

研究発表論文

偶発記憶における方向づけ質問と欲求の適合性

—親和欲求と自己実現欲求による個人差の検討—

豊 田 弘 司

(追手門学院大学)

キーワード 分散効果, 親和欲求, 偶発記憶

問題と目的

Toyota(2016)及びToyota & Yamada(2019)は、欲求階層構造 (Maslow, 1962) に対応して記憶に及ぼす効果が規定されるというモデルを提案し、より下層に位置する欲求がより強い符号化であることを示した。しかし、豊田 (2023) の実験 I では生存欲求を処理させる質問と親和欲求を処理させる質問を組み合わせた場合よりも、生存欲求を処理させる質問と自己実現欲求を処理させる質問を組み合わせた方の再生率が高く、より下層の欲求が有力ではないことを示した。同じく実験 II でも、より下層に位置する親和欲求と知識欲求の組合せよりも自己実現欲求と知識欲求の組合せの方の再生率が高かった。偶発記憶手続では、方向づけ質問によって符号化が誘導されるが、その符号化は参加者の欲求等の個人差によって影響される。Toyota (2010) では、情動知能の個人差による違いを明らかにし、豊田 (2024) では、情動知能の中の情動制御能力の個人差が再生率に影響することを示した。本報では、欲求の個人差と記憶成績との関連を検討するが、親和欲求と自己実現欲求を取り上げることとした。親和欲求の強い人は親和欲求を刺激する方向づけ質問においてより有力な符号化が生じるし、自己実現欲求の強い人も自分のもつ欲求に適合する質問によってより強い符号化が生じる可能性がある。それ故、親和欲求を処理させる質問条件の再生率は親和欲求の得点と正の相関が認められるであろう。また、自己実現欲求の指標は、自己実現欲求を処理させる質問条件の再生率と正の相関があるであろうと予想した。これらの予想を検討するのが、本報の目的である。

方 法

実験計画 2 (質問の組合せ; 親和・知識, 自己実現・知識) × 2 (提示形式; 集中, 分散)。共に参加者内要因。

参加者 看護専門学校の学生25名 (男7, 女18)。

材料 a) 方向づけリスト 記銘語は、豊田 (2023) の実験 II と同じ北尾ら (1977) から選択された漢字1単語16語であった。要因計画による4条件に4語ずつ割り当てられた。集中提示語はリスト内では連続して提示され、分散提示語は第1回目の提示から他の語が5語提示された後、第2回目の提示がなされた。各語は2回提示されるので、合計32語となり、リストの最初と最後にバッファー語を1語ずつ追加し、34語からなるリストとなる。リストはPowerPointスライドによって提示され、各スライドには単語 (記銘語)、その下に方向づけ質問が表示されていた。親和欲求質問は「人と親しくなるために必要ですか?」、自己実現欲求質問は「自分を知るために必要ですか?」、知識欲求質問は「知識を得るために必要ですか?」であった。b) 自由再生テスト用紙 A4判用紙。事前に配布され、裏面には授業に関する課題が印刷されていた。

手続 Zoomによるオンライン授業内で参加者の了承を得て実施された。偶発記憶手続によるZoomを介した集団実験 1) 方向づけ課題試行 Zoomによる情報共有によってPowerPointスライドを提示し、練習のスライドを示しながら、提

示された語に関する質問に対する答を「はい、いいえ」で考えるように (豊田 (2023) では、どの程度必要なのかを考えるように)、また、同じ語が続けてもしくは間を空けて2回提示されるが、その都度、答を考えるように教示された。本試行では、参加者はPowerPointスライドで5秒ごとに提示された語に対する質問に答えていった。2) 自由再生テスト 事前に配布しておいた用紙に再生語を書き再生した。3分。3) 採点と解説 4つの条件に対応する漢字を提示して、参加者は自己採点を行い、分散効果に関する解説を受けた。研究目的を解説し、了承した参加者のみが自由再生テスト用紙を提出した。4) 親和動機尺度 (小出, 1998) 12項目のみを実施。4件法 5) 自我同一性尺度 (加藤, 1983) 12項目。6件法 現在のコミット、過去の危機及び将来のコミット得点を算出 上記2尺度は、本実験後に実施。

結果と考察

再生率 (Table 1) 分散分析の結果、質問の組合せ×提示形式の交互作用のみが有意であり ($p<.05$)、単純主効果検定を行ったところ、親和・知識では、分散提示=集中提示、自己実現・知識では分散提示>集中提示であった。この結果は、豊田 (2023) の実験 II を追証し、Toyota (2016) のモデルを分散提示では支持しないが、集中提示では支持することになる。

再生率と各尺度との関係 Table1の下欄に相関係数。親和動機得点と親和・知識の分散提示条件での再生率との間に正の相関があったが、集中提示では認められず、予想が半分支持された。知識欲求質問と組み合わせた場合には集中提示であると連続して提示されるために知識欲求質問の影響を受ける可能性が高いと考えられる。

自己実現欲求に関しては、いずれの相関も有意ではなかった。ただし、自己実現・知識の分散提示はいずれも正の相関が得られている。特に将来へのコミット得点との相関が高いということは自己実現欲求がこの条件の再生率に反映している可能性がうかがえる。

Table 1 質問の組合せと提示形式ごとの再生率及び r

質問組合せ	親和・知識		自己実現・知識	
	集中	分散	集中	分散
提示形式				
<i>M</i>	.53	.53	.42	.58
<i>SD</i>	.21	.24	.18	.26
親和動機	.10	.43*	-.13	-.07
現在コミット	-.27	-.13	-.10	.21
過去の危機	-.06	.27	-.21	.14
将来コミット	.04	.26	.01	.27

(とよた ひろし)

実験心理学における研究トピックの栄枯盛衰

○松井大¹

(¹大阪大学人間科学研究科)

研究トレンド、心理学史、トピックモデル、非負値行列因子分解

目 的

心理学史において、行動主義の宣言や認知科学の勃興はエポックメイキングな出来事として語られてきた。これらはしばしば「革命」と称されるが、科学革命の条件を満たしておらず、実際には流行や用語使用の変化にすぎないとの批判もある (e.g., Watrin & Darwich, 2012)。

こうした議論は概念的な枠組みの対比を通じて展開されてきた。しかし、実験心理学者の現場において、何が主たる関心として問題意識の中心に据えられていたのかを明らかにするためには、研究対象の時代的変遷を定量的に把握する必要がある。そこで本研究では、実験心理学雑誌に掲載された論文タイトルの時系列データから主要なトピックを自動抽出し、その流行と衰退の動態を検証した。

方 法

American Journal of Psychology 誌のタイトルを 1887 年から 1980 年まで取得した。その際、editorial note に相当する箇所、および “Apparatus”、“Book Review”、“Discussion” のセクションは除外した。分析対象になった論文タイトルは 3,734 本であった。

タイトル文字列を Term Frequency-Inverse Document Frequency 法を用いて、単語の出現頻度により重みづけた特徴ベクトルで構成される行列に変換した。その行列に含まれるトピックを非負値行列因子分解 (NMF) により取得した。NMF は、非負の行列を構成するトピック行列 (例えば「記憶」や「学習」にまつわる語の集まり) とそのトピックの構成要素を示す行列に分解する手法である。各論文のトピック重み (例えば、どれくらい「記憶」に関連のある論文か?) を用いて、研究動向の可視化を行なった。

結 果

合計 30 個のトピックが抽出された。トピック重みの各年の平均値に対して、t-sne により次元削減を行い、明確なトレンド推移があるかを確かめた (図 1)。19 世紀末から 1910 年までは変動が大きかったが、1920 年以降は一定のまとまりをなし、その後、1940–60 年代、および 1970 年以降でクラスターを形成していることが見て取れる。

このような研究動向の変遷が、どのようなトピックの流行・衰退により生じているのかを検証するために、代表的な各年のトピック重みの平均値を図示した (図 2)。結果、「弁別」や「学習曲線」への関心は下がっていくものの、学習そのものの重みはむしろ 1940 年以降に増加することが判明した。認知的な語彙に関しては記憶が顕著な「復権」を見せた。知覚研究は、時代を問わず一定の関心が維持されていることも見てとることができる。

考 察

トピックモデルを用いることによって、論文タイトルという少ない情報からだけでも、研究トレンドの変遷をデータ駆動的に抽出可能であることが判明した。通俗的な理解に反して、1913 年 (行動主義宣言) を境に「学習」のトピックが急増することはなかった。19 世紀末から下落していた「記憶」が 1960 年を境に復活を遂げたのは、認知心理学の浸透に対応している。今後は、ハイパーパラメータの最適化と、他の雑誌でも同様の傾向が見られるのかを検証する必要がある。

引用文献

Watrin, J. P., & Darwich, R. (2012). On behaviorism in the cognitive revolution: Myth and reactions. Review of General Psychology, 16, 269-282.

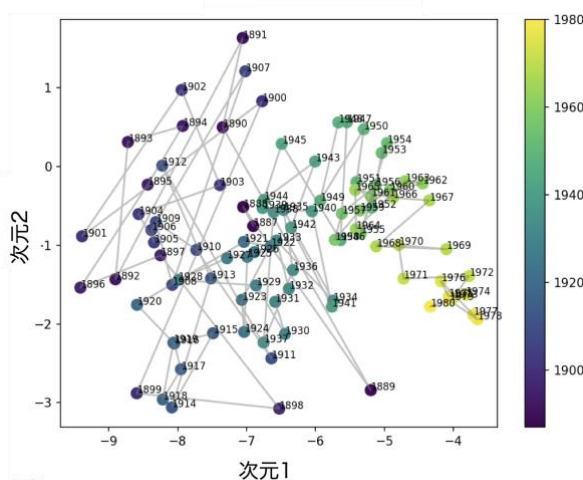


図1

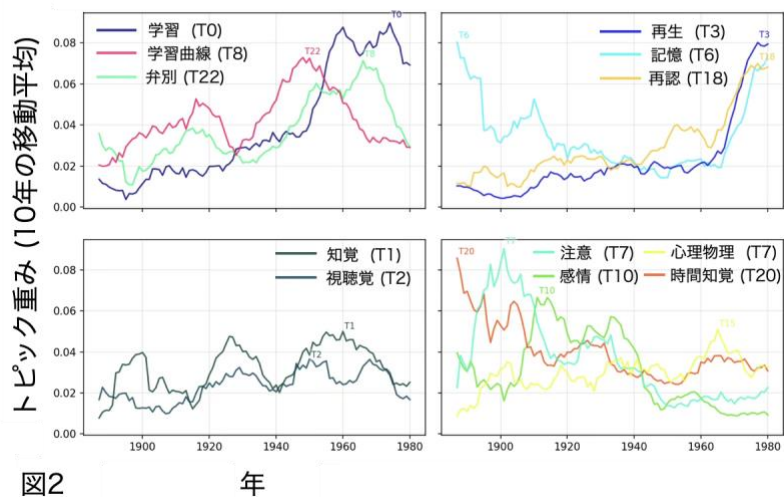


図2

(松井 大)

失敗経験後のパフォーマンスに制御適合が及ぼす影響

— 学習性無力感パラダイムを用いた実験的検討 —

○#大竹口佳澄¹・#草野真輝¹・田中あゆみ¹

(¹同志社大学心理学部)

