, RMSEA = 0.072, SRMR = 0.069, AIC = 12504.816 と、やや改善した。 $n+1$ ルアーRT へのパスを削除したモデルにおいて、実行機能から反すうへのパスについては、有意ではなかった（更新: $\beta = -.007, p = .939$, 目標保持: $\beta = -.009, p = .921$ ）。また、ネガティブ感情因子は反すう ($\beta = .630, p < .001$) に正のパス係数を示した。モデルのパスダイアグラムを Figure 5-2 に示した。

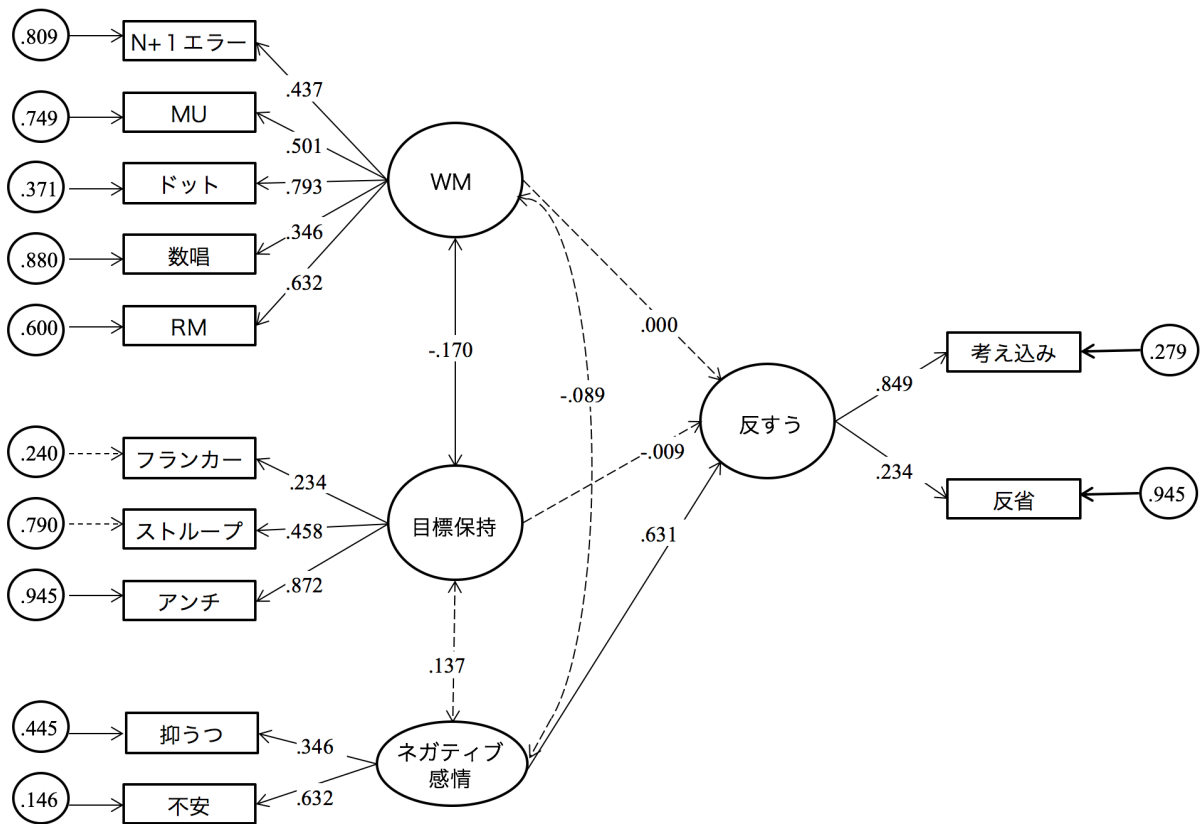


Figure 5-2. ワーキングメモリ・目標保持モデルのパスダイアグラム。直線の矢印は有意なパスを，点線は有意ではないパスを示している。ワーキングメモリ因子および目標保持因子からのパスが正の場合は能力が高いことを意味する。WM: ワーキングメモリ，N+1 エラー: 2-back 課題における n+1 ルアー試行のエラー率，MU: 記憶更新課題，ドット: ドットマトリックス課題，RM: ランニングメモリー課題，アンチ: アンチサックード課題

次に、更新・目標保持モデルについて検討したところ、適合度 $\chi^2 = 72.382$, CFI = 0.879, RMSEA = 0.071, SRMR = 0.064, AIC = 13074.543 であった。モデルのパスダイアグラムは Figure 5-3 に示した。 $n+1$ ルアーRT へのパスは有意であったがパス係数の値が低かったため ($\beta = .263, p = .049$)、ワーキングメモリ・目標保持モデルと同様に削除したところ、適合度の改善が見られた ($\chi^2 = 51.071$, CFI = 0.918, RMSEA = 0.065, SRMR = 0.060, AIC = 10777.142)。実行機能からのパス係数については、ワーキングメモリ・目標保持モデルと同様に、有意なパスは得られなかった (更新: $\beta = -.041, p = .735$, 目標保持: $\beta = -.019, p = .851$)。また、ネガティブ感情因子は反すう ($\beta = .629, p < .001$) に正のパス係数を示し、モデルは有意傾向であった ($R^2 = .397, p = .072$)。これらのことから、ワーキングメモリ更新能力も目標の保持能力のどちらも反すうへは直接的に影響を示さないことが示唆された。

次に、各実行機能の指標から反すうへの影響に反すうに対する肯定的信念が調整効果を及ぼすのかどうかを検討するため、latent moderated structural equations method (Maslowsky, Jager, & Hemken, 2014)によって検討した (Figure 5-4)。反すうに対する肯定的信念の潜在因子は、清水・山本 (2007) に従い、下位項目を3つの小包に合成し、それらを反すうに対する肯定的信念因子の観測変数とした。これは、確認的因子分析の因子負荷量に基づいて、3つの小包が同程度の因子負荷量の合計値を示すような組み合わせで各項目を小包として構成する方法であった。

上述した更新・目標保持モデルに加えて、更新因子×反すうに対する肯定的信念因子の交互作用項と目標保持因子×反すうに対する肯定的信念因子の交互作用項から反すう因子へのパスを想定したモデルを検討した。

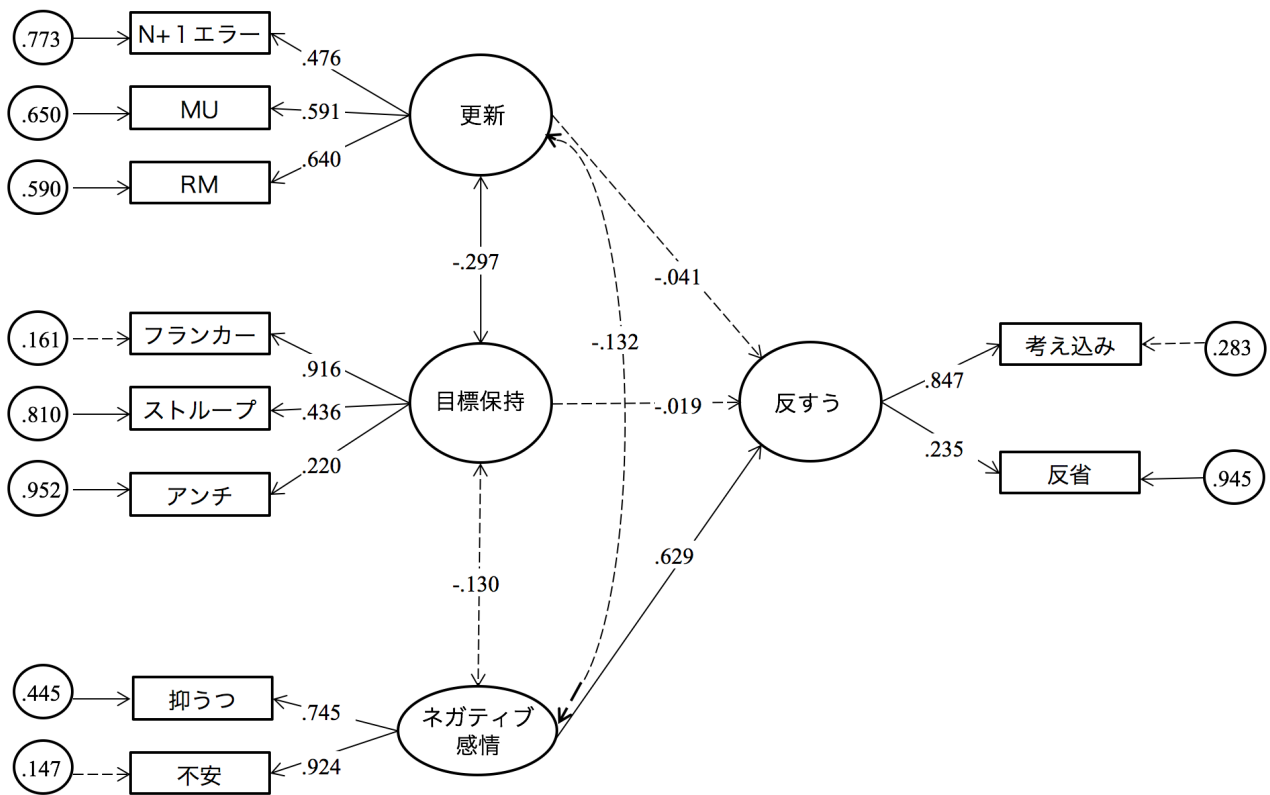


Figure 5-3. 更新・目標保持モデルのパスダイアグラム。直線の矢印は有意なパスを、点線は有意ではないパスを示している。更新因子および目標保持因子からのパスが正の場合は能力が高いことを意味する。WM: ワーキングメモリ, N+1 エラー: 2-back 課題における n+1 ルアー試行のエラー率, MU: 記憶更新課題, ドット: ドットマトリックス課題, RM: ランニングメモリー課題, アンチ: アンチサッケード課題

まず、交互作用項を含まないモデル検討したところ、適合度 $\chi^2 = 84.778$, CFI = 0.951, RMSEA = 0.055, SRMR = 0.058, AIC = 12824.116 であった。実行機能から反すうのパス係数については、有意なパスは得られなかった（更新: $\beta = -.053, p = .678$, 目標保持: $\beta = -.027, p = .810$ ）。しかし、ネガティブ感情因子 ($\beta = .658, p < .001$) および反すうに対する肯定的信念因子 ($\beta = .317, p = .015$) からの直接パスは有意であり正の値を示した ($R^2 = .639, p = .008$)。

更新因子および目標保持因子からの直接パスは有意ではなかった（更新: $\beta = -.033, p = .782$, 目標保持: $\beta = .023, p = .842$ ）。また、ネガティブ感情因子 ($\beta = .716, p < .001$) および反すうに対する肯定的信念因子 ($\beta = .314, p = .014$) からの直接パスは有意であり正の値を示した。さらに、更新因子×反すうに対する肯定的信念の交互作用項からの負のパスが有意であり ($\beta = -.435, p = .013$) , 目標保持因子×反すうに対する肯定的信念の交互作用項から反すう因子への負のパス ($\beta = -.319, p = .067$) は有意傾向であった ($\Delta R^2 = .307, p = .004$)。肯定的信念の高低 ($\pm 1SD$) ごとの値を Figure 5-5 に示した。このグラフから、更新機能が高い場合 (+1SD) は、反すうに対する肯定的信念の高低による大きな差は見られないが、更新機能が低い場合 (-1SD) は、反すうに対する肯定的信念によって反すうの高さが変化することを示している。すなわち、更新機能が低く反すうに対する肯定的信念が高い時にもっとも反すうが高くなることを示している。