制御焦点 制御適合 パフォーマンス 失敗経験 学習性無力感パラダイム

目 的

制御焦点理論によると、利得の在・不在に焦点化した動機づけである促進焦点と、損失の在・不在に焦点化した防止焦点が活性化された状況では、異なる結果を生むとされている (Higgins, 1997)。また制御適合理論では、それぞれの制御焦点に適した方略があり、促進焦点において、速く獲得を最大化しようとする熱望 (eager) 方略、防止焦点において、正確で損失を最小化しようとする警戒 (vigilant) 方略をとるときに制御適合が生じ、パフォーマンスが高まるとされている (Crowe & Higgins, 1997)。

外山他 (2018) は、解決不可能な課題が混入した学習性無力感パラダイム (荒木, 2012) を用いて、ストレス状況下では、促進焦点群のほうが防止焦点群よりも最終課題のパフォーマンスが高いことを報告している。その結果について、促進焦点群での制御適合との関連性が考えられているが、そのメカニズムについては明らかではない。本研究では、制御焦点を活性化させた上で、解決不可能な課題による失敗経験後、再び解決可能な課題に取り組む前に警戒方略の教示を行うことで、パフォーマンスに及ぼす影響を検討することを目的とした。制御適合を生じさせる“防止焦点・警戒方略条件”では、“促進焦点・警戒方略条件”および“統制・警戒方略条件”よりも、第1課題から第3課題への得点の下がり具合が小さいという仮説を立てた。

方 法

実験参加者 大学生 116 名を分析対象とした (男性 16 名、女性 100 名、平均年齢 19.08 歳)。これらの参加者を、促進焦点・警戒方略条件 (30 名)、防止焦点・警戒方略条件 (29 名)、統制・警戒方略条件 (29 名)、促進焦点条件 (28 名) に振り分けた。

実験計画 独立変数を“条件”と“課題”，従属変数をパフォーマンス得点 (各課題の解決可能な問題の正答数) とした。条件は、促進焦点・警戒方略条件、防止焦点・警戒方略条件、統制・警戒方略条件、促進焦点条件の 4 水準であり、参加者間要因であった。課題は 3 水準 (第 1・第 2・第 3 課題) (図 1 参照) であり、参加者内要因であった。

手続き

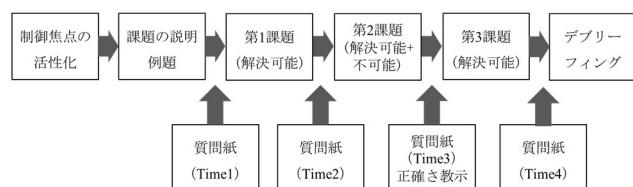


図1 実験の流れ

最大3名まで同時に実験室で行われ、それぞれの実験枠の実験参加者は同じ条件に割り振られた。はじめに統制・警戒方略条件以外の3条件に対して、報酬教示による制御焦点の活性化を行った。実験課題の説明と例題を経て、第1課題 (解決可能な課題10問、制限時間7分)、第2課題 (解決可能な課題10問+解決不可能な課題10問、制限時間14分)、

第3課題 (解決可能な課題10問、制限時間7分) の3種類の計算課題を実施した。第3課題の実施前に、促進焦点条件以外の3条件に対して、正確に解くことを意識して取り組むよう、警戒方略の教示を行った。制御焦点尺度、パフォーマンス予期、感情 (ポジティブおよびネガティブ)、動機づけ、正確さの自己評価について、各課題の前後で最大4回質問紙回答を求めた (本発表からは省略)。

結果と考察

解決不可能な課題の混在した第2課題による失敗経験をを経て、第1課題から第3課題への得点の変化を検討するために、一般化線形モデルを用いて、第2課題の得点を統制した上で分析を行った。条件および課題は、ダミー変数に変換して分析に用いた。条件ごとの各課題の平均得点と標準誤差を表1に示す。

表1 条件ごとの各課題の平均得点 (標準誤差)

条件	第1課題	第2課題	第3課題
促進焦点・警戒方略	6.40(2.01)	3.33(1.63)	4.27(2.68)
防止焦点・警戒方略	5.28(1.79)	2.86(1.36)	4.66(2.33)
統制・警戒方略	6.76(1.96)	3.34(1.01)	4.79(2.94)
促進焦点	6.11(1.83)	2.75(1.11)	3.89(2.22)

注) 得点範囲は1-10

促進焦点・警戒方略条件と防止焦点・警戒方略条件との間に、課題要因との有意な交互作用が認められた ($\beta=1.51$, $p=.04$)。単純傾斜分析を行った結果、促進焦点・警戒方略条件では、第1課題から第3課題で有意に得点が下がっていたが ($\beta=-2.13$, $p<.001$)、防止焦点・警戒方略条件では有意な変化はなかった ($\beta=-0.62$, $p=.23$)。防止焦点・警戒方略条件と統制・警戒方略条件との間には、課題要因との交互作用は有意でなかった ($\beta=1.34$, $p=.07$)。

仮説は部分的に支持され、防止焦点と警戒方略の制御適合を生じさせることで、適合を生じさせない条件よりも、失敗経験による影響を受けにくくなる可能性が示された。

報酬教示による制御焦点の活性化が実験操作であると参加者が気づいていた可能性や、個人特性要因としての制御焦点、他の参加者の存在等が影響を及ぼした可能性があるため、今後検討が必要である。また制御適合が生じた際に、現在行っている活動に対して正しいと感じる“Feeling right”を経験し、動機づけが高まるとされている。今後は、Feeling right を客観的に測定することが必要であると考えられる。

主要引用文献

Higgins, E. T. (1997). Beyond pleasure and pain. *American Psychologist*, 52, 1280-1300.

外山 美樹・湯 立・長峯 聖人・黒住 嶺・三和 秀平・相川 充 (2018). 制御焦点がパフォーマンスに及ぼす影響 —学習性無力感パラダイムを用いた実験的検討—. 教育心理学研究, 66, 287-299.

(おおたけぐち かすみ, くさの まさき, たなか あゆみ)

Landの光学的2色法実験（1959）の再現

藤 健一
(立命館大学)

キーワード：Landの2色法 色の知覚 インストルメンテーション 実験装置史

目 的

本研究は、Land(1959a, 1959b)の光学的2色法による自然色彩画像生成実験の再現を行い、Landの当時の実験を成立させた条件、主として実験装置について考察する。

Landの自然画像生成手続きの原理 白黒フィルムを装填した2台のフィルムカメラを用いて、同一の被写体を撮影する。うち1台は緑色フィルター(Wratten No.58)を通して、もう1台は赤色フィルター(Wratten No.24)を通して、それぞれ撮影する。これにより、緑色フィルターを通した短波長(約530 nm 中心)ネガと、赤色フィルターを通した長波長(約600 nm 以上)ネガの2種類の白黒ネガフィルムが得られる。これらのネガフィルムから反転現像処理を行い、白黒スライドの短波長ポジフィルムと長波長ポジフィルムとを作成する。次に、2台のスライドプロジェクタに、それぞれ短波長ポジスライドと、長波長ポジスライドをセットする。2台のプロジェクタからの2枚の白黒スライドを投影して、映像を重ね合わせる。その後、長波長スライドのプロジェクタに赤色フィルターをかけると、重ね合った白黒画像に明瞭な色が発生する。Land(1959a)は、それぞれのポジスライドの最大輝度の箇所を基準としてそれぞれ算出された任意箇所の相対値の比の比(長波長ポジ/短波長ポジ)で色を記述する座標系を提案している。

方 法

実験装置 カメラ コニカ FP あるいはキヤノン FX を用いた。いずれも 35mm 1 眼レンズフィルムカメラであった。**測光** 露出計(セコニック L-188)を使用した。**フィルム** 白黒ポジフィルムの ADOX SCALA50 (ISO50)を使用した。**光学フィルター** 緑色フィルターに FUJIFILM BPB53 バンドパスフィルターを、赤色フィルターに FUJIFILM BPB60 及び SC60 (シャープカットフィルター)を使用した。**プロジェクタ** キャビンスライド映写機 CS-15 を2台使用した。

被写体 自然光下の色票や静物、屋外風景を撮影した。

撮影方法 撮影対象を選定した後、カメラをセットした。同一の対象について、1 枚目を緑色フィルターで、2 枚目を赤色フィルターで撮影する手順をとった。露出係数は、緑色フィルターで3倍、赤色フィルターで2倍とした。フィルター使用による「ピンぼけ」防止のため、絞り優先で撮影条件を決定した。

撮影期間 2025 年 5 月 3 日～8 月 31 日

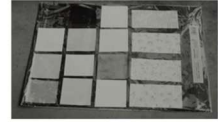
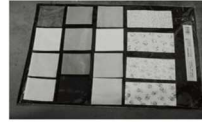
フィルム現像 写真店に依頼した。

映写方法 映写距離が約 120 cm となるように、スライドプロジェクタを2台並置した。準暗室状態で観察し、発色状況を、デジタルカメラ(FUJIFILM DIGITAL CAMERA X100F)で撮影し記録した。

結 果

2 色法による発色 Figure 1 に色再現に用いた短波長ポジ(緑色フィルター濾光)、長波長ポジ(赤色フィルター濾光)と、重ね合わせによる発色を示す。Figure 2 に静物(本)、神社の鳥居、大学のキャンパス風景の色再現例を

Figure 1 Landの2色法による色紙の色再現



短波長ポジ(緑色フィルター使用) 長波長ポジ(赤色フィルター使用)



重ね合わせ投影像の発色状況

Figure 2 Landの2色法による色再現例



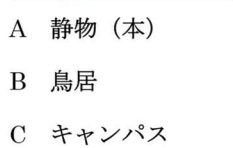
A



B



C



A 静物(本)

B 鳥居

C キャンパス

Figure 3 反射光と散乱光(青空)の色再現例



A



B

実景と色票の写真
(色票の3か所に素通し窓)

2色法による実景と色票

示した。撮影対象の反射光が多い「色紙」や「静物」は自然な発色を示したが、Figure 3 に示すように、散乱光(空)の青色の再現は難しく、Figure 1, 2 いずれの空も常用薄明(civil dawn)の空の色に近かった。

再現実験用の装置 2025 年現在、塩銀写真関係のハードとソフトの入手・確保は、非常に困難である。Landの実験の再現は、これらの構成要素の一つでも欠けたなら、不可能であった。

考 察

ある時代のある実験研究は、当時の技術や実験方法や社会の制約を受けているが、技術や実験方法が急速に変化発展する領域においては、実験の復元自体も、結果の再体験の機会も、ともに激減してしまうと思われる。

引用文献

Land, E.H. (1959a). Color vision and the natural image. Part I. *Proc. N. A. S.*, 45, 115-129.

Land, E.H. (1959b). Color vision and the natural image. Part II. *Proc. N. A. S.*, 45, 636-644.

(ふじ けんいち)

体性感覚的速度の順応に及ぼす視覚情報の影響

○東山篤規¹・山崎校²

(¹立命館大学 OIC 総合研究機構, 奈良大学社会学部・²立命館大学人間科学研究所)

鍵語：体性感覚, 速度の順応, 視覚情報

目的

加速度が与えられて体が動き始めると、非視覚的な体性感覚（自己受容感覚系と内耳の前庭系）情報と視覚情報が同時に変化する。たとえばジェットコースターが始動すると、卵形囊や球形囊の繊毛が刺激され、体が背もたれに押し付けられ、視覚風景が後方に移動する。どうじにこの状況にしばらく晒されていると速さに順応することも起こると考えられる。このことを検証するのが本研究の目的である。さらに体性感覚と視覚情報が与えられた条件と体性感覚のみが与えられた条件を比較することによって、身体の運動速度の順応に及ぼす視覚刺激の効果を明らかにした。

方法

実験参加者 20 人の学生/院生(男 10, 女 10; 平均年齢 23.3 歳)。

装置と手続き 床面がシーソーのように上下に振動する部屋である環境傾斜装置(図1)を用いた。参加者は部屋の端につねに座っていた。まず定速度(0.7rpm, 1.1rpmあるいは1.5rpm)で $\pm 10^\circ$ の範囲を上下に運動する床面に90秒のあいだ参加者を晒した(順応)。順応直後、床をテスト速度で上下に動かした。すなわち床を水平から上 $\rightarrow$ 下(あるいは下 $\rightarrow$ 上)に動かし、再び水平で静止させた。テスト速度は各順応速度の上下の計5速度。テスト刺激の提示順序はランダム。各参加者はマグニチュード推定法を用いて各テスト速度を判断した。すなわち「あなたが感じた床の最大の速度を適切な数字で表してください」と教示した。各テスト速度の判断は、テスト速度の提示が終了後10秒以内に行われた。各参加者は、特定の順応速度に対する全テスト速度の判断を終了した後、順応を解除するため水平にした床の上で3分を過ごした。順応速度の提示順序は参加者間で均衡化した。

各参加者は、目隠しを用いて部屋を見えなくした閉眼条件と、自由に部屋を観察できた開眼条件の両方に参加した。この2条件の実施順序は参加者間で均衡化した。

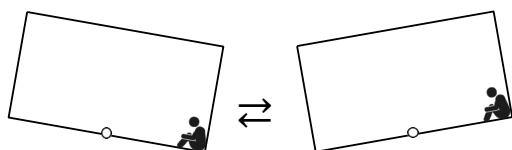


図1. 環境傾斜装置。床の長さは5.6m、幅は3.8m。参加者は部屋の奥の壁にもたれるようにして座った。

結果

順応速度 $\times$ テスト速度 $\times$ 視覚条件の各条件に対して20人の推定速度の幾何平均を図2に表わす。縦バーはSE。どちらの視覚条件においても、横軸はテスト速度、縦軸は平均推定値、パラメータは順応速度である。小さい順応速度に対しては大きな推定値が得られ、大きい順応速度に対しては小さな推定値が得られている。対数変換されたデータに、繰り返しの測度をもつ3要因(順応速度A, 順応速度とテスト速度の差D, 視覚条件V)の分散分析が行われた結果、Aの有意性が確かめられた、 $F_{(2,38)} = 91.6, p < .01, \eta_p^2 = .82$ 。

AとDの交互作用が有意だった、 $F_{(8,152)} = 24.0, p < .01, \eta_p^2 = .56$ 。これはテスト速度の一次関数として平均推定速度を表したとき、関数の勾配が順応速度に依存して変わったことを示唆する。表1の最右列の勾配を比較すれば、テスト速度の変化に敏感に反応したのは、遅い順応速度である0.7rpmのときだったことがわかる。

AとDとVの交互作用が有意だった、 $F_{(8,152)} = 24.0, p < .01, \eta_p^2 = .10$ 。これは、順応速度が増加すると関数の勾配が顕著に下がったのが、閉眼条件よりも開眼条件であることを示唆する(表1中央2列)。

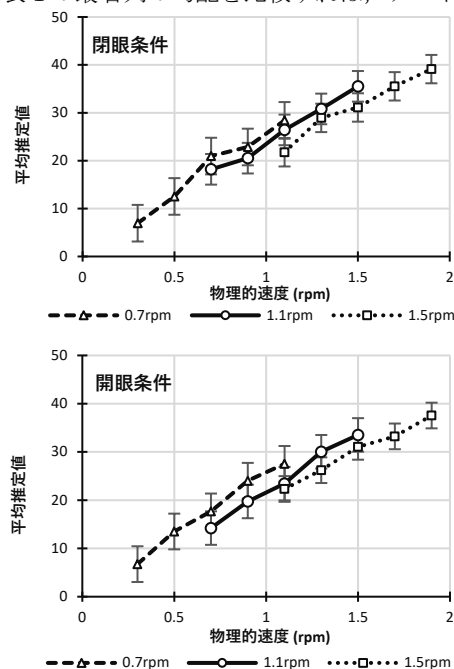


図2. 実験の結果。

表1. 視覚条件と順応速度の各組合せにおいて平均推定速度にあてはめられたテスト速度 t の一次関数。

順応速度	閉眼	開眼	全体
0.7rpm	$26.6t - 0.3$	$26.0t - 0.3$	$26.3t - 0.3$
1.1rpm	$22.5t + 1.5$	$24.5t - 2.7$	$23.5t - 0.6$
1.5rpm	$20.7t - 0.3$	$18.7t + 2.0$	$19.7t + 1.1$

考察

同じ物理的速度に対する平均推定速度は、閉眼でも開眼でも順応速度が遅いときは大きく、順応速度が早いときは小さかった(1.1rpmの推定値は、遅い順応速度では約28、早い順応速度では約22)。これは順応が生じた証拠である。

視覚の効果は関数の勾配に現れた。順応速度が遅いときは視覚刺激を加えても刺激強度に対する推定値の増加率は変わらなかったが、順応速度が速いときは視覚刺激を加えることによって増加率が低下した(視覚による抑制効果)。

体性感覚的速度の順応に及ぼす視覚の効果は、傾斜の順応の及ぼす視覚の効果(東山, 2023, 2024)に比べて弱かった。このことから体性感覚的傾きの順応が垂直水平のような視覚的枠組みによって抑制されるのに対して、体性感覚的速度の順応に視覚的枠組は強く関わっていないと考える。

引用文献

東山篤規 (2023, 2024) 関西心理学会 134,135 回大会抄録集。
(ひがしやま あつき, やまざき ただし)

食事記録による自己制御の負荷の程度が制御資源の増強に及ぼす影響

：適切な負荷は制御資源を増強させるのか？

○#松田優樹¹・前田洋光²

(¹京都橋大学健康科学部 ²京都橋大学総合心理学部)

キーワード：自己制御、制御資源モデル、食事記録

自己制御は依存症、健康問題、年収等、個々の生活や社会に大きく関係している。例えば Robson et al. (2020) の子供を対象としたメタ分析の結果において、自己制御が学業成績、健康問題などと関連すると報告されている。

Baumeister et al. (1999) は、自己制御の解釈として制御資源モデルを提唱している。制御資源モデルとは、自己制御の遂行には有限の資源の消費を伴うというものである。また制御資源は「筋肉」を使うことと同様に、使用すれば疲弊するとされている。例えば Muraven et al. (1998) では、感情を制御させて映画を鑑賞させた群はさせなかった群と比べ、その後、自己制御を要する課題の成績が悪化することが明らかにされた。これは感情調整という自己制御行動に制御資源が枯渇したことによるものだと考えられる。

また制御資源は前述のように筋肉のメタファーが用いられているが、訓練によって向上させることが示されている。Muraven et al. (1999) では2週間姿勢を正す群、気分を調整する群、食事記録をする群を設定し、制御資源が増強されるのかを検討した。制御資源の指標としてハンドグリップ課題を実施したところ、2週間の介入後にハンドグリップの持続時間の向上が示された。同様に一定期間エクササイズを行い、制御資源が増強するか検討した研究が数々みられる。例えば Muraven (2010) ではハンドグリップを1日2回長く握り続ける群や甘い物を我慢する群が、杳澤・尾崎 (2019) では5分前行動群が制御資源の増強に効果的であることを見出している。ただし、これらの実験の中では、スマートフォンを我慢するといった効果的ではなかったエクササイズもみられた。本研究では、この点について、負荷の適切性の観点から検討する。前述で効果の認められなかったエクササイズは、実験参加者にとって自己制御負荷が大きすぎたため、制御資源の増強に繋がらなかった可能性が指摘される。そこで本研究では同一のエクササイズにおける制御資源増強につながる適切な負荷の大きさを検討する。

本研究では食事記録の回数を操作し、制御資源の影響を検討した。自己制御負荷が過度でなければ制御資源が増強されるが、大きすぎる負荷を与えた場合、制御資源の増強につながらないと仮定した。

方法

実験参加者 2025年6月2日から6月20日にかけて、京都橋大学の学生34名(男性17名、女性17名; $M_{age} = 20.03$, $SD_{age} = 1.29$)を対象に実験を行った。

実験デザイン 自己制御負荷(負荷小・負荷大・統制;参加者間) × 介入前後(pre・post;参加者内)の2要因の混合計画デザインで行った。負荷小群では食事記録を1日1回とし、負荷大群は食事記録を1日3回に設定した。2週間、アプリ「カロミル」を用いて食事記録を行ってもらった。

制御資源の測定 制御資源の測定には、ストループ課題とハンドグリップ課題を用いた。ストループ課題とは「赤、青、緑、黄、紫」など書かれている文字の読みを答えるのではなく、文字の色を

答える課題である。制限時間5分の間に最大300問回答させ、正答数・誤答数を計測した。ハンドグリップ課題とは、消しゴムをハンドグリップで挟み続ける課題であり、握る時間(秒)を計測した。負荷は男性15kg、女性10kgに設定した。

手続き 本実験は、介入の前後で、以下のように実験を実施した。①介入前:実験参加者にはハンドグリップ課題、ストループ課題の順に課題を行った後、質問紙に回答してもらった。質問紙では王・加藤 (2022) の「大学生の食生活における自己制御尺度」11項目と、尾崎 (2016) の「セルフコントロール尺度短縮版」15項目を用いて、5件法で回答を求めた。その後、統制群以外では、食事記録アプリの使用方法を説明し、実際に2週間継続してもらうこと、また、2週間後に再び実験室に来てもらうことを教示してこの日の実験は終了した。

②介入後:2週間後、再度実験室に来てもらい、ハンドグリップ課題、ストループ課題を実施した。実施後、「食生活における自己制御尺度」の11項目、独自で作成した「ハンドグリップ課題の主観的パフォーマンス」3項目($\alpha = .83$)、「ストループ課題の主観的パフォーマンス」3項目($\alpha = .92$)に関する質問紙に「1. 全くそう思わない」～「7.非常にそう思う」の7件法で回答を求めた。加えて食事記録の確認のため、食事記録した日と回数などを記入してもらった。

結果考察

「自己制御負荷」の程度および「介入前後」が制御資源に及ぼす影響を検討するために自己制御負荷3×測定時(前・後)の2要因の分散分析を行った(Fig. 1)。その結果、ハンドグリップ課題における自己制御負荷の主効果・交互作用いずれもみられなかった(F_s (2(測定時の主効果のみ), 30) = .37 ~ .86, $p_s = .43$ ~ .70, $\eta_p^2 = .02$ ~ .05)。ストループ課題では自己制御負荷の主効果が有意傾向($F = (2, 30) = 3.08$, $p = .061$, $\eta_p^2 = .17$)、および交互作用($F = (2, 30) = 1.54$, $p = .23$, $\eta_p^2 = .93$)に一定の効果量がみられた。単純主効果の検定の結果、負荷小群のみ介入前後でストループ課題の成績が向上した($p = .02$, $\eta_p^2 = .18$)。

「ストループ課題の主観的パフォーマンス」の3項目に対して1要因の分散分析を行った結果、有意な差は認められなかったものの、一定の効果量がみられた($F = (2, 30) = 1.84$, $p = .18$, $\eta_p^2 = .33$)。多重比較をおこなった結果、負荷大群($M = 7.64$, $SD = 6.15$)は、負荷小群($M = 11.5$, $SD = 3.54$)や統制群($M = 10.44$, $SD = 4.75$)と比べて低いことが示された。すなわち、負荷大群のみ「ストループ課題の主観的パフォーマンス」が低いことが示された。

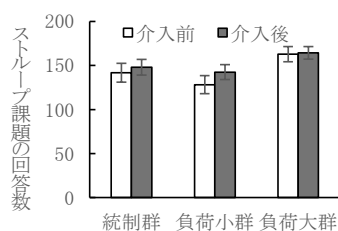
以上からストループ課題において負荷小群のみ課題成績の向上がみられた。また負荷大群のみストループ課題の主観的パフォーマンスが低くなった。これは定期的なエクササイズは自己制御の増強に繋がるが、負荷をかけすぎるとその効果が弱まるということを示唆する。

引用文献

◆杳澤 岳・尾崎 由佳 (2019). セルフコントロールのトレーニング法の開発とその効果検証 実社心研, 59, 37-45. ◆Muraven, M. (2010). Building self-control strength: Practicing self-control leads to improved self-control performance. *J of Exp Soc Psy*, 46, 465-468.