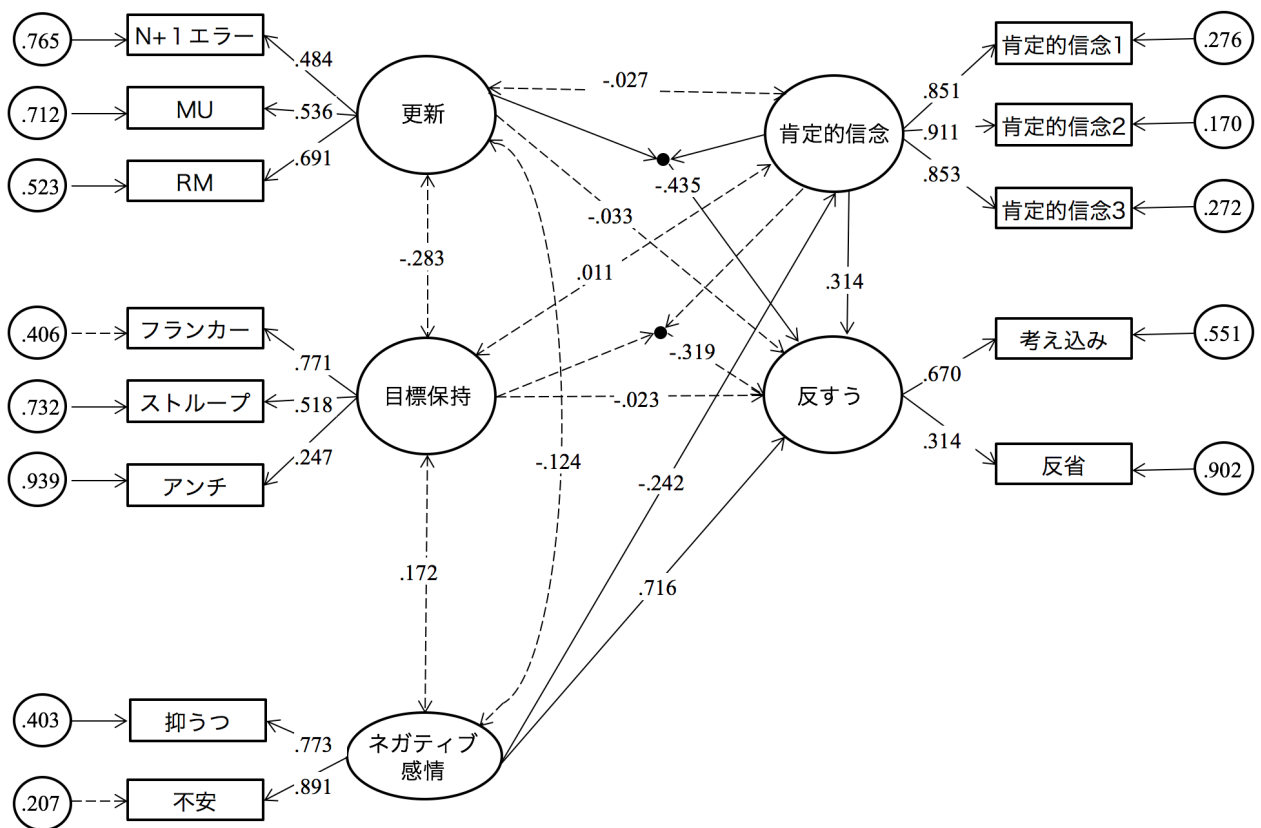


Figure 5-4. 反すうに対する肯定的信念の調整モデルのパスダイアグラム。直線の矢印は有意なパスを、点線は有意ではないパスを示している。更新因子および目標保持因子からのパスが正の場合は能力が高いことを意味する。また、黒丸は交互作用を意味する。WM: ワーキングメモリ, N+1 エラー: 2-back 課題における n+1 ルアー試行のエラー率, MU: 記憶更新課題, ドット: ドットマトリックス課題, RM: ランニングメモリー課題, アンチ: アンチサッケード課題

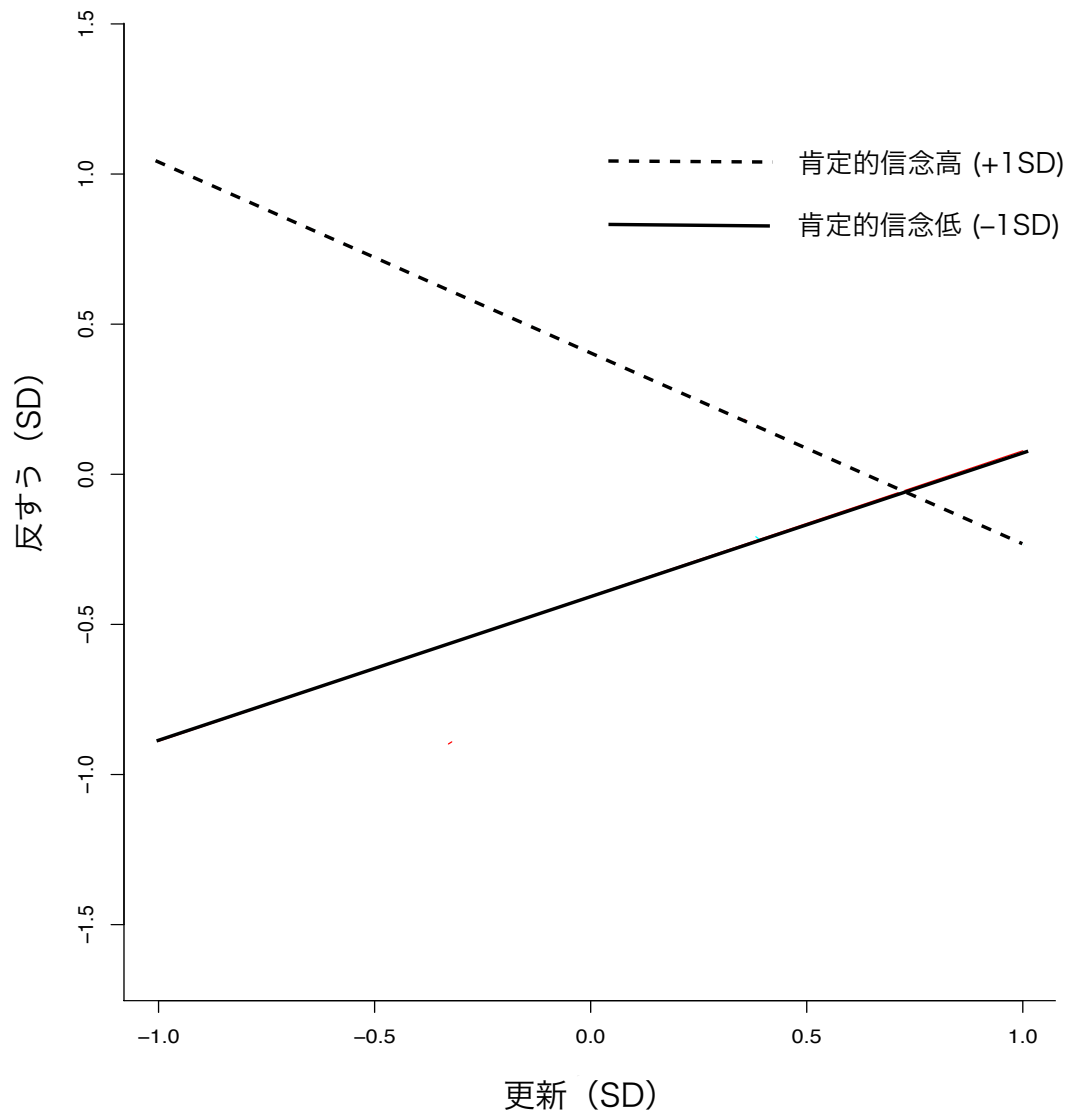


Figure 5-5. 更新×反すうに対する肯定的信念が反すうに及ぼす影響

考察

研究5では、これまでの研究を踏襲し、発展させる形で反すうと実行機能の関連について検討した。具体的には、更新能力、短期記憶容量、そして目標保持能力を測定するための複数の課題を用いて、それらの課題成績から構成された潜在因子と反すうの関連を検討した。まず、実行機能関連の因子の構成に関しては、短期記憶容量課題と更新関連課題の相関が高すぎたために、それらを分離することが困難であった。そのため、(a) 短期記憶と更新の両方を包括した潜在因子を構成する方法と、(b) 更新の課題のみを利用して更新の潜在因子を構成する方法の2つを採用した。その結果、更新の課題のみから潜在因子を構成するモデルの方が適合度は良好であった。そして、更新因子と目標保持因子から特性反すうへのパスについて検討したところ、更新因子も目標保持因子も反すうへの直接的な影響は見られなかった。さらに、更新因子および目標保持因子から反すう因子への影響に反すうに対する肯定的信念が調整効果を及ぼすかどうかを検討するため、更新因子×反すうに対する肯定的信念因子の交互作用項と目標保持因子×反すうに対する肯定的信念因子の交互作用項から反すう因子へのパスを検討したところ、更新因子×反すうに対する肯定的信念因子の交互作用項から反すう因子へのパスが有意であり、更新能力が低いと反すうに対する肯定的信念の強さが反すうの頻度を調整することが示唆された。

まず、反すうと個別の課題成績間の相関について言及する。本研究では、これまでの研究と同様に *n*-back 課題（研究1）、記憶更新課題（研究2）、およびストループ課題（研究3）を用いたが、これらの変数は RRS の合計得点および反すうに対する肯定的信念とほとんど有意な相関を示さなかった。これまでの研究では、ANOVA および ANCOVA と単相関分析という分析方法の違いはあるものの、いずれの研究も反すうと各課題成績間の相関関係について検討していたものであった。そのため、もし本研究の仮説が支持されるのであれば反すうと更新関連課題の間に負の相関が、反すうと目標保持関

連課題の間に正の相関がみられることが予想された。しかしながら、全体として本研究の結果はこれまでの結果と一致せず、RRSの合計得点と各課題の得点と有意な関連が認められなかった。さらにRRSの下位因子ごとに分けて相関分析を行なった結果、考え込みは2-back課題の $n+1$ ルアー試行におけるエラー率の高さと関連を示し、反省的熟考はアンチサッケード課題のエラー率の低さと関連していた。

$n+1$ ルアーと反すうの関連について、研究1では $n+1$ ルアーRTとRRS合計得点の間に関連が示されていたが、研究5では $n+1$ ルアーエラーと考え込みの関連が見られた。RRS合計得点は考え込み得点を含んでいるため、研究1の結果はRRS合計得点に内在する考え込みの高さと $n+1$ ルアーRTの長さの関連を反映していた可能性がある。研究5では、考え込みと $n+1$ ルアーエラー率との関連は有意傾向であったため、 $n+1$ ルアーエラーと考え込みの間の関連については、エラー率に特異的な関連性があるかどうかについては慎重になるべきだろう。

反省的熟考は反すうのより適応的な側面であることが指摘されている(Treynor et al., 2003) ため、反省的熟考の高さとアンチサッケード課題におけるエラー率の低さの関連については、このような反すうの適応的側面を反映している可能性がある。アンチサッケード課題は、ストループ課題と同様に、目標保持能力を反映する課題であった。研究5において、目標保持能力を測定する課題として用いた課題は、典型的には抑制機能を測定する課題である(Friedman & Miyake, 2004)。その中でもアンチサッケード課題はストループ課題やフランカー課題とは異なり、眼球運動の抑制を反映する課題とされている(Nigg, 2000)。このような、アンチサッケード課題に特異的な要素が結果に反映していた可能性がある。

また、潜在因子として構成された更新因子と目標保持因子も同様に反すう因子への有意なパスを示さなかったが、更新能力×反すうに対する肯定的信念の交互作用項のみが反すうへの有意なパスを示した。より具体的には、更新能力が低い時に、反すうに対する肯定的信念の高低によって反すうの高さ

が変化することが示され、更新能力が低く反すうに対する肯定的信念が高い時にもっとも反すうが高かった。反すうに対する肯定的信念は、何らかの失敗経験などのネガティブな事象が生じたときに反すうすることを動機づけ、反すうの生起頻度を上昇させることが示されている (Papageorgiou & Wells, 2003)。したがって、反すうに対する肯定的な信念を持っていても更新能力が高ければ、反すうの頻度を適切な程度に制御できる一方で、更新能力が低ければ、反すうに対する肯定的信念によって動機づけられた反すうを適切に制御することができずますます反すうの頻度上昇を促進させてしまう、と解釈できるだろう。

他にも、研究 1, 2, 3 の結果と研究 5 の結果が不一致であった理由として、測定方法の問題が考えられる。第 1 に、研究 1, 2, 3 のサンプルサイズが小さかったため、第 1 種の過誤が生じていた可能性がある。第 2 の可能性として、研究 1, 2, 3 のサンプルに反すうに対する肯定的信念の高い者が多く含まれていたために、相関が検出された可能性が考えられる。第 3 の可能性として、実行機能が低いこと自体が反すうを引き起こすわけではない可能性がある。たとえば、もし実行機能が低くてもストレス経験が存在しない、あるいは実行機能に依存しない感情制御の方法を獲得していれば反すうが生じないだろう。今後の研究では、そのような媒介要因や調整要因についてより詳細に検討することが必要と考えられる。

第Ⅲ部

総合考察

第6章 総合考察

第 6 章

総合考察

- 第 1 節 本研究のまとめと仮説の検証
- 第 2 節 ワーキングメモリの更新と反すうの関連について
- 第 3 節 目標保持能力と反すうの関連について
- 第 4 節 本研究の臨床的意義
- 第 5 節 本研究の限界と今後の展望