(まつだ ゆうき, まえだ ひろみつ)

Fig. 1 ストループ課題の記述統計量



照明の色彩と PC 作業時における画面の背景色の調和が作業パフォーマンスと心理的ストレスに与える影響

○# 石田知穂¹・前田洋光²

(¹ 京都橘大学健康科学部² 京都橘大学総合心理学部)

キーワード：色彩環境、作業パフォーマンス、心理的ストレス、赤色、青色

目的

人間が外界から得る情報の約8割は視覚情報であり、そのうちの約8割は色彩に由来するとされている（日本色彩学会，2009）。南雲（2008）によると、赤色はアドレナリン分泌を促進して血行を良くする興奮効果を持ち、青色はセロトニンやメラトニン分泌を促進してリラックスを高める鎮静効果を持つことが明らかにされている。こうした色彩の効果は生理的側面のみならず、作業パフォーマンスにも影響を及ぼす。例えば、Mehta & Rui (2009) は、PC作業時の赤・青の背景色を操作したところ、赤色背景では細部指向課題（36の単語のリストを2分間記憶させ、20分後に再生させる）において、青色背景では創造的課題（1分以内に思いつく限りレンガの創造的な用途を挙げる）において優れた成績が示された。さらに、色彩の調和・不調和が課題のパフォーマンスに関与することも報告されている。Prasetya (2014) は、部屋の色を操作し文字入力課題をさせる際、灰色と青色の調和条件の方が、4から7色以上の色を利用した不調和条件よりもパフォーマンスが良好であったことを示している。しかし、照明色とPC画面背景色の相互作用がパフォーマンスや心理的側面に与える影響は十分に検討されていない。本研究では、照明の色彩（赤・青）とPC画面の背景色（赤・青・白）を操作し、その調和・不調和が作業パフォーマンスおよび心理的ストレスに及ぼす影響を検討する。**仮説1**：白背景条件において、青色照明では創造的課題、赤色照明では細部指向課題において優れた結果が得られるだろう。**仮説2**：照明色と画面背景色が調和する場合、不調和の場合よりもパフォーマンスが高く、心理的ストレスが低いだろう。

方法

実験参加者 大学生63名 ($M_{\text{age}}=20.11$, $SD_{\text{age}}=1.19$) を対象にPC画面の背景色（赤・青・白；参加者間）×照明の色（赤・青；参加者間）×課題（細部指向課題・創造的課題；参加者内）で実験を行った。

色の操作 PC作業時における画面の背景色はMicrosoft Pomesの背景画面を操作し、照明の色はカラーフィルムを利用した。

課題 細部指向課題では2ケタ+2ケタの加算課題100問について4分間で解答させ、解答数・正答数・誤答数を測定した。創造的課題では、レンガとペットボトルの本来とは異なる利用方法をそれぞれ2分間考えて記述してもらい、UTT (Unusual Uses Test; Guilford, 1967) に沿って流暢性、柔軟性、独自性を測定した。

手続き 本実験では「照明の色がパフォーマンスに与える影響を検討する」という嘘の実験目的を伝え、はじめに多面的感情状態尺度（寺崎他，1992）から一部を引用した活動的快、非活動的快、集中を測定する15項目に回答を求めた。その後、実験参加者には細部指向課題に取り組んでもらった。課題終了後、独自に作成した課題態度、個人差、主観的パフォー

マンスを問う12項目に回答を求めた。次に創造的課題に取り組んでもらった。課題終了後、同様の主観的パフォーマンス等12項目を測定した。その後、前記の多面的感情尺度15項目等に回答を求めた。最後に、デブリーフィングを行った。

結果・考察

細部指向課題 解答数、正答数、誤答数の3つの指標を従属変数とした2要因分散分析を行った。その結果、主効果・交互作用いずれも有意にはならなかった (F_s (2 (照明の主効果のみ), 57) = .001 ~ .655, ps = .42 ~ .98, η_p^2 = .00 ~ .02)。一方、主観的パフォーマンスにおいては、「他の人より解けたと思う」の項目において、PC画面の主効果 (F (2, 57) = 2.767, ps = .071, η_p^2 = .09) が、「スムーズに解けなかった問題があった」(逆転)の項目において照明の主効果 (F (2, 57) = 3.087, ps = .084, η_p^2 = .05) がみられ、青色が赤色よりもポジティブであった。

創造的課題 創造性の指標である流暢性、柔軟性、非重複的独自性、希少性独自性を従属変数とした2要因分散分析を行った (Fig. 1)。その結果、流暢性、柔軟性、希少的独自性の交互作用にいずれも中程度以上の効果量がみられ (F (2, 57) = 2.26 ~ 2.42, ps = .04 ~ .11, η_p^2 = .08 ~ .10)、照明が赤の場合、PC画面が赤の方が青よりも高いことが示された。「多くの案が思い浮かんだ」「他の人が思い浮かばないような案が浮かんだ」「常に何かしらの案が浮かんでいた」の3項目の交互作用において有意差が見られ (F_s (2, 57) = 3.84 ~ 5.37, ps = .007 ~ .027, η_p^2 = .119 ~ .161)、全体的にPC画面が赤のときは赤照明の方が、PC画面が青のときは青照明の方が、主観的パフォーマンスを高く見積もる傾向があった (Fig. 2)。照明の色彩とPC作業時における画面の背景色の不調和がネガティブに働いた結果であると考えられる。

引用文献

Mehta, R., & Zhu, R. J. (2009). Blue or red? Exploring the effect of color on cognitive task performances. *Science*, 323, 1226-1229.
(いしだ ちほ, まえだ ひろみつ)

Fig.1 創造的課題の条件別パフォーマンス

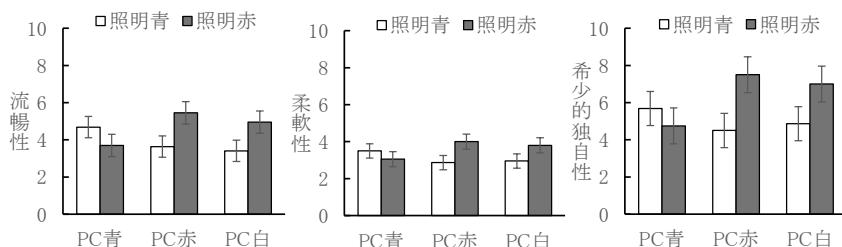
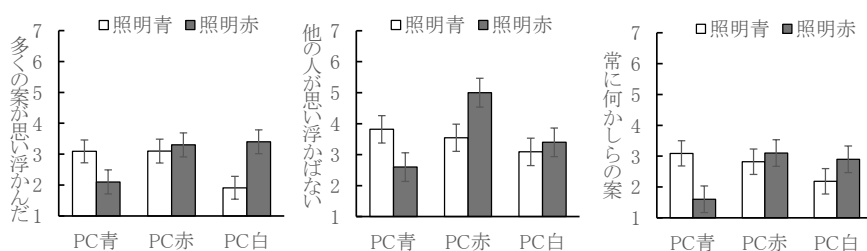


Fig2 創造的課題の項目別主観的パフォーマンス結果



印象の可視化によるドーナツの食感の共有

竹澤 智美
(大手前大学)

ドーナツ, 食感, 感性印象, 尺度構築, 可視化

おいしさは食品の主要な感性価値であるが、味だけでなく風味や食感などの感覚が複合した体験であるため共有が難しい。また、それぞれの感覚自体も複雑で主観的な体験であるため、物理的な測定値で代表させることが難しい。たとえば食感は硬さや粘度などの物理的指標により測定できるが、それらは直感的な体験（「もちもち」や「軽い」など）を想起させるためのものではない。

これに対して竹澤・釜阪（2025）は食感の評価語を用いて尺度を構築し、測定結果をマップ上に示すことで、食感の直観的かつ視覚的な共有を可能とした。尺度構築に際しては竹澤ら（2022）の手法に倣い、収集した食感の評価語を心理学的手法で選別、網羅的に選出した。彼らは食感のバリエーションが豊かであることからグミを対象としたが、グミは様々なメーカーが販売しており、外見のみで食感をイメージできないため実食しながら測定する必要があった。

本研究では、食感のバリエーションがあり、喫食経験が豊富と考えられるドーナツを対象に、竹澤ら（2005）と同様の手順で測定を行い、食感の直感的な共有の可能性を探る。

方法

評価対象 ドーナツ専門店として大きなシェアをもつMの定番商品の6カテゴリから2つずつ、そのほかから1つを選出し（図1）、商品名と写真をあわせて提示した。

評価語 早川（2013）のテキストチャー用語445語を対象とし、成人33名（女性19名、男性12名；平均29.7歳）が、ドーナツの食感を評価することによって1. まったくふさわしくない～7. とてもふさわしいの7段階で評価した。その結果平均得点が中位の4.0を超えた48語を、成人22名（女性11名、男性11名；平均24.3歳）がフリーソーティング法で分類した。クラスタ分析（ward法）の結果、13クラスタが得られたため、ふさわしさの得点とMDS（PROXSCAL）の結果に基づき各クラスタから1つずつ、計13語を選出した（表1）。

手続き 既述の13のドーナツの食感を思い浮かべたうえで、13語および「食感がはっきりと思い浮かぶ」、好きがあてはまる度合いを1. まったくあてはまらない～7. とてもよくあてはまるの7段階で評価した。

参加者 107名（男性56名、女性51名；平均32.1歳）。

表1. 因子別（太字）評価語一覧

	ふわふわ/ ほわっ	さっくり/ ほろほろ	どっしり/ 重い	口ざわり/ のよい
ふわふわ	0.87	-0.05	0.01	0.01
ほわっ	0.85	0.07	0.02	0.03
つぶれやすい	0.56	0.04	-0.01	0.02
やわらかい	0.49	-0.27	-0.01	0.25
さっくり	-0.28	0.71	-0.08	0.22
ほろほろ	0.11	0.57	0.17	0.05
ばさつく	0.14	0.54	0.14	-0.27
どっしり	0.03	0.16	0.81	0.09
軽い	0.36	0.14	-0.61	0.01
油っこい	0.24	0.12	0.34	-0.11
口ざわりがよい	0.07	0.15	-0.10	0.70
しっとり	0.16	-0.11	0.23	0.40
もちもち	-	-	-	-