第1節 本研究のまとめと仮説の検証

抑うつ気分が生じた時にその気分に対応して反すうし続けてしまうことは、抑うつ、PTSD 症状、不安症状、アルコール依存、むちゃ食いといった様々な精神症状の悪化を予測する診断横断的要因として注目を浴びている (McLaughlin, 2011; Nolen-Hoeksema et al., 2008)。しかしながら、なぜ一部の人は反すうをし続けてしまう一方で、一部の人は反すうをしないのかについて、先行研究では検討が不十分であった。本論文では、実行機能が反すうにどのような影響を及ぼしているのかについて以下のような仮説を立てて検討を行った。すなわち、実行機能の1つの下位概念である目標保持能力の高さは反すうを生起させる可能性を高め、下位概念の1つである更新能力の低さが既に生起した反すうの持続時間を長引かせると仮定した。

仮説 1. 実行機能課題の感情価がニュートラルであるとき、大学生・大学院生の高反すう者は低い更新能力を示す。

仮説 2. 実行機能課題の感情価がニュートラルであるとき、大学生・大学院生の高反すう者は高い目標保持能力を示す。

仮説 1 について検討するため、研究 1 では 2-back 課題を、研究 2 では記憶更新課題を用い、それらの課題成績と反すうの関連を検討した。2-back 課題では絶え間なく次々に刺激が呈示されるため、連続的にワーキングメモリに保持した項目－文脈間の結合関係を分解し再構築する過程を繰り返す必要がある。このような処理を行なっている時はしばしばターゲットと無関係な項目から干渉を受けやすいことが知られている (Szmalec et al., 2011)。その一方で、記憶更新課題では頻繁な更新は不要であり、実験参加者自身のペースで記銘項目を呈示させる。したがって項目の再生を求めた際の再生率は 100% に近く、正確な更新を行うことは比較的容易である一方、更新を行う時間に個人差が現れる。このような課題の特徴の違いを踏まえ、研究 1 では 2-back 課題を用いて、ワーキングメモリの更新過程に内在する干渉の制御と反すう

の関連について検討した。2-back 課題では、高反すう者は、ターゲットと無関連な項目である $n+1$ ルアー項目からの干渉が低反すう者に比べて強いことが示された。2-back 課題において、課題中に保持する必要のある項目は現在呈示されている項目から 2 試行前までの範囲のみであり、 $n+1$ ルアー項目はもはや課題目標を遂行するためには必要のない項目である。そのため高反すう者における $n+1$ ルアー項目からの干渉の強さは、高反すう者における不要な項目をワーキングメモリから排除することの困難さを反映していると解釈された。研究 2 では、記憶更新課題を用いて高反すう者と低反すう者のワーキングメモリ更新時間を比較した。その結果、両者の間に有意な差は認められなかった。したがって、仮説 1 は研究 1 で支持されたが、研究 2 では支持されなかった。

仮説 2 について検討するため、研究 3 では Altamirano et al. (2010) と同様のストループ課題を用いて、課題の正答率と反すうの関連について検討した。このストループ課題では、不一致試行の比率が 25% のブロックと 75% のブロックが条件として設定された。先行研究 (Altamirano et al., 2010; Kane & Engle, 2003) によると、不一致試行 25% のブロックでは不一致刺激が呈示された時に突然呈示された不一致刺激に対応できずエラーを起こしやすくなる。しかしながら高反すう者は、目標の保持能力が高く、一致試行においても文字の読みではなくフォント色への注意を維持し続けることができるため、このようなエラーが生じにくいことが示されている (Altamirano et al., 2010)。実験の結果、先行研究 (Altamirano et al., 2010) と同様に、高反すう者は不一致試行 25% のブロックにおいて正答率が高いことが示された。さらに、不一致試行 25% ブロックの一致試行、不一致試行 75% ブロックの一致試行と不一致試行では群間差はみられなかった。したがって、仮説 2 は支持された。

研究 1 と 2 では、同じ更新課題を用いていたにもかかわらず結果は異なっていた。このように異なった結果が示された理由として、高反すう者における更新能力の低下は、不要な情報の排除過程に特異的であったことが考えられる。しかしながら、 n -back 課題における更新能力の測定には、排除以外の

認知過程が多く含まれていると批判がなされている (Kessler & Meiran, 2008; Szmalec et al., 2011)。そのため、研究 4 では記憶更新パラダイムに基づいた排除速度の測定を通して、高反すう者において排除の困難さが見られるのかどうかを検討した。また研究 4 では排除速度の測定に加えてワーキングメモリ容量の測定を行なった。ワーキングメモリ容量の大きさには、研究 3 において測定した修正版ストループ課題と同様に、目標保持能力によって支えられていると考えられている (Kane & Engle, 2003)。そのため、排除速度と反すうの関連を検討することによって仮説 1 を、ワーキングメモリ容量と反すうの関連を検討することによって仮説 2 を検証した。その結果、仮説 2 は支持され、反すうが高い者はワーキングメモリ容量が高いことが示された。その一方で、仮説 1 に反して反すうの高い者はワーキングメモリから不要な情報を排除することが速いことが示された。すなわち、研究 4 では仮説 2 は支持されなかった。

研究 5 では、更新と目標保持能力のそれぞれの課題を複数測定することで構造方程式モデリングを用いた包括的な検討を行なった。その結果、ワーキングメモリ更新能力と目標保持能力から反すう因子への直接パスはどちらも見られなかった。しかしながら、更新因子から反すう因子への直接パスの間に反すうに対する肯定的信念が調整効果を示した。具体的には、更新能力が低く反すうに対する肯定的信念が高い場合にもっとも反すうが高くなる傾向にあった。しかしながら、この調整効果は更新が高い場合には当てはまらなかった。したがって、研究 5 において、仮説 1 は部分的に支持されたが、仮説 2 については支持されなかった。

これらの結果を踏まえ、反すうの制御モデルを Figure 6-1 に示した。このモデルでは、本論文における当初の仮説と同様に高い目標保持能力と低い更新能力という不均衡性を仮定した。さらに、これらの能力は反すうが開始するプロセスと持続するプロセスのそれぞれへ影響するものとして位置付けた。さらに、不均衡な実行機能が反すうに寄与するプロセスには、反すうに対する肯定的なメタ認知的信念が調整効果を及ぼすことを想定した。

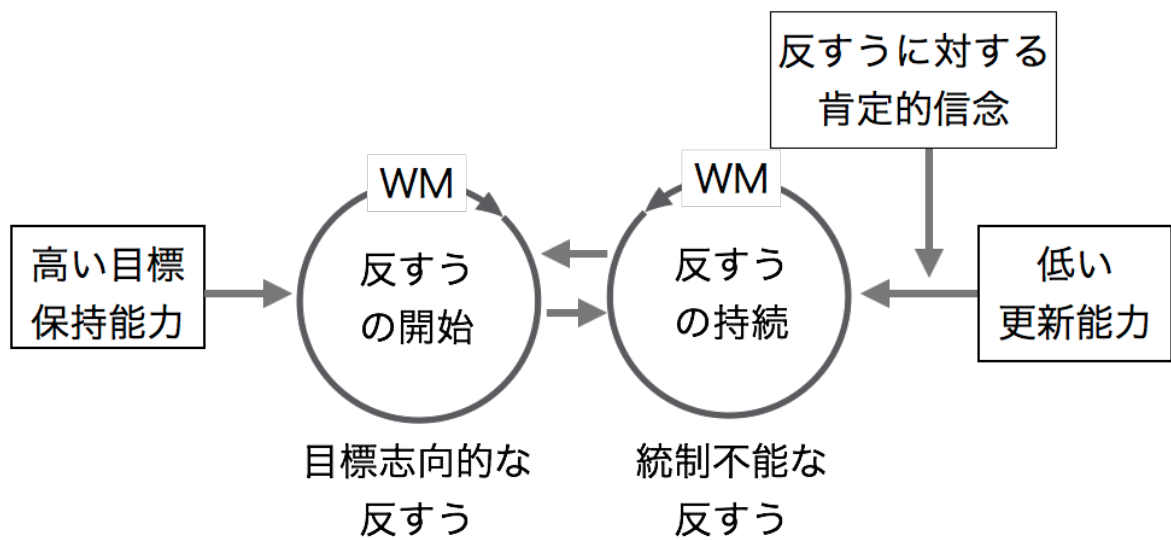


Figure 6-1. 本論文の結果に基づく修正モデル

たとえば、失敗や恥、抑うつ気分などのネガティブな感情を経験した時に、目標保持能力が高い人は外的環境の気逸らし刺激（友人からの関わりや趣味など）に注意を駆動されることなく反すう思考に注意を向け続け、ワーキングメモリ内でネガティブな表象の活性化を維持させることができる。それ故に、反すうが開始しやすくなる。さらに続いて、更新能力の低く、かつ反すうに対する肯定的信念が高い人は、たとえ反すうをやめたいと思っても既にワーキングメモリ内で活性化したネガティブな表象を修正することが困難であり、結果としてそれらの反すう関連の表象の活性化を非意図的に持続させてしまう。このような、目標保持能力の高さ、更新機能不全、反すうに対する肯定的信念といった3つの変数の作用の結果、反すうの持続時間が長引き、生起頻度が上昇すると考えられる。次節以降では、更新能力と目標保持能力のそれぞれと反すうの関連について、本論の結果を踏まえた議論を行う。

第2節 ワーキングメモリの更新と反すうの関連について

抑制欠損仮説に基づいた先行研究 (Joormann & Gotlib, 2008; Joormann et al., 2010) や Chang et al. (2017) の研究では、高反すう者は一貫して、ネガティブな情報の更新が困難であることを示唆していた。また、感情価のニュートラルな刺激を用いた場合、うつ病罹患者と強迫性障害罹患者において *n*-back 課題による更新の困難さと反すうの高さに関連が示されていた (Meiran et al., 2011)。しかしながら、研究1においては高反すう者のワーキングメモリ更新機能の困難が認められたが、研究2においてはみられなかった。また、研究5においては研究1の視空間性の2-back課題と同様のものを利用したが、*n*+1ルアーからの干渉効果と反すうとの関連は有意傾向にとどまり、相関係数による小さい効果量が認められた。研究5では、2-back課題以外の複数の課題を用いており、さらにより多くのサンプルサイズ ($n=176$) のデータを対象としていたことから、より検定力の高いデータであったと考えられる。したがって、これらの結果から、ワーキングメモリ更新能力は反すうの頻度や持続時間の上昇に影響を及ぼすことが示唆されたが、それら単独の相互関連性

についてはそれほど強い関連性ではないことが考えられる。しかしながら、研究5においては反すうに対する肯定的信念と更新能力の交互作用をモデルに組み込むことでより RRS 得点の変動を説明することができた。このようなモデルは先行研究においてこれまで指摘されてこなかった観点であり、本テーマのさらなる発展を示唆するものであると考えられる。

したがって今後の研究で取り組むべきは、更新能力が反すうへ及ぼす直接的影響ではなく、メタ認知的信念、特に反すうに対する肯定的信念と更新能力の交互作用についてであると考えられる。これまでの先行研究では、反すうと実行機能課題の直接的な相関あるいは影響力のみを検討していた (e.g., Chang et al., 2017; Joormann & Gotlib, 2008; Meiran et al., 2011)。しかしながら、研究5では、更新能力が反すうへ寄与するかどうかについては反すうに対する肯定的信念の高さによって影響を受けることが示された。反すうに対する肯定的信念は、特に反すうの開始に影響を及ぼすとされている (Papageorgeu & Wells, 2003) ため、反すうに対する肯定的信念の高い者は、誘発する出来事や感情の変化が生じた時に反すうを開始しやすくなる。そして、反すうがいったん始まった後、その反すうが長く持続するかどうかは更新能力が高いか低いかによって変化するものと考えられる。具体的には、更新能力が高い者は、いったん開始した反すうを制御することが可能であるため、維持されないと推察される。しかしながら、更新能力が低い者にとってはいったん開始した反すうを終結させようとしても終結させることが困難になると考えられる。なお、この解釈は反すうが持続する時間的变化を考慮しているが、本研究は横断的デザインによって仮説モデルの検討を行ったため、反すうの開始と持続の段階の区別するためには、縦断的デザインによってさらに検討する必要があると考えられる。

研究1では、高反すう者の n -back 課題における $n+1$ ルアーからの干渉効果の高さが示されたが、研究5では、 $n+1$ ルアーからの干渉効果と反すうの直接的な関連性は示されなかった。また、研究2では記憶更新課題によって測定された更新速度と反すうの関連に弱い効果量が示されていたが、研究5

では効果量はほとんどなかった。これらの結果の不一致の理由として、研究5では高反すう者における排除速度の速さが交絡していた可能性が考えられる。研究4では、高反すう者は、排除速度が低反すう者に比べて速いことが示された。排除速度は、様々な更新関連課題に内在する更新特異的な過程とされている (Ecker et al., 2010; Ecker et al., 2014)。すなわち、研究5で測定していた課題は、排除の効率性とそれ以外の要素を合わせた複合的な課題であると考えられるため、排除の効率性の高さが更新課題に内在するそれ以外の要素に影響を及ぼし、相殺されてしまった結果として、反すうと更新速度との関連性が消失してしまった可能性が考えられる。

研究1,2の結果と研究5の結果が一致しなかったその他の可能性としては、反すうの中のサブタイプの存在である。S-REFモデルや抑制欠損仮説では、反すうとは、ネガティブ表象や侵入的思考が自動的あるいは非意図的にワーキングメモリ内で活性化し、その活性化を制御できないために活性化が持続し続けることであると仮定している。このような、より実行機能の低さによって維持される受動的なタイプの反すうと、Altamirano et al. (2010) が仮定するような、能動的に、高い実行機能によって支えられているタイプの反すうが存在する可能性があり、それらの異なった種類の高反すう者が混在していたために、本研究のような結果が得られた可能性があるかもしれない。

第3節 目標保持能力と反すうの関連について

研究3と4では一貫して、高反すう者における目標保持能力の高さを示唆する結果が示された。すなわち、高反すう者は、不一致試行の比率が25%のブロックにおいて正答率が高く、ワーキングメモリの容量が高かった。しかしながら、研究5において、ストループ課題のエラー率と反すうの単相関はみられず、また、ストループ課題、フランカー課題、そしてアンチサッカード課題の3つの観測変数から構成された潜在変数から反すうへの影響は見られなかった。特に、ストループ課題における正答率と反すうの関連が再現されなかった理由としては、研究3と5では、反応の取得方法が異なっていた

ことが考えられる。研究3では音声によって反応を取得していたが、研究5ではキー押しによる反応取得方法を用いていた。反すうは一般に、言語性の思考であるが、キー押し反応を行うためには言語性の反応を対応するキーへ心的に変換する必要がある。したがって、言語性の反応をキー押しに変換したことで結果に影響した可能性がある。

反すうとストループ課題におけるエラー率に負の相関を示した Altamirano et al. (2010) では、ストループ課題も文字命名課題でもどちらも音声による反応取得方法をとっていた。本研究では、低次の処理のモダリティに関わらない実行機能の個人差を対象としていたことや、目標保持能力を測定するためにキー押し反応を用いていた先行研究 (Kane & Engle, 2003) では実験操作に成功していることから、研究5と研究3で異なる反応モダリティであるキー押しを用いた。しかしながらこのような反応の取得方法による違いが結果の不一致に繋がった可能性がある。

また、研究3では反すうとワーキングメモリ容量の間に有意な正の相関および偏回帰が見られた。ワーキングメモリ容量は、研究3と5で用いたストループ課題、フランカー課題、アンチサッケード課題のような目標の保持能力あるいは注意制御能力によって支えられていると考えられている (e.g., Kane & Engle, 2003)。しかしながら、これらの能力以外にも短期記憶の容量 (Martínez et al., 2011) や課題の方略といった多くの要素が含まれていると考えられる。他にも、研究3では文章の読みを対象としていたため、高反すう者において指摘されている言語性の知能の高さが結果に影響していた可能性がある (Penney et al., 2015)。今後は、リーディングスパンテストに含まれる、目標保持以外のどのような要素が反すうとの正の相関に影響していたのかどうかを詳細に検討していく必要があるだろう。

第4節 本研究の臨床的意義

反すうを低減させることは S-REF モデルに基づくメタ認知療法 Wells (2000, 2010 熊野・今井・境訳 2012) や CCT (Siegle, Ghinassi, & Thase, 2007a)

における主要な介入ターゲットであり、注意や実行機能を改善させることで反すうを低減させることができると仮定している。そのような仮定に基づいて、CCTによって注意機能を改善させる試みは一定の成果を上げており、注意機能のトレーニングが臨床群と非臨床群に関わらず反すうの減少を導くことが先行研究で示された (Siegle et al., 2007; Hoorelbeke et al., 2015)。これらの先行研究では、ネガティブ感情に特異的な機能の低下、あるいは全般的な実行機能の低下を仮定している。しかしながら、本研究の結果はこれらの先行研究で想定しているような前提とは異なるものであった。特に、研究3と4で示されたような高反すう者における目標保持能力の高さは、これらの前提と一致しないものであった。このことを踏まえると、このような実行機能の変容をターゲットにする治療技法を改善させる方向性としては次の2つの方向性が考えられる。

第1に、全般的な実行機能や注意機能の低下に焦点を当てるよりも、実行機能の下位機能間の不均衡性や柔軟性といった側面をターゲットにすることである。本論文における一連の研究の結果は、高反すう者において n -back 課題の $n+1$ ルアー干渉効果が大きかった (研究1, 5) 一方で、ワーキングメモリ容量が高く (研究4)、排除速度が速く (研究4)、ストループ課題 (研究3) やアンチサッケード課題 (研究5) のエラー率が低いという結果が得られた。したがって今後の研究では、どのような要素間の不均衡性が反すうの制御困難さを決定づけるのかを特定していき、その不均衡性を改善させるような介入技法を開発することがより良い治療効果につながると考えられる。

第2の方向性としては、高反すう者の高い実行機能に焦点を当てることである。本研究で仮説を立てたように、もし高い実行機能が能動的な反すうを維持する役割を果たしているのであれば、実行機能そのものを介入のターゲットにするのではなく、実行機能をどのような文脈で用いるかに焦点を当てる方が望ましいと考えられる。たとえば、メタ認知的信念への介入を行い、S-REFを駆動させる時の目標やプランをより適応的な方向に変更することが

できれば、元々実行機能の高い高反すう者はより適応的な思考ができるようになる可能性があるだろう。

ただし、上記の治療技法への応用については、介入対象の症状の重症度も考慮する必要があるだろう。本研究では実験参加者への症状のスクリーニングは行わなかったものの、全体として、実験参加者は正常な日常生活を過ごすことのできる人々で構成されていた。そのため、本研究の結果は抑うつ症状のほとんどない者か軽度の者に限定されると考えられ、これはメタ認知療法や CCT の介入の対象になっている者と比べると症状は著しく低い (Fergus & Bardeen, 2016; Siegle et al., 2014; Siegle, Ghinassi, & Thase, 2007a)。したがって、本論文の成果を臨床群の介入研究に応用するためには、さらに臨床群を対象とした研究が必要と考えられる。少なくとも、大学生や大学院生レベルの反すうの高い者においては実行機能の特定の側面が高い機能を持つ可能性があることを考えると、Hoorelbeke et al. (2015) のような非臨床群に対する予防的介入を行う場合は、本研究の結果を踏まえた介入プログラムとして再構成する必要があると考えられる。

第5節 本研究の限界と今後の展望

最後に、本節では、本論文全体の限界点と今後の展望について述べる。第1に、本論文における研究の対象者は大学生や大学院生であり、臨床群ではなかったことが限界点としてあげられる。したがって、本研究の結果はあくまで大学生や大学院生に当てはまるものとして解釈すべきだろう。第4節でも述べたように、本論文の結果をうつ病の治療に応用するためには、これらの結果が臨床群にも当てはまるのかどうかを検討する必要がある。特に、臨床群においては実行機能の全般的な低下が指摘されているため (Rogers, 2004; Siegle et al., 2007)、ワーキングメモリ容量の高さや修正版ストループ課題におけるエラーの少なさは臨床群における反すうと関係するののかどうかについては慎重に検討していく必要があると考えられる。

第2に、本論文でターゲットとした実行機能の下位機能は更新能力と目標保持能力に限定されていたことであった。実行機能とその他の変数との関連を検討した先行研究では、Miyake et al. (2000) の枠組みに基づき、抑制、更新、シフティングの3つの機能分類に区別する方法が頻繁に採用されている (Jewsbury et al., 2016; McRae, Jacobs, Ray, John, & Gross, 2012; Wolff et al., 2016; Yang et al., 2016)。更新能力は研究1, 2, 4, 5において直接的に測定されていたが、研究3, 5で目標保持能力の測定のために用いた課題は抑制機能を測定する課題でもあった。先行研究ではシフティングは反すうとは無関係であることが示されているため (Davis & Nolen-Hoeksema, 2000; Whirmer & Banich, 2007)、本論文では扱わなかったが、今後は本論文で扱わなかったその他の機能についても、潜在因子アプローチを用いて検討することは有用と考えられる。

第3に、本論文では、個別の課題に内在する要素について詳細な検討はできなかった。特に、研究4の結果についてはより詳細な検討を行うことで、高反すう者の特徴をより明らかにすることに繋がると考えられる。たとえば、ワーキングメモリ容量には目標保持能力以外の様々な方略や能力が関わっているとされているが、それらの要素がどのように研究4の結果に影響しているのかは未検討であった。また、研究4の数字更新課題では、実験参加者が適切に手がかりに従って、ワーキングメモリからの排除を行っていることが前提とされているが、高反すう者は手がかりに従って適切に反応を切り替えることが苦手であるとする研究もある (Altamirano et al., 2010) ことを考えると、手がかりに対する反応性の個人差が排除速度の算出に関わっている可能性もある。したがって、これらの可能性について詳細な検討を行うことが将来的な研究では期待される。

第4に、本研究で扱った反すうはあくまで反応スタイル理論 (Noken-Hoeksema, 1991) に基づくものである。反すうの定義は研究分野や研究者の立場によって異なっており、それに伴って異なった複数の測定法が開発されている (J. M. Smith & Alloy, 2009)。このことと一致して、RRSはその他の反

すうの尺度と相互に正の相関を持つが、相関の強さは弱い相関から中程度であることが示されている (Siegle, Moore, & Thase, 2004)。このような RRS の性質を踏まえると、本研究で測定された反すうの個人差は、複数の反すうのサブタイプが混在していた可能性がある。たとえば、高い実行機能に支えられた能動的なタイプの反すうと、低い実行機能によって支えられる受動的なタイプの反すうといった異なったメカニズムを持つ反すうが存在し、それらが混在していたために反すうと実行機能の関連が見出せなかった可能性がある。現在においても RRS によって測定される反すうは、不適応的な反すうを測定するためのもっとも主要な測定尺度であり (Nolen-Hoeksema et al., 2008; Watkins, 2008)、実行機能と反すうの関連を検討したほとんどの先行研究が特性反すうの測定のためには RRS を利用している (Altamirano et al., 2010; Chang et al., 2017; Joormann, 2006b; Whitmer & Banich, 2007)。しかしながら、反すうの概念そのものに関する議論は未だに続いており (M. Conway, Csank, Holm, & Blake, 2000; Raes, Hermans, Williams, Bijttebier, & Eelen, 2007; Samtani & Moulds, 2017; J. M. Smith & Alloy, 2009; Tanner, Voon, Hasking, & Martin, 2012)、今後、反すうの概念化はさらに発展することが期待される。反すうの概念そのものに実行機能の研究が反映されることは比較的少ないが、今後は、実行機能によって反すうを説明する試みを通して、反すうの輪郭とメカニズムをより明確する作業が必要であろう。そしてそのような作業を通して反すうの悪化に実行機能がどのように寄与しているのかが明らかになっていくと考えられる。

第5に、本研究の方法論は横断調査に基づくものであったため、追加的な縦断的検討や実験的介入を行うことなしに因果関係を決定することはできない。しかしながら、現在のワーキングメモリや実行機能の向上を狙った研究は発展途上であり、ワーキングメモリの改善やそれに伴って関連する変数への変化を引き起こすことの困難さが指摘されている (Melby-Lervåg et al., 2016; Onraedt & Koster, 2014) ことを踏まえると、実行機能の特定の下位機能に焦点を当てて、その機能の改善を行うことで因果関係を調べる方法は現状

では現実的ではないだろう。そのため、今後の研究では縦断的デザインを用いることが現実的なアプローチとして必要と思われる。特に研究5で行ったような潜在因子アプローチに基づく研究はこれまで行われていないため、潜在因子アプローチと縦断的デザインを組み合わせた研究を行うことでより深く因果関係に踏み込むことができるだろう。またその際、たとえば反すうに対する肯定的信念やストレス経験、あるいは前頭前野の発達 (Connolly et al., 2014) などを媒介要因や調整変数として考慮することでより説明力の高いモデルを構築することが可能になると考えられる。