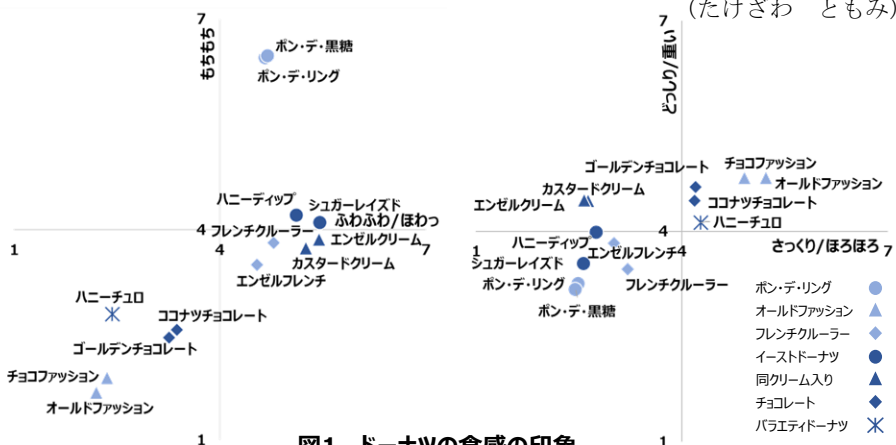


図1. ドーナツの食感の印象

結果と考察

因子分析（最尤法・プロマックス回転）を行い、表1の4因子を得た。ももちはどの因子にも含まれない一方、後述のように重要である。このことからドーナツの食感は4因子とももちの5要素から評価される可能性がある。

因子別に平均得点を求め、図1に示した。図中、同カテゴリのドーナツは近くにプロットされており、似た食感と評価されたことがわかる。これは同カテゴリのドーナツは生地・材料・製法が同じであるためと考えられる。また、しっかりした生地のオールドファッションはふわふわ・もちもちではなく（図1左）、さっくり・どっしりと感じる（図2右）のに対し、生地が膨らんだシュガーレイズドはふわふわ（左）軽い（右）と評価された。これらの評価は商品紹介とも一致していることから、食感を共有できたと考えられる。なお「食感が思い浮かぶ」はチョコファッション（2.4）以外総じて高いことから（4.8～6.1）、実食しなくても食感がイメージできていたと判断される。

また食感の布置は新たな価値の探索にも寄与する可能性がある。たとえば「好き」の平均値が最も高かったボン・デ・リングの食感を全体の布置から見ると、ほかと大きく異なっていること、すなわち食感の個性が際立っていることがわかる（図1左）。また「もちもちのその先を目指して開発した“もちもち食感”が特長の新食感ドーナツ」として2025年8月に期間限定発売された商品は、連日の大行列と売切れが話題となった。この商品の生地は餅のようにぎっしり詰まっていることから、他のドーナツが競合しない図1左の第2象限に布置すると考えられる。これらの事例から、際立って個性的な食感とは新たな価値を持ち、特別な需要が見込まれると推察される。

引用文献

早川文代（2013）. 日本語テキストチャー用語の体系化と官能評価への利用 日本食品科学工学会誌, 60, 311-322.

竹澤智美・破田野智己・長田典子・千葉正貴・小池梢・深津恵・片岡郷（2022）. 感性印象に基づくエッセンシャルオイルのマップ構築 第24回日本感性工学会大会予稿集, 2B-1-05.

竹澤智美・釜阪寛（2025）. グミの食感の印象評価尺度の構築とマップによる可視化 第20回日本感性工学会春季大会予稿集, 2B02.

※本研究に関して開示すべき利益相反関連事項は存在しない。

(たけざわ ともし)

鉢巻き（ハチマキ）を締めれば集中力が高まる？

—課題の実施時間による効果の違い—

○福井義一¹・井中谷智美²

(¹甲南大学・²名古屋産業大学)

キーワード：鉢巻き（ハチマキ），集中力，加算課題

目 的

鉢巻き（ハチマキ）は、細長い布の頭飾りを指し、単なる実用品を超えて、日本文化に深く根づいた多彩な象徴性と機能を有する。古来より鉢巻きは、精神統一や気合向上のために用いられ、現代でもスポーツの応援や抗議運動など様々な場面で「決意や気合いの表明」の象徴として親しまれている。中でも、受験勉強とは切っても切れない関係にあり、自らを鼓舞したり、精神を集中したり、困難に立ち向かったりするのに役立つと信じられている。

しかしながら、鉢巻きの実際の効用に関して、実証的な研究はほとんど見当たらない。さらに、鉢巻きの効果についての数少ない先行研究から得られた知見も一致していない。例えば、いずれも同じ研究者グループの学会発表ではあるが、内田クレペリン検査とペグボード・テストを用いて集中力や作業効率と鉢巻きの関連を調べた研究（下村他, 2020）や、連続加算課題を用いて疲労感と鉢巻きの関連を調べた研究（下村他, 2022a）からは鉢巻きの効果が認められなかったのに対して、二次方程式の符号の正誤判断（磯野他, 2020）や、連続加算課題の作業効率と正確性（下村他, 2022b）を指標とした研究ではその効果が認められた。

我々は、鉢巻きの効果を検討する際に、作業や課題の持続時間に着目した。鉢巻きが使われる場面は、スタートダッシュや短期的な効果が期待される課題ではなく、むしろスポーツ観戦や受験勉強、デモ行為など比較的長時間の活動に限定される。つまり、鉢巻きの効果は、ある程度の集中力が必要とされ、なおかつ持続時間が比較的長く、疲労が生じるような活動や作業、課題においてのみ検出可能であると考えられる。

そこで、本研究では連続加算課題の実施時間を短時間と長時間に分けることで、鉢巻きが集中力に及ぼす効果を検討した。

研究 1

目 的

本研究では、短時間の連続加算課題における鉢巻きの効果を検討することを目的とした。

方 法

参加者：大学生 71 名が参加し、鉢巻きありとなしの 2 条件にランダムに割り当てられた。

手続き：教示と練習試行を経て、1 桁の 2 つの数字を用いた連続加算課題を、4 分（予備実験により決定）で実施した。実験プログラムの作成とその実施には PsychoPy 3.8 を用いた。

倫理的配慮：参加の任意性、不参加による不利益の非生起性、匿名性の確保、データの使用目的について同意を得た。

結 果

課題に真剣に取り組まなかった者のデータを除外した上で、正答数を従属変数、条件を独立変数とした対応のない t 検定を実施した。その結果、正答数に有意差は見られなかった ($t(57) = 0.14, n.s.$)。

考 察

結果から、疲労による集中力の減衰が生じる以前の段階においては、鉢巻きの効果がないと結論づけられた。

研究 2

目 的

本研究では、長時間の連続加算課題における鉢巻きの効果を検討することを目的とした。

方 法

参加者：大学生 74 名が参加し、鉢巻きありと後半のみあり、鉢巻きなしの 3 条件にランダムに割り当てられた。

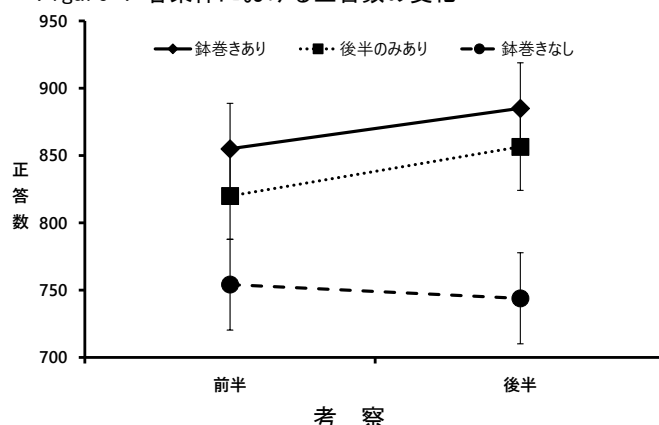
手続き：教示と練習試行を経て、前半 15 分、休憩 5 分、後半 15 分で、研究 1 と同じ連続加算課題を実施した。実験プログラムの作成とその実施には、PsychoPy 3.8 を用いた。

倫理的配慮：研究 1 と同じ内容であった。

結 果

課題に真剣に取り組まなかった者のデータを除外した上で、正答数を従属変数、条件（鉢巻きあり、後半のみあり、鉢巻きなし）とパート（前半・後半）を独立変数とした 2 要因分散分析を実施した。その結果、いずれの主効果も有意であり、鉢巻きあり条件 > なし条件、前半 < 後半で有意差が見られた。また、交互作用も有意であった。前・後半に分けて単純主効果を検定した結果、前半では条件の主効果が有意でなかったのに対して、後半では有意であった。多重比較の結果、後半では鉢巻きあり条件の正答数の方が、鉢巻きなし条件のそれよりも有意に多かった。さらに、条件ごとにパートの単純主効果を検定した結果、鉢巻きあり条件と後半のみあり条件でパートの単純主効果が有意であった。両条件では、後半の方が前半よりも正答数が有意に多かった。各条件の正答数の変化を Figure 1 に示した。

Figure 1 各条件における正答数の変化



考 察

結果から、鉢巻きには長時間の作業において、集中力を維持する働きや、それを回復する働きがあることが結論づけられた。

総合考察

本研究から、鉢巻きには比較的長時間を要する課題において、疲れたときでも高い集中力を持続する必要がある場合に効果的である可能性が示された。

（ふくい よしかず、なかたに ともみ）

制御焦点とリーダーの働きかけがチームのパフォーマンスに与える影響

：制御適合の観点から

○#土橋来夕妃¹・前田洋光²

(¹ 京都橘大学健康科学部・² 京都橘大学総合心理学部)

キーワード：制御焦点、制御適合、リーダーシップ、チームパフォーマンス、目標到達感

目 的

目標達成には努力や課題遂行に加え、自己制御が必要である。Higgins(1997)の制御焦点理論によれば、目標達成への動機づけは「促進焦点」(ポジティブな結果の獲得を志向)と「予防焦点」(ネガティブな結果の回避を志向)の2つによって説明される。例えば、Förster et al. (2003) は、点つなぎ課題を用いた実験により促進焦点は速さのパフォーマンスを高め、予防焦点は正確さのパフォーマンスを高めることを明らかにした。

さらに、Higgins (1997) によると、制御焦点と目標追求方略の組み合わせが一致している状態、すなわち「制御適合」はパフォーマンス向上に寄与するとされる。目標追求方略には獲得の最大化を目指す「熱望方略」と、損失の最小化を目指す「警戒方略」がある。外山他(2017)では、同課題(点つなぎ課題)を用いて、制御適合がパフォーマンスに及ぼす影響について検討した結果、「促進焦点×熱望方略」条件で速さのパフォーマンスが最も高く、「予防焦点×警戒方略」条件で正確さのパフォーマンスが最も高いことが示された。

しかし、従来の知見は個人を対象にした研究に限られており、集団レベルでの制御焦点や方略の影響は十分に検討されていない。現代の教育やビジネスの場面では、多様な価値観を持つメンバーが協働して課題に取り組む機会が増加しており、その際に共有される規範や方略の違いが、チーム全体の成果に影響を与える可能性があると考えられる。そこで本研究では、集団における制御適合の違いがチームのパフォーマンスに与える影響を検討する。

仮説: 制御適合が生じるとき、速さに関しては「促進×熱望」条件、正確さでは「予防×警戒」条件でパフォーマンスが向上するだろう。

方 法

実験参加者 2025年6月16日から7月11日にかけて、京都橘大学の学生46名(男性14名、女性32名; $M_{age}=21.00$, $SD_{age}=.89$)を対象に実験を実施した。実験は3~4名を1組とした集団で行い、そのうち1名は実験協力者(サクラ)とした。サクラはリーダーとなり、後述のように方略操作を行うことで集団規範を形成する役割を担っている。加えて、同大学の学生13名(男性5名、女性8名)を実験協力者(サクラ)として採用した。

研究デザイン 制御焦点(促進・予防)×リーダーの働きかけ方略(熱望・警戒)を独立変数とする参加者間計画で行った。

課題・操作 2つの計算式(例:① 3×4 、② $21-8$)のうち、答えが大きい方を選択する計算課題(全80問)で、制限時間5分間にできるだけ多く回答させた。計算課題はMicrosoft Formsで自作作成し、「解答数」「正答数」「誤答率(誤答数÷解答数)」を行動指標とした。

制御焦点の操作として、促進焦点条件では「チーム平均7割以上でチームの全員が報酬獲得(QUOカード1000円分)」、予防焦点条件では「チーム平均7割未満でチームの全員の謝礼を没収(QUOカード1000円分)」と教示した。実験中は参加者の目の前に配置した。

リーダーによる方略操作では、熱望方略条件では「速さ」、警戒方略条件では「正確さ」を重視するよう指示させ、他の参加者にもその方針に従って取り組むよう促した。

実験手続き 本実験は、3~4名で構成された集団ごとに実施した。座席にはA~Dのラベルを割り振り、サクラは常に座席Aに着席させた。参加者には「集団内の協力度が課題のパフォーマンスに与える影響の検討」という偽の目的を伝え、自己紹介と簡単なフリートークでアイスブレイクを行った。その後、トランプを引いてジョーカーを引いた者がリーダーになることを説明し、事前にサクラにジョーカーの位置を伝えておくことで、必ずリーダーになるよう設定した。制御焦点の操作を行

ったのち、本課題に先立ち、例題3問を提示し、ルールを理解していることを確認した。本課題では「速さと正確さの両方が重要である」と説明し、どちらを重視するかについて全員に考えさせた上で、リーダーによる方略操作を導入した。本課題終了後は、質問紙に回答を求めた。質問項目は、操作チェック項目として「課題方略重視チェック」1項目を、選択肢「1. 正確さを重視した」~「4. 速さを重視した」の9件法で回答を求めた。また、主観的パフォーマンスとして「速さ意識」(「早く解けたと思う」「問題を解くのに時間がかかった」)の2項目($r=-0.33$, $p=.026$)、「正確さ意識」(正確に解けたと思う、など)2項目($r=0.58$, $p<.001$)、「目標到達感」(目標に到達できたと思う)1項目を含めた10項目を、選択肢「1. まったく当てはまらない」~「7. 非常に当てはまる」の7件法で回答を求めた。最後にデブリーフィングを行い、実験を終了した。

結 果・考 察

操作チェック 課題方略重視チェック(方略操作)に対して2要因分散分析を実施したところ、リーダーの働きかけの主効果が有意であった($F(1, 41)=57.2$, $p<.001$, $\eta_p^2=.583$)。熱望方略条件($M=.96$, $SD=2.08$)では「速さ」、警戒方略条件($M=-2.82$, $SD=.96$)では「正確さ」を重視する傾向が示されたことから、操作は適切であったと判断した。

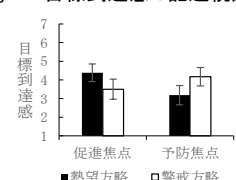
行動指標 解答数、正答数、誤答率の分散分析を行った結果、解答数および正答数において方略の主効果のみが有意であり($F(1, 42)=25.6 \sim 27.3$, $p<.001$, $\eta_p^2=.379 \sim .394$)、いずれも熱望方略条件($M_{解答数}=67.42$, $SD_{解答数}=12.71$; $M_{正答数}=56.54$, $SD_{正答数}=10.16$)の方が警戒方略条件($M_{解答数}=49.41$, $SD_{解答数}=9.86$; $M_{正答数}=41.95$, $SD_{正答数}=9.03$)よりも高いことが示された。一方で、誤答率(正確さ)については主効果と交互作用いずれも有意ではなかった($F(1, 42)=.037 \sim 1.620$, $p=.849 \sim .210$, $\eta_p^2=.001 \sim .037$)。

主観的パフォーマンス 主観的パフォーマンスの分散分析を行った結果、「速さ意識」では方略の主効果が有意傾向であり($F(1, 42)=3.80$, $p=.058$, $\eta_p^2=.083$)、リーダーが速さを強調する熱望方略($M=3.63$, $SD=.90$)の方が警戒方略($M=3.00$, $SD=1.19$)よりも参加者の速さ志向を高まったため、実際の解答数や正答数に結びついていた。「正確さ意識」では制御焦点の主効果が有意であり($F(1, 42)=5.26$, $p=.027$, $\eta_p^2=.111$)、促進焦点が正確さ志向に影響していたが、行動には反映されなかった。「目標到達感」では、交互作用が有意傾向であった($F(1, 41)=3.40$, $p=.072$, $\eta_p^2=.075$)ため、単純主効果検定を行った結果(Fig. 1)、警戒方略では制御焦点によって差は見られなかったが($p=.368$, $\eta_p^2=.019$)、熱望方略では促進焦点条件の方が予防焦点条件よりも高い目標到達感を示す傾向がみられた($p=.093$, $\eta_p^2=.066$)。以上により、促進×熱望条件において「目標到達感」が高まる傾向が確認され、仮説は一部支持された。一方で予防×警戒条件では効果が見られず、これは予防焦点条件の操作が不十分であったことが影響したと考えられる。また、制御適合の効果は「主観的パフォーマンス」にのみ反映されたことから、行動には結びつかなかったものの、制御焦点に対応するリーダーの働きかけ方略が課題達成に対する主観的評価や意識に影響を与える可能性が示唆された。

引用文献

◆Higgins, E. T. (1997). Beyond pleasure and pain. *American Psychologist*, 52, 1280-1300. ◆外山他 (2017). 制御適合はパフォーマンスを高めるのか?—制御適合の種類別の検討 心研, 88, 274-280. (つちはし こゆき、まえた ひろみつ)

Fig. 1 目標到達感の記述統計量



AI と人の「見当違いな対応」が怒り感情と怒り表出に及ぼす影響

○# 中田陽南子¹・前田洋光²
(¹ 京都橋大学健康科学部 ² 京都橋大学総合心理学部)

キーワード： AI サービス、見当違いな対応、怒り感情、AI (vs. Human)

目 的

近年では AI サービスにおける人との違いに関する研究が進んでいる。例えば人々は例え不利な結果を受けとった場合でも AI の判断を人間よりも公正と感じる傾向にあり、これは、AI は感情に左右されない(無感情性)というイメージによるものと示した(Choi & Chao, 2024)。また Lee (2018)は作業割り当てやスケジュール作成といった公平性や効率性の判断が必要な課題において、AI は人間と同等かそれ以上に信頼されることを明らかにしている。ただしサービス場面で AI と人では期待される場面に違いがある(Prentice & Nguyen, 2020; Robinson et al., 2020)。その一つに AI は柔軟な問題解決能力に欠けるという信念が指摘されている(Lv et al., 2022)。Longoni & Cian (2020)は実用的なものを探しているとき、AI の提案が人間の提案よりも高く評価される一方、享乐的なものを探しているときには、人間の提案が AI の提案よりも高く評価されることを明らかにした。これらの先行研究から、人の感情に配慮した内容についての AI サービスの期待は低い一方、感情を伴わない処理に関しては AI の期待が高いと考える。

そのため本研究では、AI と人間による「見当違いな対応」が引き起こす人の怒り感情を、感情的文脈と非感情的文脈のそれぞれにおいて比較することを目的とする。サービス利用者の感情に配慮すべき場面で見当違いな対応をされた時、AI は感情推測できないという認識のためネガティブ反応は緩和される一方、非感情的(機械的)な内容で見当違いな対応をされた時、ネガティブ反応を増加させるのではないかと考えられる(仮説 1)。対照的に、サービス利用者の感情に配慮すべき場面で見当違いな対応をされた時、人は感情推測できるという認識のため、ネガティブ反応を増加させ、非感情的(機械的)な内容で見当違いな対応をされた時、ネガティブ反応は緩和されるだろう(仮説 2)。

方 法

実験参加者 2025 年 8 月 8 日に Lancers のクラウドサービスを利用する 407 名(男性 235 名・女性 169 名・その他 3 名)を対象に行った。

研究デザインと想定させる場面 話者(AI・人)×文脈(感情的・非感情的)の 4 条件の参加者間計画で行った。本調査では、Microsoft Forms を使用し、転職相談・クレーム対応・プレゼント相談で見当違いな対応をされた場面を想定してもらい、反応を測定した。場面は参加者内とし、提示順は固定した。感情条件では主に、気分・情動に基づいて対象を処理し、感覚や共感、親しみが度が高い場合に重きを置いた場面を想定した。非感情条件では理性・思考・情報処理に基づいて対象を処理し、客観性・論理性・問題解決・親しみが低い場合に重きを置いた場面を想定した。

調査内容 はじめに倫理的説明を行い、同意できる人のみに回答を求めた。その後、転職相談(クレーム対応・プレゼント相談)のシナリオ熟読するように教示し、イメージできるかどうか 1 項目を「1. 完全にイメージできた」から「5. まったくイメージできなかった」の 5 段階で評定を求めた。次に、見当違いな対応に対する反応として、寺崎他(1992)の多面的感情尺度の中の「敵意」7 項目($\alpha = .914 \sim .941$)、日比野他(2005)で使用した「抑うつ」3 項目($\alpha = .762 \sim .840$)「攻撃行動」1 項目「社会的共有」3 項目($\alpha = .946 \sim .967$)などを用いた。以上の項

目について「1. とても感じた」から「5. まったく感じなかった」の 5 段階で自己評定を求めた。なお、項目の中に「まったく感じなかった」の指示項目を 1 項目投入し、Satisficer を抽出した。指示項目の選択をしなかった 13 名を除外した。また、回答時間($M=6.81$)の上位・下位 2.5%(3 分未満・20 分以上)の 53 名を超短時間・長時間回答者として除外し、計 341 名で分析を行った。

結 果・考 察

「敵意」「抑うつ」「社会的共有」「攻撃行動」の尺度得点を従属変数とした、2 要因の分散分析を行った(Table1)。その結果、「転職相談」に関して、「敵意」「攻撃」が話者・文脈ともに主効果がみられ($F_s(1, 337) = 7.09 \sim 26.49, p < .01, \eta_p^2 = .02 \sim .07$)、いずれも、「AI」のほうが「人」より、あるいは「非感情」の方が「感情」よりも高いことが示された。また、「抑うつ」および「社会的共有」に関しては話者の主効果がみられ($F_s(1, 337) = 7.02 \sim 15.58, p < .01, \eta_p^2 = .02 \sim .04$)、「抑うつ」では人の方が、「社会的共有」では AI の方が高いことが示された。「プレゼント相談」に関しては、「敵意」「社会的共有」「攻撃行動」に話者・文脈ともに主効果がみられ($F_s(1, 337) = 3.90 \sim 59.16, p < .05, \eta_p^2 = .01 \sim .15$)、「AI」の方が「人」より、あるいは「非感情」の方が「感情」よりも高いことが示された。すなわち、想定していた文脈との交互作用はみられず、AI サービス失敗の方が怒りや攻撃行動を高めることが示された。この結果について、AI の判断は人よりも公正と感じるという先行研究(Choi & Chao, 2024)に見られるように、場面によらず、相談事で適切に判断できなかった AI に対してより一層怒りが高まった可能性が考えられる。

クレーム対応に関しては、「敵意」に文脈の主効果($F(1, 337) = 3.84, p = .051, \eta_p^2 = .011$)がみられ、感情の方が高かった。また、「社会的共有」に話者の主効果($F(1, 337) = 3.14, p = .078, \eta_p^2 = .009$)がみられ、人の方が高かった。加えて、「攻撃行動」において交互作用が有意傾向であり($F(1, 337) = 3.32, p = .070, \eta_p^2 = .010$)、単純主効果検定を行った結果、サービス利用者の感情に配慮すべき場面で見当違いな対応をされた時、人のほうが高いことが示された。これは、仮説を一部支持しており、感情的場面では人間に感情理解を期待しており、その期待が裏切られたときに「攻撃行動」という怒り表出をすることが示された。

主要引用文献

Choi, J., & Chao, M. M. (2024). For me or against me? Reactions to AI (vs. Human) decisions that are favorable or unfavorable to the self and the role of fairness perception. *Personality and Social Psychology Bulletin*, Advance Online Publication.