引用文献

- Altamirano, L. J., Miyake, A., & Whitmer, A. J. (2010). When mental inflexibility facilitates executive control: Beneficial side effects of ruminative tendencies on goal maintenance. *Psychological Science, 21*(10), 1377–1382.
<http://doi.org/10.1177/0956797610381505>
- Bagby, R. M., Rector, N. A., Bacchiochi, J. R., & McBride, C. (2004). The stability of the response styles questionnaire rumination scale in a sample of patients with major depression. *Cognitive Therapy and Research, 28*(4), 527–538.
<http://doi.org/10.1023/B:COTR.0000045562.17228.29>
- Banich, M. T. (2009). Executive function: The search for integrated account. *Current Directions in Psychological Science, 18*(2), 89–94.
<http://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2009.01615.x>
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1996). Manual for the beck depression inventory. 2nd ed., San Antonio, TX: Psychological Corporation. (小嶋 雅代・古川 壽亮(訳) (2003). 日本語版BDI-II—ベック抑うつ質問票—手引き 日本文化科学社)
- Bunting, M., Cowan, N., & Scott Saults, J. (2006). How does running memory span work? *The Quarterly Journal of Experimental Psychology, 59*(10), 1691–1700.
<http://doi.org/10.1080/17470210600848402>
- Carver, C. S., & Scheier, M. F. (1990). Origins and functions of positive and negative affect: A control-process view. *Psychological Review, 97*(1), 19–35.
<http://doi.org/10.1037/0033-295X.97.1.19>
- Chang, E. P., Ecker, U. K. H., & Page, A. C. (2017). Impaired memory updating associated with impaired recall of negative words in dysphoric rumination—Evidence for a removal deficit. *Behaviour Research and Therapy, 93*, 22–28.
<http://doi.org/10.1016/j.brat.2017.03.008>

- Chuderski, A., Taraday, M., Necka, E., & Smoleń, T. (2012). Storage capacity explains fluid intelligence but executive control does not. *Intelligence*, *40*(3), 278–295.
<http://doi.org/10.1016/j.intell.2012.02.010>
- Connolly, S. L., Wagner, C. A., Shapero, B. G., Pendergast, L. L., Abramson, L. Y., & Alloy, L. B. (2014). Rumination prospectively predicts executive functioning impairments in adolescents. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, *45*(1), 46–56. <http://doi.org/10.1016/j.jbtep.2013.07.009>
- Conway, M., Csank, P. A. R., Holm, S. L., & Blake, C. K. (2000). On Assessing Individual Differences in Rumination on Sadness. *Journal of Personality Assessment*, *75*(3), 404–425. http://doi.org/10.1207/S15327752JPA7503_04
- Cowan, N. (2017). The many faces of working memory and short-term storage. *Psychonomic Bulletin & Review*, *24*(4), 1–13.
<http://doi.org/10.3758/s13423-016-1191-6>
- Cox, S., Funasaki, K., Smith, L., & Mezulis, A. H. (2011). A prospective study of brooding and reflection as moderators of the relationship between stress and depressive symptoms in adolescence. *Cognitive Therapy and Research*, *36*(4), 290–299. <http://doi.org/10.1007/s10608-011-9373-z>
- Daches, S., & Mor, N. (2013). Training ruminators to inhibit negative information: A preliminary report. *Cognitive Therapy and Research*, *38*(2), 160–171.
<http://doi.org/10.1007/s10608-013-9585-5>
- Daches, S., Mor, N., & Hertel, P. (2015). Rumination: Cognitive consequences of training to inhibit the negative. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, *49*, 76–83. <http://doi.org/10.1016/j.jbtep.2015.01.010>
- Dai, Q., Feng, Z., & Koster, E. H. W. (2011). Deficient distracter inhibition and enhanced facilitation for emotional stimuli in depression: An ERP study. *International Journal of Psychophysiology*, *79*(2), 249–258. <http://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2010.10.016>

- Davis, R. N., & Nolen-Hoeksema, S. (2000). Cognitive inflexibility among ruminators and nonruminators. *Cognitive Therapy and Research*, 24(6), 699–711.
<http://doi.org/10.1023/A:100559141>
- Drost, J., van der Does, W., van Hemert, A. M., Penninx, B. W. J. H., & Spinhoven, P. (2014). Repetitive negative thinking as a transdiagnostic factor in depression and anxiety: A conceptual replication. *Behaviour Research and Therapy*, 63, 177–183.
<http://doi.org/10.1016/j.brat.2014.06.004>
- Duncan, J., Emslie, H., Williams, P., Johnson, R., & Freer, C. (1996). Intelligence and the frontal lobe: The organization of goal-directed behavior. *Cognitive Psychology*, 30(3), 257–303. <http://doi.org/10.1006/cogp.1996.0008>
- Ecker, U. K. H., Lewandowsky, S., & Oberauer, K. (2014a). Removal of information from working memory: A specific updating process. *Journal of Memory and Language*, 74, 77–90. <http://doi.org/10.1016/j.jml.2013.09.003>
- Ecker, U. K. H., Lewandowsky, S., Oberauer, K., & Chee, A. E. H. (2010). The components of working memory updating: An experimental decomposition and individual differences. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 36(1), 170–189. <http://doi.org/10.1037/a0017891>
- Ecker, U. K. H., Oberauer, K., & Lewandowsky, S. (2014b). Working memory updating involves item-specific removal. *Journal of Memory and Language*, 74, 1–15.
<http://doi.org/10.1016/j.jml.2014.03.006>
- Fang, L., Sanchez, A., & Koster, E. H. W. (2017). Testing the attentional scope model of rumination: An eye-tracking study using the moving window paradigm. *Biological Psychology*, 123, 278–285. <http://doi.org/10.1016/j.biopsycho.2016.10.011>
- Fergus, T. A., & Bardeen, J. R. (2016). The attention training technique: A review of a neurobehavioral therapy for emotional disorders. *Cognitive and Behavioral Practice*, 23(4), 502–516. <http://doi.org/10.1016/j.cbpra.2015.11.001>

- Friedman, N. P., & Miyake, A. (2004). The relations among inhibition and interference control functions: A latent-variable analysis. *Journal of Experimental Psychology: General*, *133*(1), 101–135. <http://doi.org/10.1037/0096-3445.133.1.101>
- Friedman, N. P., & Miyake, A. (2017). Unity and diversity of executive functions: Individual differences as a window on cognitive structure. *Cortex*, *86*, 186–204. <http://doi.org/10.1016/j.cortex.2016.04.023>
- Friedman, N. P., Miyake, A., Corley, R. P., Young, S. E., DeFries, J. C., & Hewitt, J. K. (2006). Not all executive functions are related to intelligence. *Psychological Science*, *17*(2), 172–179. <http://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2006.01681.x>
- Friedman, N. P., Miyake, A., Young, S. E., DeFries, J. C., Corley, R. P., & Hewitt, J. K. (2008). Individual differences in executive functions are almost entirely genetic in origin. *Journal of Experimental Psychology: General*, *137*(2), 201–225. <http://doi.org/10.1037/0096-3445.137.2.201>
- Goeleven, E., De Raedt, R., Baert, S., & Koster, E. H. W. (2006). Deficient inhibition of emotional information in depression. *Journal of Affective Disorders*, *93*(1-3), 149–157. <http://doi.org/10.1016/j.jad.2006.03.007>
- Gotlib, I. H., & Joormann, J. (2010). Cognition and depression: Current status and future directions. *Annual Review of Clinical Psychology*, *6*(1), 285–312. <http://doi.org/10.1146/annurev.clinpsy.121208.131305>
- Gray, J. R., Chabris, C. F., & Braver, T. S. (2003). Neural mechanisms of general fluid intelligence. *Nature Neuroscience*, *6*(3), 316–322. <http://doi.org/10.1038/nn1014>
- Grol, M., Hertel, P. T., Koster, E. H. W., & De Raedt, R. (2014). The effects of rumination induction on attentional breadth for self-related information. *Clinical Psychological Science*, *3*(4), 607–618. <http://doi.org/10.1177/2167702614566814>
- Hasegawa, A. (2013). Translation and initial validation of the Japanese version of the Ruminative Responses Scale. *Psychological Reports*, *112*(3), 716–726. <http://doi.org/10.2466/02.08.PR0.112.3.716-726>

- 長谷川 晃・金築 優・根建 金男 (2010). 抑うつ的反すうを促す反すうする利益に関する信念の内容 パーソナリティ研究, 18, 248-251.
- Hasegawa, A., Koda, M., Kondo, T., Hattori, Y., & Kawaguchi, J. (2013). Longitudinal predictions of the brooding and reflection subscales of the Japanese Ruminative Responses Scale for depression. *Psychological Reports, 113*(2), 566–585.
<http://doi.org/10.2466/02.15.PR0.113x24z5>
- Heitz, R. P., & Engle, R. W. (2007). Focusing the spotlight: Individual differences in visual attention control. *Journal of Experimental Psychology: General, 136*(2), 217–240. <http://doi.org/10.1037/0096-3445.136.2.217>
- 肥田野 直・福原 眞知子・岩脇 三良・曾我 祥子・Spielberger, C. D. (2000). 新版 STAIマニュアル 実務教育出版
- Hoorelbeke, K., Koster, E. H. W., Vanderhasselt, M.-A., Callewaert, S., & Demeyer, I. (2015). The influence of cognitive control training on stress reactivity and rumination in response to a lab stressor and naturalistic stress. *Behaviour Research and Therapy, 69*, 1–10. <http://doi.org/10.1016/j.brat.2015.03.010>
- Huntley, C. D., & Fisher, P. L. (2016). Examining the role of positive and negative metacognitive beliefs in depression. *Scandinavian Journal of Psychology, 57*(5), 446–452. <http://doi.org/10.1111/sjop.12306>
- Jaeggi, S. M., Buschkuhl, M., Perrig, W. J., & Meier, B. (2010). The concurrent validity of the N-back task as a working memory measure. *Memory, 18*(4), 394–412.
<http://doi.org/10.1080/09658211003702171>
- Jewsbury, P. A., Bowden, S. C., & Strauss, M. E. (2016). Integrating the switching, inhibition, and updating model of executive function with the Cattell—Horn—Carroll model. *Journal of Experimental Psychology: General, 145*(2), 220–245.
<http://doi.org/10.1037/xge0000119>
- Jonides, J., Schumacher, E. H., Smith, E. E., Lauber, E. J., Awh, E., Minoshima, S., & Koeppel, R. A. (1997). Verbal working memory load affects regional brain activation

- as measured by PET. *Journal of Cognitive Neuroscience*, 9(4), 462–475.
<http://doi.org/10.1162/jocn.1997.9.4.462>
- Joormann, J. (2004). Attentional bias in dysphoria: The role of inhibitory processes. *Cognition & Emotion*, 18(1), 125–147. <http://doi.org/10.1080/02699930244000480>
- Joormann, J. (2006a). Differential effects of rumination and dysphoria on the inhibition of irrelevant emotional material: Evidence from a negative priming task. *Cognitive Therapy and Research*, 30(2), 149–160. <http://doi.org/10.1007/s10608-006-9035-8>
- Joormann, J. (2006b). Differential effects of rumination and dysphoria on the inhibition of irrelevant emotional material: Evidence from a negative priming task. *Cognitive Therapy and Research*, 30(2), 149–160. <http://doi.org/10.1007/s10608-006-9035-8>
- Joormann, J., & Gotlib, I. H. (2008). Updating the contents of working memory in depression: Interference from irrelevant negative material. *Journal of Abnormal Psychology*, 117(1), 182–192. <http://doi.org/10.1037/0021-843X.117.1.182>
- Joormann, J., & Gotlib, I. H. (2010). Emotion regulation in depression: Relation to cognitive inhibition. *Cognition & Emotion*, 24(2), 281–298.
<http://doi.org/10.1080/02699930903407948>
- Joormann, J., Nee, D. E., Berman, M. G., Jonides, J., & Gotlib, I. H. (2010). Interference resolution in major depression. *Cognitive, Affective, & Behavioral Neuroscience*, 10(1), 21–33. <http://doi.org/10.3758/CABN.10.1.21>
- Joormann, J., Yoon, K. L., & Zetsche, U. (2007). Cognitive inhibition in depression. *Applied and Preventive Psychology*, 12(3), 128–139.
<http://doi.org/10.1016/j.appsy.2007.09.002>
- Jónsson, H., Thastum, M., Arendt, K., & Juul-Sørensen, M. (2015). Group cognitive behavioural treatment of youth anxiety in community based clinical practice: Clinical significance and benchmarking against efficacy. *Journal of Anxiety Disorders*, 35, 9–18. <http://doi.org/10.1016/j.janxdis.2015.06.009>