(なかた ひなこ, まえだ ひろみつ)

Table 1 各指標の記述統計量

		転職相談		クレーム対応		プレゼント相談	
		感情	非感情	感情	非感情	感情	非感情
		M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)
敵意	人	2.67 (0.94)	3.01 (0.88)	4.23 (0.70)	3.94 (0.83)	2.16 (0.98)	2.55 (0.98)
	AI	3.05 (0.97)	3.26 (1.02)	3.98 (0.88)	3.92 (0.93)	2.87 (1.01)	3.07 (0.98)
抑うつ	人	3.23 (1.01)	2.96 (0.91)	2.92 (0.98)	2.84 (0.98)	2.43 (1.14)	2.45 (1.04)
	AI	2.84 (1.13)	2.76 (1.03)	2.76 (1.30)	2.90 (1.04)	2.28 (0.99)	2.36 (1.05)
社会的共有	人	2.70 (1.28)	2.76 (1.33)	4.25 (1.00)	4.15 (1.01)	2.10 (1.12)	2.41 (1.07)
	AI	3.17 (1.29)	3.39 (1.16)	4.01 (1.09)	3.99 (1.08)	3.07 (1.23)	3.25 (1.17)
攻撃行動	人	2.68 (1.13)	3.18 (1.21)	4.74 (0.61)	4.51 (0.81)	2.22 (1.17)	2.67 (1.07)
	AI	3.46 (1.21)	3.73 (1.22)	4.50 (0.86)	4.57 (0.67)	3.18 (1.21)	3.60 (1.09)

セルフライセンシング効果によるリスク志向の高まりが ギャンブル行動に及ぼす影響

○# 東原咲都¹・前田洋光²

(¹京都橘大学健康科学部心理学科・²京都橘大学総合心理学部)

キーワード：セルフライセンシング効果、ギャンブル、無謀な賭け、リスク志向

目 的

現在、カジノなどの様々なギャンブルでの無謀な賭けによって破滅を迎えてしまうことが問題になっている。本研究では、こうしたギャンブルにおける無謀な賭けの生起過程として、「セルフライセンシング効果」から検討していく。セルフライセンシング効果とは、事前のいわゆる“徳の高い”行動が免罪符となり、その後の快楽的選択の罪悪感を低減するものである(Khan & Dhar, 2006)。

Khan & Dhar (2006)では、シナリオによって地域奉仕活動をしている場面を想起させると、その機会が無かった群と比べて、機能的な商品よりも贅沢な商品を選択することが示された。この結果は、事前に徳の高い行動を想起させることが、よりリスクのある行動、つまりより衝動的な行動を引き起こすことを示している。本研究では、セルフライセンシング効果によってもたらされる結果変数をギャンブル行動に拡張し、他者に対する有益な行動がライセンスの獲得となり、よりリスクの高いギャンブル行動が生起するかを検討する。

仮説 1 ライセンスの獲得は、その後のギャンブル課題でより一層無謀な賭けを行うだろう。

仮説 2 ライセンスの獲得は、リスク志向の高まりを介してギャンブル行動を促進するだろう。

方 法

実験参加者 2025年7月3日から7月21日にかけて、京都橘大学の学生44名(男性20名、女性24名; $M_{age} = 20.5$, $SD_{age} = 0.87$)を対象に実験を行った。本実験ではライセンスの有無を参加者間で操作し、ランダムに割り当てた。

ライセンス獲得の操作 ライセンス獲得は、架空の高校生からの相談をSlackで回答するということによって操作した。具体的に、ライセンス獲得あり群では「京都橘大学総合心理学部に入学したい」という相談について、高校生から授業内容等のいくつかの質問について返答を求められ、最終的にその高校生から強い感謝の意が示されるというものであった(10分程度)。ライセンス獲得なし群では「京都橘大学について知りたい」という相談について、一般的な質問について返答を求められ、最終的にその高校生から感謝の意を示されないというものであった(5分程度)。

ギャンブル課題 本実験で用いたギャンブル課題は、裏向けに並べた8枚のトランプを、1枚ごとにめくるか意思決定させ、ジョーカーが出ると負けになるというものであった。この課題は1枚表向けごとに報酬が20円から1280円まで倍増していく仕組みになっていた。ジョーカーを引くと罰として20円につき1枚のデータ入力を行ってもらったと教示し、ジョーカーを引く前にストップした場合は、その時点での得た報酬分を手に入れることができると伝えたが、実際には報酬と罰は行わなかった。またジョーカーの位置は実験者、参加者の順にトランプを切って決めると教示したが、ジョーカーは入れていなかった。このトランプをめくった枚数を本研究ではギャンブル行動と位置づけた。なお、本研究では金銭の取引を行っているが、実際に

金銭の取引は行わないものとし、金銭の代わりにギャンブル行動の2分の1の数のチョコレート報酬として渡した。

手続き 本実験は「パーソナリティとギャンブル行動の関連性」という嘘の実験目的を伝え、同意書を記入してもらった。その後上記の相談役は実験者が演じ、課題終了後質問紙の回答を求めた。まずライセンス獲得の操作チェックとして独自に作成した「有益性評価」3項目($\alpha = .870$)を質問した。ギャンブル行動の個人差としてリスク志向評価6項目など、森泉・臼井(2011)のリスクテイキング行動尺度のうち、「ギャンブル志向性」5項目で構成され、「1.まったくそうおもわない」から「7.非常にそう思う」までの7段階で質問した。質問紙の回収後デブリーフィングを行い、再度同意書を記入してもらい実験終了とした。

結 果・考 察

「有益性評価」について t 検定を実施したところ、ライセンス獲得条件間で有意差は認められなかった($t(42) = 1.05$, $p = .30$, $d = .316$)。よって以降の分析では、前記の条件操作ではなく、「有益性評価」を独立変数として分析を行うこととした。

本研究では、「有益性評価」が「ギャンブル行動」に与える影響において、「リスク志向評価」が媒介するモデルの検討を実施した。さらに、ギャンブル行動には個人差が大きいので、「大金をギャンブルにつぎ込む人の気持ちがわかる」の項目を取り上げ、「ギャンブル志向性」が先の媒介モデルを左右する可能性を考慮し、調整媒介分析を実施した(Figure 1)。その結果、「ギャンブル志向性高群」において、「ギャンブル行動」に対する「有益性評価」の直接効果は有意であった($\beta = .650$, $p = .028$)。「リスク志向評価」を投入すると「有益性評価」のパス係数の値は減少した($\beta = .206$, $p = .394$)。ブーストラップ法(標本数=2000)を用いて間接効果の検定を行ったところ、95%信頼区間[0.010, 0.433]であり、0を含まなかったため、有意な媒介効果が確認された。その一方ギャンブル志向低群においては、ギャンブル行動に対する有益性評価の影響が認められなかった。

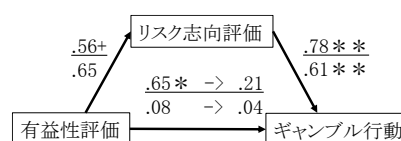
すなわち、ライセンスの獲得がその後のギャンブル行動をよりリスク志向にさせるという仮説は、もともとギャンブルを行う人へのみ支持された。

引用文献

Khan, U., & Dhar, R. (2006). Licensing effect in consumer choice. *Journal of Marketing Research*, 43, 259-266.

(ひがしはら さと, まえだ ひろみつ)

Figure 1 有益性評価がリスク志向評価を媒介して枚数に及ぼす影響



注1) 上段はギャンブル志向性高群、下段はギャンブル志向性低群を示す。
注2) $+p < .10$, $* < .05$, $** < .01$ を示す。

自己開示場面における被開示者の関係認識に関する研究

—言語反応の傾向・自己分化度・問題の解決度合いに着目して—

○篠本純¹・森田健一²

(¹帝塚山大学大学院心理科学研究科・²帝塚山大学心理学部)

キーワード：自己開示，被開示，言語反応，自己分化度，問題解決場面

目 的

自己開示は信頼や親密さを築く重要なコミュニケーション手段である一方、繰り返されるネガティブな自己開示は、被開示者に悪影響を及ぼす可能性もある。蓑崎・佐々木（2006）は、ネガティブな自己開示を受けた際に被開示者の生理的・心理的反応が強まることを示した。しかし、ネガティブな自己開示が繰り返される場面での被開示者への影響、またその影響に被開示者側の要因（反応特性や個人特性）がどのように関与するのかは、十分明らかでない。川瀬（2008）は、反応の傾向が被開示者の感情の強さと関連することを示し、また工藤（2017）は自己分化度が低い人は、他者の自己開示に感情的に過剰に反応することがあり、感情的な影響に圧倒された場合、開示内容に対してネガティブな影響を受けやすい可能性があることを示した。さらに、開示内容の問題解決度合いも、被開示者の評価や負担感に影響を与える可能性がある。開示者がネガティブな話題を繰り返すことで、被開示者は自己の有用性を感じにくく、開示者との関係性への疑念を抱くと考えられる。

以上より、本研究の目的は、ネガティブな自己開示が繰り返される場面において、被開示者がどのように関係性を認識するかを、被開示者の言語反応傾向、自己分化度、開示内容の問題解決度合いの3点から検討することとする。

方 法

調査対象者 大学生・大学院生100人（男性28名、女性72名、 $M = 21.07$, $SD = 1.58$ ）を対象とした。

手続き 被開示者の言語反応傾向や自己分化度を測る項目を実施した後、相談事が解決に向かう場合と向かわない場合の動画のいずれかを、視聴するよう依頼した。動画視聴後に、開示後の関係性の認識について回答を求めた。調査実施にはGoogle formsを用いた。

質問紙の構成 1) 基本的なデータ 性別、年齢

2) 被開示者の言語反応傾向 聞き手の言語反応カテゴリー（川瀬，2008）の「アドバイス」「激励」「質問」「感情表出」「共感」「自己開示」

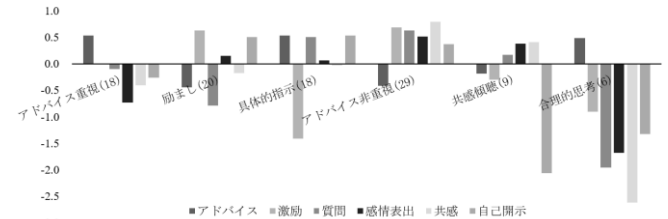
3) 自己分化度 大学生用自己分化度尺度（工藤，2017）

4) 開示後の関係性の認識 自己有用感尺度（石本，2010），自己開示後の関係尺度（泉谷，2012）のうち「信頼に基づく素直さ」「よそよそしさ」の2因子，友人関係満足尺度（姜・南，2014）のうち「意思疎通満足」「相互受容・理解満足」「関係維持満足」の3因子
いずれの項目も5件法で回答を求めた。