- Just, N., & Alloy, L. B. (1997). The response styles theory of depression: Tests and an extension of the theory. *Journal of Abnormal Psychology, 106*(2), 221–229.
<http://doi.org/10.1037/0021-843X.106.2.221>
- Kane, M. J., & Engle, R. W. (2003). Working-memory capacity and the control of attention: The contributions of goal neglect, response competition, and task set to Stroop interference. *Journal of Experimental Psychology: General, 132*(1), 47–70.
<http://doi.org/10.1037/0096-3445.132.1.47>
- Kane, M. J., Bleckley, M. K., Conway, A. R. A., & Engle, R. W. (2001). A controlled-attention view of working-memory capacity. *Journal of Experimental Psychology: General, 130*(2), 169–183. <http://doi.org/10.1037/0096-3445.130.2.169>
- Kane, M., Jarrold, C., Hambrick, D. Z., & Engle, R. W. (2008). Variation in Working Memory: An introduction. In A. Conway, C. Jarrold, M. Kane, A. Miyake, & J. Towse (Eds.), *variation in working memory* (pp. 21–48). Oxford University Press.
<http://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195168648.001.0001>
- Kessler, Y., & Meiran, N. (2008). Two dissociable updating processes in working memory. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, 34*(6), 1339–1348. <http://doi.org/10.1037/a0013078>
- 小林 晃洋・大久保 街垂 (2014). 日本語版オペレーションスパンテストによるワーキングメモリの測定 心理学研究, 85, 60-68.
- Koster, E. H. W., De Lissnyder, E., Derakshan, N., & De Raedt, R. (2011). Understanding depressive rumination from a cognitive science perspective: The impaired disengagement hypothesis. *Clinical Psychology Review, 31*(1), 138–145.
<http://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.08.005>
- Koster, E. H. W., Hoorelbeke, K., Onraedt, T., Owens, M., & Derakshan, N. (2017). Cognitive control interventions for depression: A systematic review of findings from training studies. *Clinical Psychology Review, 53*, 79–92.
<http://doi.org/10.1016/j.cpr.2017.02.002>

- Leys, C., Ley, C., Klein, O., Bernard, P., & Licata, L. (2013). Detecting outliers: Do not use standard deviation around the mean, use absolute deviation around the median. *Journal of Experimental Social Psychology, 49*(4), 764–766.
<http://doi.org/10.1016/j.jesp.2013.03.013>
- Lyubomirsky, S., & Nolen-Hoeksema, S. (1993). Self-perpetuating properties of dysphoric rumination. *Journal of Personality and Social Psychology, 65*(2), 339–349.
<http://doi.org/10.1037/0022-3514.65.2.339>
- Lyubomirsky, S., & Nolen-Hoeksema, S. (1995). Effects of self-focused rumination on negative thinking and interpersonal problem solving. *Journal of Personality and Social Psychology, 69*(1), 176–190. <http://doi.org/10.1037//0022-3514.69.1.176>
- Lyubomirsky, S., Caldwell, N. D., & Nolen-Hoeksema, S. (1998). Effects of ruminative and distracting responses to depressed mood on retrieval of autobiographical memories. *Journal of Personality and Social Psychology, 75*(1), 166–177.
<http://doi.org/10.1037/0022-3514.75.1.166>
- Lyubomirsky, S., Kasri, F., & Zehm, K. (2003). Dysphoric rumination impairs concentration on academic tasks. *Cognitive Therapy and Research, 27*(3), 309–330.
<http://doi.org/10.1023/A:102391851>
- Lyubomirsky, S., Tucker, K. L., Caldwell, N. D., & Berg, K. (1999). Why ruminators are poor problem solvers: Clues from the phenomenology of dysphoric rumination. *Journal of Personality and Social Psychology, 77*(5), 1041–1060.
<http://doi.org/10.1037/0022-3514.77.5.1041>
- Martínez, K., Burgalata, M., Román, F. J., Escorial, S., Shih, P. C., Quiroga, M. Á., & Colom, R. (2011). Can fluid intelligence be reduced to “simple” short-term storage? *Intelligence, 39*(6), 473–480. <http://doi.org/10.1016/j.intell.2011.09.001>
- Maslowsky, J., Jager, J., & Hemken, D. (2014). Estimating and interpreting latent variable interactions. *International Journal of Behavioral Development, 39*(1), 87–96.
<http://doi.org/10.1177/0165025414552301>

- McLaughlin, K. A., & Nolen-Hoeksema, S. (2011). Rumination as a transdiagnostic factor in depression and anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, *49*(3), 186–193.
<http://doi.org/10.1016/j.brat.2010.12.006>
- McRae, K., Jacobs, S. E., Ray, R. D., John, O. P., & Gross, J. J. (2012). Individual differences in reappraisal ability: Links to reappraisal frequency, well-being, and cognitive control. *Journal of Research in Personality*, *46*(1), 2–7.
<http://doi.org/10.1016/j.jrp.2011.10.003>
- McVay, J. C., & Kane, M. J. (2012). Why does working memory capacity predict variation in reading comprehension? On the influence of mind wandering and executive attention. *Journal of Experimental Psychology: General*, *141*(2), 302–320.
<http://doi.org/10.1037/a0025250>
- Meiran, N., Diamond, G. M., Toder, D., & Nemets, B. (2011). Cognitive rigidity in unipolar depression and obsessive compulsive disorder: Examination of task switching, Stroop, working memory updating and post-conflict adaptation. *Psychiatry Research*, *185*(1-2), 149–156. <http://doi.org/10.1016/j.psychres.2010.04.044>
- Melby-Lervåg, M., Redick, T. S., & Hulme, C. (2016). Working memory training does not improve performance on measures of intelligence or other measures of “far transfer.” *Perspectives on Psychological Science*, *11*(4), 512–534.
<http://doi.org/10.1177/1745691616635612>
- 三村 將 (2006). 遂行機能 武田 克彦・羽多野 和夫 (編) 高次脳機能障害：その概念と画像診断 (pp156-178) 中外医学社.
- Miranda, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2007). Brooding and reflection: Rumination predicts suicidal ideation at 1-year follow-up in a community sample. *Behaviour Research and Therapy*, *45*(12), 3088–3095. <http://doi.org/10.1016/j.brat.2007.07.015>
- Miyake, A., & Friedman, N. P. (2012). The nature and organization of individual differences in executive functions. *Current Directions in Psychological Science*, *21*(1), 8–14. <http://doi.org/10.1177/0963721411429458>

- Miyake, A., Friedman, N. P., Emerson, M. J., Witzki, A. H., Howerter, A., & Wager, T. D. (2000). The unity and diversity of executive functions and their contributions to complex “frontal lobe” tasks: A latent variable analysis. *Cognitive Psychology*, *41*(1), 49–100. <http://doi.org/10.1006/cogp.1999.0734>
- Miyake, A., Friedman, N. P., Rettinger, D. A., Shah, P., & Hegarty, M. (2001). How are visuospatial working memory, executive functioning, and spatial abilities related? A latent-variable analysis. *Journal of Experimental Psychology: General*, *130*(4), 621–640. <http://doi.org/10.1037//0096-3445.130.4.621>
- Morris, N., & Jones, D. M. (1991). Memory updating in working memory: The role of the central executive. *British Journal of Psychology*, *81*(2), 111–121. <http://doi.org/10.1111/j.2044-8295.1990.tb02349.x>
- Muthèn, L. K., & Muthèn, B. O. (1998-2017). *Mplus user’s guide*. Eighth Edition. Los Angeles, CA: Muthèn & Muthèn.
- Nigg, J. T. (2000). On inhibition/disinhibition in developmental psychopathology: Views from cognitive and personality psychology and a working inhibition taxonomy. *Psychological Bulletin*, *126*(2), 220–246. <http://doi.org/10.1037/0033-2909.126.2.220>
- Nolen-Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology*, *100*(4), 569–582. <http://doi.org/10.1037/0021-843X.100.4.569>
- Nolen-Hoeksema, S. (2000). The role of rumination in depressive disorders and mixed anxiety/depressive symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, *109*(3), 504–511. <http://doi.org/10.1037//0021-843X.109.3.504>
- Nolen-Hoeksema, S., & Harrell, Z. A. (2002). Rumination, depression, and alcohol use: Tests of gender differences. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, *16*(4), 391–403. <http://doi.org/10.1891/jcop.16.4.391.52526>
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: The 1989 Loma Prieta

- earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61(1), 115–121.
<http://doi.org/10.1037/0022-3514.61.1.115>
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1993). Effects of rumination and distraction on naturally occurring depressed mood. *Cognition & Emotion*, 7(6), 561–570.
<http://doi.org/10.1080/02699939308409206>
- Nolen-Hoeksema, S., Larson, J., & Grayson, C. (1999). Explaining the gender difference in depressive symptoms. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77(5), 1061–1072. <http://doi.org/10.1037/0022-3514.77.5.1061>
- Nolen-Hoeksema, S., Stice, E., Wade, E., & Bohon, C. (2007). Reciprocal relations between rumination and bulimic, substance abuse, and depressive symptoms in female adolescents. *Journal of Abnormal Psychology*, 116(1), 198–207.
<http://doi.org/10.1037/0021-843X.116.1.198>
- Nolen-Hoeksema, S., Wisco, B. E., & Lyubomirsky, S. (2008). Rethinking rumination. *Perspectives on Psychological Science*, 3(5), 400–424.
<http://doi.org/10.1111/j.1745-6924.2008.00088.x>
- Oberauer, K. (2001). Removing irrelevant information from working memory: A cognitive aging study with the modified Sternberg task. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 27(4), 948–957.
<http://doi.org/10.1037//0278-7393.27.4.948>
- Oberauer, K. (2002). Access to information in working memory: Exploring the focus of attention. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 28(3), 411–421. <http://doi.org/10.1037//0278-7393.28.3.411>
- Oberauer, K. (2005a). Binding and inhibition in working memory: Individual and age differences in short-term recognition. *Journal of Experimental Psychology: General*, 134(3), 368–387. <http://doi.org/10.1037/0096-3445.134.3.368>
- Oberauer, K. (2005b). Control of the contents of working memory--A comparison of two paradigms and two age groups. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 31(4), 714–728. <http://doi.org/10.1037/0278-7393.31.4.714>

- Oberauer, K. (2009). Design for a working memory. *Psychology of Learning and Motivation*, 51, 45–100. [http://doi.org/10.1016/S0079-7421\(09\)51002-X](http://doi.org/10.1016/S0079-7421(09)51002-X)
- Onraedt, T., & Koster, E. H. W. (2014). Training working memory to reduce rumination. *PLoS ONE*, 9(3), e90632–12. <http://doi.org/10.1371/journal.pone.0090632>
- 亭阪 満里子 (2002). 脳のメモ帳ワーキングメモリ 新曜社
- Owens, M., Koster, E. H. W., & Derakshan, N. (2013). Improving attention control in dysphoria through cognitive training: Transfer effects on working memory capacity and filtering efficiency. *Psychophysiology*, 50(3), 297–307. <http://doi.org/10.1111/psyp.12010>
- Papageorgiou, C., & Wells, A. (2001a). Metacognitive beliefs about rumination in recurrent major depression. *Cognitive and Behavioral Practice*, 8(2), 160–164. [http://doi.org/10.1016/S1077-7229\(01\)80021-3](http://doi.org/10.1016/S1077-7229(01)80021-3)
- Papageorgiou, C., & Wells, A. (2001b). Positive beliefs about depressive rumination: Development and preliminary validation of a self-report scale. *Behavior Therapy*, 32(1), 13–26. [http://doi.org/10.1016/S0005-7894\(01\)80041-1](http://doi.org/10.1016/S0005-7894(01)80041-1)
- Papageorgiou, C., & Wells, A. (2003). An empirical test of a clinical metacognitive model of rumination and depression. *Cognitive Therapy and Research*, 27(3), 261–273. <http://doi.org/10.1023/A:1023962332399>
- Peirce, J. W. (2008). Generating stimuli for neuroscience using PsychoPy. *Frontiers in Neuroinformatics*, 2, 1–8. <http://doi.org/10.3389/neuro.11.010.2008>
- Penney, A. M., Miedema, V. C., & Mazmanian, D. (2015). Intelligence and emotional disorders: Is the worrying and ruminating mind a more intelligent mind? *Personality and Individual Differences*, 74, 90–93. <http://doi.org/10.1016/j.paid.2014.10.005>
- Philippot, P., & Brutoux, F. (2008). Induced rumination dampens executive processes in dysphoric young adults. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 39(3), 219–227. <http://doi.org/10.1016/j.jbtep.2007.07.001>

- Quinn, M. E., & Joormann, J. (2014). Stress-induced changes in executive control are associated with depression symptoms. *Clinical Psychological Science, 3*(4), 628–636. <http://doi.org/10.1177/2167702614563930>
- Rac-Lubashevsky, R., & Kessler, Y. (2016). Decomposing the n-back task: An individual differences study using the reference-back paradigm. *Neuropsychologia, 90*(C), 190–199. <http://doi.org/10.1016/j.neuropsychologia.2016.07.013>
- Raes, F., Hermans, D., Williams, J. M. G., Bijttebier, P., & Eelen, P. (2007). A “Triple W-” Model of Rumination on Sadness: Why Am I Feeling Sad, What’s the Meaning of My Sadness, and Wish I Could Stop Thinking About my Sadness (But I Can’t!). *Cognitive Therapy and Research, 32*(4), 526–541. <http://doi.org/10.1007/s10608-007-9137-y>
- Redick, T. S., & Lindsey, D. R. B. (2013). Complex span and n-back measures of working memory: A meta-analysis. *Psychonomic Bulletin & Review, 20*(6), 1102–1113. <http://doi.org/10.3758/s13423-013-0453-9>
- Rogers, M. A., Kasai, K., Koji, M., Fukuda, R., Iwanami, A., Nakagome, K., et al. (2004). Executive and prefrontal dysfunction in unipolar depression: a review of neuropsychological and imaging evidence. *Neuroscience Research, 50*(1), 1–11. <http://doi.org/10.1016/j.neures.2004.05.003>
- 齋藤 智・三宅 晶 (2014). 実行機能の概念と最近の研究動向 湯澤 正通・湯澤 美紀 (編) ワーキングメモリと教育 (pp. 27-46) 北大路書房
- Samtani, S., & Moulds, M. L. (2017). Assessing maladaptive repetitive thought in clinical disorders: A critical review of existing measures. *Clinical Psychology Review, 53*(C), 14–28. <http://doi.org/10.1016/j.cpr.2017.01.007>
- Schmiedek, F., Hildebrandt, A., Lövdén, M., Wilhelm, O., & Lindenberger, U. (2009). Complex span versus updating tasks of working memory: The gap is not that deep. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, 35*(4), 1089–1096. <http://doi.org/10.1037/a0015730>

- Schoofs, H., Hermans, D., & Raes, F. (2010). Brooding and reflection as subtypes of rumination: Evidence from confirmatory factor analysis in monclinical samples using the Dutch Ruminative Response Scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 32(4), 609–617. <http://doi.org/10.1007/s10862-010-9182-9>
- 島 悟・鹿野 達男・北村 俊則・浅井 昌弘 (1985). 新しい抑うつ性自己評価尺度について 精神医学, 27, 717-723. <http://doi.org/10.11477/mf.1405203967>.
- 清水 和秋・山本 理恵 (2007). 小包化した変数によるパーソナリティ構成概念間の関係性のモデル化 —— Big Five・不安 (STAI)・気分 (POMS) — 関西大学社会学部紀要, 38, 61-96.
- 清水 裕士 (2016). フリーの統計分析ソフトHAD:機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案 メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, 59-73.
- Siegle, G. J., Ghinassi, F., & Thase, M. E. (2007a). Neurobehavioral therapies in the 21st century: Summary of an emerging field and an extended example of cognitive control training for depression. *Cognitive Therapy and Research*, 31(2), 235–262. <http://doi.org/10.1007/s10608-006-9118-6>
- Siegle, G. J., Moore, P. M., & Thase, M. E. (2004). Rumination: One Construct, Many Features in Healthy Individuals, Depressed Individuals, and Individuals with Lupus. *Cognitive Therapy and Research*, 28(5), 645–668. <http://doi.org/10.1023/B:COTR.0000045570.62733.9f>
- Siegle, G. J., Price, R. B., Jones, N. P., Ghinassi, F., Painter, T., & Thase, M. E. (2014). You gotta work at it: Pupillary indices of task focus are prognostic for response to a neurocognitive intervention for rumination in depression. *Clinical Psychological Science*, 2(4), 455–471. <http://doi.org/10.1177/2167702614536160>
- Siegle, G. J., Thompson, W., Carter, C. S., Steinhauer, S. R., & Thase, M. E. (2007b). Increased amygdala and decreased dorsolateral prefrontal BOLD responses in unipolar depression: Related and independent features. *Biological Psychiatry*, 61(2), 198–209. <http://doi.org/10.1016/j.biopsych.2006.05.048>

- Smith, J. M., & Alloy, L. B. (2009). A roadmap to rumination: A review of the definition, assessment, and conceptualization of this multifaceted construct. *Clinical Psychology Review, 29*(2), 116–128. <http://doi.org/10.1016/j.cpr.2008.10.003>
- Snyder, H. R., Miyake, A., & Hankin, B. L. (2015). Advancing understanding of executive function impairments and psychopathology: bridging the gap between clinical and cognitive approaches. *Frontiers in Psychology, 6*(e31546), 259–24. <http://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.00328>
- Szmalec, A., Verbruggen, F., Vandierendonck, A., & Kemps, E. (2011). Control of interference during working memory updating. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance, 37*(1), 137–151. <http://doi.org/10.1037/a0020365>
- 高野慶輔・丹野義彦 (2010). 反芻に対する肯定的信念と反芻・省察 パーソナリティ研究, 19, 15-24.
- Tanner, A., Voon, D., Hasking, P., & Martin, G. (2012). Underlying Structure of Ruminative Thinking: Factor Analysis of the Ruminative Thought Style Questionnaire. *Cognitive Therapy and Research, 37*(3), 633–646. <http://doi.org/10.1007/s10608-012-9492-1>
- 豊田秀樹 (1998). 共分散構造分析<入門編>—構造方程式モデリング— 朝倉書店
- Trapnell, P. D., & Campbell, J. D. (1999). Private self-consciousness and the five-factor model of personality: Distinguishing rumination from reflection. *Journal of Personality and Social Psychology, 76*(2), 284–304. <http://doi.org/10.1037/0022-3514.76.2.284>
- Treynor, W., Gonzalez, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination reconsidered: A psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research, 27*(3), 247–259. <http://doi.org/10.1023/A:1023910315561>
- Unsworth, N., & Spillers, G. J. (2010). Working memory capacity: Attention control, secondary memory, or both? A direct test of the dual-component model. *Journal of Memory and Language, 62*(4), 392–406. <http://doi.org/10.1016/j.jml.2010.02.001>

- Wanmaker, S., Geraerts, E., & Franken, I. H. A. (2015). A working memory training to decrease rumination in depressed and anxious Individuals: A double-blind randomized controlled trial. *Journal of Affective Disorders*, 1–41.
<http://doi.org/10.1016/j.jad.2014.12.027>
- Watkins, E. R. (2008). Constructive and unconstructive repetitive thought. *Psychological Bulletin*, 134(2), 163–206. <http://doi.org/10.1037/0033-2909.134.2.163>
- Watkins, E., & Brown, R. G. (2002). Rumination and executive function in depression: An experimental study. *Journal of Neurology, Neurosurgery & Psychiatry*, 72(3), 400–402. <http://doi.org/10.1136/jnnp.72.3.400>
- Wells, A. (2002). *Emotional Disorders and Metacognition*. John Wiley & Sons.
- Wells, A. (2009). *Metacognitive therapy for anxiety and depression*. NY: Guilford Press.
(ウェルズ, A. 熊野 宏昭・今井 正司・境 泉洋 (監訳) (2012). *メタ認知療法—うつと不安の新しいケースフォーミュレーション* 日本評論社)
- Wells, A., & Matthews, G. (1994). *Attention and emotion: A clinical perspective*. UK: Lawrence Erlbaum Associates. (ウェルズ, A. ・マシューズ, G. 箱田 裕司・津田 彰・丹野 義彦 (監訳) (2002). *心理臨床の認知心理学—感情障害の認知モデル—* 培風館)
- Wells, A., & Matthews, G. (1996). Modelling cognition in emotional disorder: The S-REF model. *Behaviour Research and Therapy*, 34(11-12), 881–888.
[http://doi.org/10.1016/S0005-7967\(96\)00050-2](http://doi.org/10.1016/S0005-7967(96)00050-2)
- Whitmer, A. J., & Banich, M. T. (2007). Inhibition versus switching deficits in different forms of rumination. *Psychological Science*, 18(6), 546–553.
<http://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2007.01936.x>
- Whitmer, A. J., & Gotlib, I. H. (2013). An attentional scope model of rumination. *Psychological Bulletin*, 139(5), 1036–1061. <http://doi.org/10.1037/a0030923>
- Wolff, M., Krönke, K.-M., Venz, J., Kräplin, A., Bühringer, G., Smolka, M. N., & Goschke, T. (2016). Action versus state orientation moderates the impact of executive

- functioning on real-life self-control. *Journal of Experimental Psychology: General*, *145*(12), 1635–1653. <http://doi.org/10.1037/xge0000229>
- Yang, Y., Cao, S., Shields, G. S., Teng, Z., & Liu, Y. (2016). The relationships between rumination and core executive functions: A meta-analysis. *Depression and Anxiety*, *34*(1), 37–50. <http://doi.org/10.1002/da.22539>
- Zetsche, U., & Joormann, J. (2011). Components of interference control predict depressive symptoms and rumination cross-sectionally and at six months follow-up. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, *42*(1), 65–73. <http://doi.org/10.1016/j.jbtep.2010.06.001>
- Zetsche, U., D'Avanzato, C., & Joormann, J. (2012). Depression and rumination: Relation to components of inhibition. *Cognition & Emotion*, *26*(4), 758–767. <http://doi.org/10.1080/02699931.2011.613919>

謝辞

多くの方々の支えによって、本博士論文を書き上げることができました。

まず、主査の沢宮容子先生には、修士論文の審査から博士論文の審査まで、長くご指導いただきました。私が困った時にいつも暖かい言葉をかけてくださり、何度も先生の言葉に救われました。副査の大谷保和先生、岡崎慎治先生からは鋭いご指摘で今後の研究の方向性や異なった観点をご提示いただきました。大谷先生からは、本論文のモデルの妥当性や今後の研究の方向性について示唆に富むご意見を頂戴しました。岡崎先生からはご専門の実行機能研究の観点から、本論文の実行機能の位置づけなどについてご意見をくださいました。本当にありがとうございました。

大学院では素晴らしい仲間と共に研究活動に従事することができました。望月研究室の泉水さん、大江さん、伊里さん、黒田さん、宮前さん、市川さん、長澤さん、赤瀬さん、浅川さん、大井さん、松本くん、増山くん、櫛引さん、榊さん、能登さん、福井さんとの研究会での議論はとても有意義な時間でした。伊里さんには、研究生のころから実験の手伝いなどを通して抑うつと認知の研究を行うにあたって色々ご相談にのってもらいました。大井さんとは研究テーマが私と同じ反すうであったこともあり、色々な議論を気さくに交わすことができ、とても貴重な存在でした。また、杉江研究室の菅原くんからは院生室や飲み会の場で、感情心理学研究の最新の動向について色々教えてもらいました。

博士論文で特に思い入れがあるのは研究5です。修士課程のころから、この研究をやりたいと考えていたものの、研究費や時間、スキルなどの理由でなかなか取りかかることができませんでした。ようやく最後の年度で多くの人に協力してもらうことで、この研究を遂行することができました。東海学院大学の長谷川晃先生、上智大学の西口雄基さん、東京学芸大学の田淵梨絵さん、望月研の松本昇さん、大井瞳さん、福井晴那さんには実験計画からデータの収集、分析方法などについてご協力いただきました。増山くんには多忙の中、いくつかの課題作成にご協力いただきました。本当にありがとうございました。長谷川先生には特に、修

士課程の頃から共同研究を通して色々な助言をいただきました。論文提出直前に分析についてお休みの日にもかかわらず相談にのってくださったことには感謝してもしきれません。

これまで惜しめない支援と、研究者の道を志すことを受け入れてくれた父と母、妻と息子に感謝の意を表したいと思います。特に妻の西村優子さんは、私が博士論文執筆で追い込まれている間の1ヶ月ほど、ほとんど全ての家事を引き受けてくれました。また息子の修太郎が寝ている隙に図表の作成などを手伝ってくれました。妻のサポートがなければ博士論文は確実に書き上げることができませんでした。研究5の実験を実施している期間に生まれた息子の修太郎は、沢山泣いて笑って成長し私を励ましてくれました。簡単に潰れてしまいそうな弱々しい身体をしていた息子も博士論文執筆中にすくすくと育ち、今では家中をハイハイで探索できるようになりました。私が深夜まで執筆していた時に夜泣きで起きた息子を抱っこしてあやしたのはとても良い思い出です。

最後に、研究生から博士課程修了まで長い間ご指導くださった望月聡先生に重ねて感謝申し上げます。望月先生の、学生の自主性を大切にする指導方針により、これまでのびのびと研究をすることができました。学部4年の頃、臨床と基礎のどちらも学ぶことができる研究室を探していたところ、望月研究室のHPを見つけました。先生のブログや研究室の研究テーマを眺めているうちに、当時の私の学力から考えると到底合格できないであろう筑波大学大学院への想いが強くなっていき、一生懸命勉強したことが思い出されます。7年間の大学院生活を通して、先生がしばしばおっしゃられていた、実験や研究のできる「レアキャラな臨床心理士」に私は少しでも近づくことができたのでしょうか。今後、私が学生を指導することがあれば、望月先生にしていたことと同じようなことをしてあげたい、とそう心より思えるような指導教員に出会えたことは本当に幸せなことでした。望月先生は、私の博士論文提出と同時に筑波大学を退職されることになりましたが、今後とも望月先生、そして新たなフィールドで存続する望月研究室の今後の益々のご活躍とご多幸を心より祈念しております。

—本論文を構成する研究の発表状況—

学術雑誌に発表された論文（査読あり）

西村春輝・望月聡 (2013) 高反すう者におけるワーキングメモリ更新時の干渉制御過程. 感情心理学研究 21(1), 1-10. 【研究 1】

西村春輝・望月聡 (2013). 抑うつにおける実行機能：反すうの観点から. 筑波大学心理学研究. 46, 131-140. 【第 1 部】

国際学会におけるポスター発表（査読あり）

Nishimura, H., & Mochizuki, S. High ruminators have better goal-maintenance ability: A modified Stroop study. International Society for Research on Emotion 2017 (St.Louis, The United States), July 26-29 2017. 【研究 3】

国内学会におけるポスター発表（査読なし）

西村春輝・伊里綾子・望月聡 ワーキングメモリ更新時における干渉の制御と反すうとの関連. 日本心理学会第 76 回大会（専修大学）2012 年 9 月. 【研究 1】

西村春輝・牧山智樹・広瀬愛希子・望月聡 高反すう者におけるワーキングメモリの包括的および局所的更新困難. 日本認知・行動療法学会第 40 回大会（富山）2014 年 11 月. 【研究 2】

西村春輝・望月聡. 高反すう者における効果的なストロープ干渉制御. 日本感情心理学会第 25 回大会(同志社大学), 2017 年 6 月. 【研究 3】

西村春輝・望月聡. 反すうは効果的なワーキングメモリによって維持される—ワーキングメモリ容量と排除速度の個人差—. 日本心理学会第 81 回大会（久留米）2017 年 9 月. 【研究 4】

反すうの制御過程における実行機能

平成 29 年度
博士論文（心理学）

要旨

西村春輝
筑波大学大学院人間総合科学研究科
ヒューマン・ケア科学専攻

【目的】

反すうとは、自己の抑うつ気分・症状や、その状態に陥った原因・結果について消極的に考え続けることと定義され、様々な精神症状の悪化を予測することが多くの研究によって示されている (Nolen-Hoeksema, Wisco, Lyubomirsky, 2008)。先行研究では、反すうの制御困難の原因として、実行機能の関与が指摘されていた (e.g., Joormann, Yoon, & Zetsche, 2007; Wells & Matthews, 1996)。実行機能とは、課題目標に即して我々の思考と行動を管理統制する汎用的制御メカニズムのことを指し、様々な下位要素に分類がなされている (Miyake & Friedman, 2012)。本研究では、実行機能と関連の深い概念、すなわちワーキングメモリに注目し、反すうの制御過程にどのように寄与するのかを検討した。ワーキングメモリとは、現在の情報処理に利用するために一時的に利用可能性の高まった状態で心的に維持されている構成要素の集合と定義される (Cowan, 2017)。実行機能の課題では、しばしば、実験課題のルールや目標と、その目標を達成するための行為に関する情報を適切にワーキングメモリに保持しなければならない。このような、課題目標とその目標関連情報の活性化を維持する能力の個人差を本論文では目標保持能力とした。一方で、不要になった情報をワーキングメモリから排除し目標関連情報を WM に保持する認知過程は、ワーキングメモリの更新と呼ばれている。本論文ではこの更新を効率的に行う能力の個人差を更新能力と呼んだ。

本論文の目的は、特性反すうの高い者（以下、高反すう者）は実行機能の下位機能間の不均衡性、すなわち、高い目標保持能力と低いワーキングメモリ更新能力を持っているのかどうかを検討することであった。先行研究 (e.g., Altamirano, Whitmer, & Miyake, 2010; Joormann & Gotlib, 2008) に従い、本論文の全体的な仮説は、(a) 実行機能課題の感情価がニュートラルであるとき、大学生・大学院生

の高反すう者は低い更新能力を示す、(b) 実行機能課題の感情価がニュートラルであるとき、大学生・大学院生の高反すう者は高い目標保持能力を示す、という 2 点であった。この仮説を検証するため、一連の研究を行った。

【対象と方法】

研究 1 から 5 において特性反すうの個人差を測定するため、Ruminative Responses Scale 日本語版 (Hasegawa, 2013; 以下, RRS) を用いた。また、抑うつ症状の程度を測定するために研究 1 では日本語版ベック抑うつ質問票第二版 (Beck, Steer, & Brown, 1996; 日本語版: 小嶋・古川, 2003; 以下, BDI-II) を用い、研究 2 から 5 では Center for Epidemiologic Studies Depression Scale 日本語版を用いた (鹿野・北村・浅井, 1985; 以下, CES-D)。

研究 1 の実験参加者は大学生・大学院生 43 名であった。ワーキングメモリ更新中の干渉制御と反すうの関連について検討するため 2-back 課題を用いた。この課題は、連続呈示される平仮名に対して、現在呈示されている平仮名と 2 試行前に呈示された平仮名が同じかどうかを連続で判断する課題であった。さらにこの課題では、現在呈示されている平仮名と 2 試行前に呈示された平仮名が一致しないが、3 試行前あるいは 1 試行前が一致するルアー試行 (それぞれ $n+1$ ルアー試行, $n-1$ ルアー試行) を設けた。研究 2 では、大学生 46 名を対象とし、3 つの数字と数字が呈示された位置の組み合わせの更新を繰り返す記憶更新課題 (Kessler & Meiran, 2008) を用いた。研究 3 の実験参加者は大学生・大学院生 40 名であった。目標保持能力の個人差を測定するため、不一致試行の比率が 25% で一致試行の比率が 75% のストループ課題 (Altamirano et al., 2010) を用いた。研究 4 の実験参加者は大学生・大学院生 94 名であった。より更新特異的な過程である排除速度を測定するため、数字更新課題 (Ecker, Lewandowsky, & Oberauer, 2014) を用いた。また、目標保持能力を測定するため、

文章を読み上げながら文章内の単語の記憶を求めるリーディングスパンテスト（苧坂・苧坂, 1994）を用いた。研究 5 の実験参加者は大学生・大学院生 180 名であった。複数の実行機能課題に共通の潜在因子を構成し、それらの潜在因子と反すうの関連を検討するため構造方程式モデリングによる検討を行った。更新能力を測定するため 2-back 課題、記憶更新課題、Running Memory Task を用いた。目標保持能力を測定するためストループ課題、アンチサッケード課題、フランカー課題を用いた。また、短期記憶容量を測定するためドットメモリー課題と数唱課題を用いた。

【結果】

研究 1 反応時間を従属変数とし、抑うつを共変量とした反すう（低，高）× モダリティ（言語，視空間）× 試行タイプ（ミスマッチ， $n+1$ ルアー， $n-1$ ルアー）の 3 要因混合共分散分析を行なった。その結果，反すう× 試行タイプの交互作用が有意であったため，各試行タイプにおける反すうの単純主効果の検定を行った。その結果， $n+1$ ルアーの単純主効果のみ有意であり（ $F(1, 120) = 7.757, p = .006, \eta_p^2 = .162$ ），反すう高群は低群に比べて $n+1$ ルアー試行における干渉効果がより強いことが示された。この結果は，Joorman & Gotlib（2008）の指摘と一致して，高反すう者はワーキングメモリから目標無関連情報の排除が困難であることを示唆している。

研究 2 数字一位置の更新にかかった反応時間を従属変数とし、抑うつと正答率を共変量とした反すう（高，低）× 更新サイズ（0，1，2，3）の 2 要因混合共分散分析を行なった。その結果，反すう×更新サイズの交互作用は有意傾向であった（ $F(3, 123) = 2.543, p = .079, \eta_p^2 = .83$ ）ため，各更新サイズについて反すうの単純主効果を検討したが全ての更新サイズにおいて反すうの高低による差は見られなかった。この結果は研究 1 とは不一致であったため，高反すう者は，全般的な更新過程そのものに困難さを抱えているのではなく，不要な情報の排

除過程に特異的な困難さを抱えていると解釈された。この可能性については、研究4にて検討された。

研究3 正答率を従属変数として、抑うつを共変量とした反すう（低，高）× 不一致25%ブロックの順序（前，後）× 比率（25%，75%）× 一致性（一致，不一致）の4要因混合共分散分析を実施した。反すう×比率×一致性の交互作用が有意傾向であったため、さらに下位検定を行ったところ、不一致25%条件の不一致試行においてのみ、高反すう者は低反すう者に比べて正答率が高かった ($F(1, 140) = 20.776, p < .001, \eta_p^2 = .372$)。その他の条件では反すうの群間差はみられなかった。この結果は、仮説と一致して、高反すう者は高い目標保持能力を持っていることを示唆している (Altamirano et al., 2010)。

研究4 高反すう者は、(a) 更新能力の中でも排除過程の困難さに特異的な困難さを持っているのかどうかと、(b) 排除困難と独立であり、目標保持能力によって支えられているワーキングメモリ容量の高さによって特徴付けられるのかどうかを検討した。反すうを目的変数とし、ワーキングメモリ容量、排除速度、および抑うつを説明変数とした重回帰分析を行った。その結果、ワーキングメモリ容量の大きさ ($\beta = .188, p = .026$) と抑うつ症状の強さ ($\beta = .559, p < .001$) は反すうの高さを有意に予測した。その一方で、排除速度の速さは反すうの高さを予測した ($\beta = -.185, p = .028$)。したがって、仮説(a)は支持されなかったが、仮説(b)は支持された。

研究5 確認的因子分析を行って複数の課題成績から更新因子と目標保持因子を抽出した結果、適合度は比較的許容範囲内であった。それぞれの因子から反すう因子への直接的影響を検討したところ、これはどちらの因子も有意に反すうを予測しなかった。さらに、更新因子と目標保持因子から反すうへのパスに反すうに対する肯定的信念が調整効果を持つのかどうかを検討したところ、更新因子×肯定的信念の交互作用項から反すうへのパスが有意であった ($\beta = -.435, p = .013$)。

この結果は更新機能が高い場合 (+1SD) は、反すうに対する肯定的信念の高低による差は見られないが、更新機能が低い場合 (-1SD) は、反すうに対する肯定的信念が高いと反すうが高くなることを示していた。

【考察】

更新能力については、研究 1 の結果から、高反すう者における排除速度の低下が示唆されたが、研究 2, 4 の結果はこの仮説とは一致せず、研究 5 は仮説の部分的な支持にとどまった。目標保持能力についての仮説は、研究 3 と 4 において支持されたが、研究 5 においては支持されなかった。

このように、やや一貫した結果がみられなかったことから、今後の研究では、課題間の総合的な指標だけでなく課題そのものの独自の成分に注目する必要があるだろう。また、RRS は反すうの一側面にすぎないため、より多様な測定方法を検討することでより実行機能と反すうの関連が明瞭になると考えられる。

先行研究では、低い実行機能が反すうを維持させると一般的に考えられていたが、本論文における複数の研究によってこれは必ずしも当てはまらないことが示唆された。特に、目標保持能力を測定する課題で高反すう者は高い成績を示すことが示唆された。したがって、実行機能そのものを改善させるのではなく、下位機能間の能力のバランスを調整することや、実行機能が作用する文脈に焦点を当てることがより効果的な介入に繋がると考えられる。

【結論】

一連の研究によって、更新能力は反すうに対する肯定的信念との相互作用によって反すうの個人差を説明し、単独の影響力はほとんどみられないことが示唆された。その一方で目標保持能力は単独で反すうの悪化に寄与する可能性があるが、反すうとの関連が見られるかどうかは課題によって異なることが示唆された。本研究の結果は、実行機

能への介入によって反すうの頻度や持続時間を変化させようとする介入法（e.g., Siegle et al., 2007; Hoorelbeke et al., 2015）のさらなる発展に寄与するだろう。