結 果

被開示者の言語反応の組み合わせを検討するため、階層的クラスター分析を行った（Figure 1）。クラスターと条件の2要因分散分析を行った結果、よそよそしさにおいて、クラスターと条件の交互作用が有意であった（ $F(5) = 2.62$, $p < .03$ ）。下位検定の結果、合理的思考群における条件の単純主効果が有意となり（ $F(1) = 6.67$, $p < .01$ ），解決に向かう条件の方が解決に向かわない条件よりもよそよそしさが高かった。

Figure 1 クラスター分析による各言語反応の組み合わせ



被開示者の自己分化度による影響を検討するため、自己分化度と条件を説明変数、開示後の関係性への認識を目的変数とし、重回帰分析を行った結果、よそよそしさにおいて、自己分化度と条件の交互作用が有意傾向を示し、交互作用が負の影響を与えることが確認された（ $R^2 = .05$; $b = -.35$, $\beta = -.18$, $t(96) = -1.79$, $p < .08$ ）。単純傾斜の検定を行ったところ、自己分化度高群では、解決に向かわない条件がよそよそしさを高めることが確認された（ $b = .64$, $\beta = .25$, $t(96) = 2.32$, $p < .02$ ）。自己分化度低群では、条件の効果が見られなかった（ $b = .06$, $\beta = .03$, $t(96) = 0.22$, $p < .83$ ）。また、関係維持満足において、自己分化度の負の効果が有意であった（ $R^2 = .11$; $b = -.28$, $\beta = -.30$, $t(96) = -3.10$, $p < .01$ ）。

考 察

各クラスターと条件の分散分析を行った結果、合理的思考群において、解決に向かう方が解決に向かわないよりもよそよそしさが高いことが確認された。下斗米（2000）は、対人関係における役割期待の重要性を述べている。合理的思考者は論理性や目標志向性を重視し、問題を解決することを自身の対人的役割と見なしているため（楠見，2018），開示者の問題が解決に向かうと、話を聴く役割が実行できなくなり、自分が必要でなくなっていく（よそよそしい）状況を感じた可能性が考えられる。

自己分化度と条件の重回帰分析を行った結果、自己分化度高群は、解決に向かう条件よりも解決に向かわない条件の方が、よそよそしさが高く、自己分化度低群は、条件による影響はほぼ見られないことが確認された。自己分化度が高い人は、単純に対人関係を軽視した自分本位の傾向があり（工藤，2017），問題解決に向かっていないことに、よそよそしさを感じたと考えられる。一方で、自己分化度が低い人は、対人関係における未分化から融合関係に陥りやすく思考が感情に圧倒されやすいため（小林・安藤，2023），開示者の気持ちになって考えることが多く、問題が解決に向かうかどうかに関わらず、よそよそしさに差が見られなかったと考えられる。また、関係維持満足において、工藤（2020）は、自己分化度の高い人は、対人関係の維持のみに埋没したりするようなものではないと述べている。ストレスフルな状況において、情動と思考のいずれも適切に機能させ、その状況に対処するため、問題解決の結果に関わらず、ネガティブな自己開示を繰り返す場面では、関係維持の優先度が下がる傾向がみられたと考えられる。

（しのもと じゅん，もりた けんいち）

女子大学生における心理的距離，社会的スキルおよび特性シャイネスの関連について

○福武紀子¹・井松下正輝²・井山田尚子²
(¹甲南女子大学大学院人文科学総合研究科・²甲南女子大学心理学部)

キーワード：心理的距離，社会的スキル，特性シャイネス，母娘関係，女性同士

目 的

本研究では，自己と他者の関係性における主観的な結びつきの強さや親密さの度合いを表す概念として心理的距離に注目した。先行研究では親子や友人など，対象による心理的距離の差異が検討されているが，どのような個人要因が心理的距離の構築あるいは維持に影響を及ぼしているのかは明らかにされていない。そこで本研究では，円滑な対人関係構築に寄与すると考えられる社会的スキル，対人交流を抑制すると考えられる特性シャイネスを用いて，心理的距離との関連を検討する。

方 法

調査対象者 女子大学生 170 名（平均年齢 19.26 歳）。

手続き Google フォームを用いて作成した質問票により実施した。質問票への回答は匿名であることを明記し，研究協力者の自由意思に基づき回答を依頼した。

尺度構成 金子（1989）によって作成された 10 項目の心理的距離尺度を用いて，研究協力者にとつての「顔見知り程度の女性」「XXXX 大学内で最も親しい友人」「母親」という 3 つの対象に対する心理的距離を測定した。菊池（2007）によって作成された KiSS-18 尺度を用いて，社会的スキルを測定した。本尺度は Goldstein et.al.（1986）のリストを基に，菊池が構成した全 18 項目から構成されている。相川（1991）によって作成された日本語版特性シャイネス尺度を用いて，特性シャイネスの程度を測定した。本尺度は 16 項目から構成されており，合計点が高いほど，Leary（1986）が定義する社会的不安という情動状態と对人的抑制という行動特徴を持ちやすい，すなわち特性シャイネスが高いことを示す。使用した尺度は全て，5 件法で回答を求めた。

本研究は，甲南女子大学大学院倫理審査委員会の承認を得て実施した（受理番号：2025021）。

結 果

母親・学内で最も親しい友人・顔見知り程度の女性のいずれかを想定して測定した心理的距離尺度得点，KiSS-18 尺度得点と特性シャイネス尺度得点の相関分析を行った（Table1）。

Table 1. 尺度得点の相関分析

	母親への 心理的距離	友人への 心理的距離	顔見知り程度への 心理的距離	KiSS-18 尺度得点
	<i>r</i>	<i>r</i>	<i>r</i>	<i>r</i>
母親への心理的距離	---			
友人への心理的距離	.175*	---		
顔見知り程度への心理的距離	.098	.129	---	
KiSS-18 尺度得点	-.267**	-.175*	-.296**	---
特性シャイネス尺度得点	.149	.151*	.254**	-.75**

** $P < 0.01$, * $P < 0.05$

その結果，母親への心理的距離に近いほど，最も親しい友人への心理的距離も近く傾向が認められた。また，心理的距離に近い場合，社会的スキルは低く，特性シャイネスはやや高くなる傾向が見られた。さらに，最も親しい友人

への心理的距離に近いほど，顔見知り程度の女性への心理的距離も近くなる傾向が示された。この場合も，社会的スキルは低く，特性シャイネスは高くなる傾向が認められた。顔見知り程度の女性への心理的距離に近い場合，社会的スキルは低く，特性シャイネスは高くなる傾向が見られた。また，社会的スキルが高いほど，特性シャイネスは低くなる傾向が示された。

それぞれの心理的距離尺度得点を従属変数，KiSS-18 尺度得点と特性シャイネス尺度得点の 3 因子を独立変数とした重回帰分析（強制投入法）を行った（Table2）。

Table 2. 心理的距離を目的変数とする重回帰分析結果

	母親への 心理的距離		友人への 心理的距離		顔見知り程度への 心理的距離	
	β	<i>t</i>	β	<i>t</i>	β	<i>t</i>
社会的スキル	-0.35**	-3.15	-.14	-1.23	-.24*	-2.15
特性シャイネス	-.12	-1.03	.05	.39	.07	.66
調整済み R^2	.066		.02		.079	

** $P < 0.01$, * $P < 0.05$

その結果，母親および顔見知り程度の女性に対する心理的距離においては，社会的スキルとの間に有意な負の関連がみられたが，特性シャイネスとの関連は確認されなかった。一方，学内で最も親しい友人に対する心理的距離については，社会的スキルおよび特性シャイネスのいずれとも有意な関連は認められなかった。

考 察

相関分析の結果から，社会的スキルと特性シャイネスには逆相関があり，対人場面で柔軟な対応力を持つ人ほど，対人不安が少ないことが示唆された。

重回帰分析の結果から，社会的スキルが高い個人は他者をより親密に感じやすく，心理的距離を近く評価しやすい可能性が示唆された。一方，最も親しい友人に対する心理的距離において社会的スキルとの関連がみられなかったことから，既に信頼関係が築かれている場合には安心感が重視されるため，社会的スキルが心理的距離に直接関与しない可能性が考えられる。また，特性シャイネスについては，どの関係性においても心理的距離との明確な関連が見られなかったことから，対人不安の傾向が主観的な親密感に必ずしも結びつかないことが示唆された。

特性シャイネスは感情や行動の特徴を含む多面的な概念であることから，心理的距離という主観的な感覚との関連は限定的であることが考えられるため，今後の課題として検討する必要がある。また，個人的要因が心理的距離の構築や維持に及ぼす影響は，これまで築かれてきた関係性によって異なる可能性があるため，今後の課題として検討する必要がある。

（ふくたけ のりこ，まつした まさてる，やまだ なおこ）

ダンスの授業における心理的効果

—レジリエンスに着目して—
向出 章子
(奈良リズム・ダンス療法研究所)

キーワード：ダンス，レジリエンス，交流，問題解決

問題と目的

複雑かつ多様な現代社会はストレスが多く、不適応状態や不安・抑うつに陥ることも少なくない。このような状況から回復するという心理的特性であるレジリエンスが注目されている。レジリエンスとは、「ストレスフルな状況でも精神的健康を維持する、あるいは回復へと導く心理的特性」（石毛・無藤，2006）と定義されている。北島（2012）は、教育におけるダンスの心理的効果として、ストレスマネジメントが不安・抑うつ気分の低減等を挙げている。高橋・山本（2016）は、ダンスの授業において、即興表現や他者との関わりを大事にした問題解決的な指導法が、レジリエンスを高めるために有効であることを示唆している。

そこで本研究は、レジリエンスに着目し、ダンスの授業を通じたレジリエンスの効用およびダンスの好嫌によって差が見られるかについて検討することを目的とする。

方法

調査対象：介入群＝A女子大学教育学科1年生187名，統制群＝B大学教育学部2年生34名

調査時期：20XX年9月～20XX+1年1月

調査内容：ダンスの授業を7回実施した。授業内容は、即興表現12回，即興的作品創作2回，リズムダンス6回，民謡ソーラン節1回で，遊びの要素を含み，毎時間異なるグループ構成とした。質問紙調査は，レジリエンス尺度（石毛・無藤，2006）を用いた。この尺度は，問題解決への意欲，内面の共有を求める傾向や物事をポジティブに捉える傾向を表している。今回は自ら問題を解決しようとする自立的な傾向の「意欲的活動性」から7項目を用いた。項目例として，「難しいことでも解決するために，色々な方法を考える」「失敗してもあきらめずにもう一度挑戦する」「つらい経験からも，学ぶことがあると思う」「困ったことが起きても，必ず解決の方法があると思う」等である。質問紙調査は，ダンスの授業前・後に実施した。評価は，「4..とてもあてはまる」から「1.まったくあてはまらない」とする4件法で行った。倫理的配慮として，質問紙への回答は成績に関係しないこと，個人情報保護されること，調査への参加は任意であることを説明して実施した。

結果と考察

1. レジリエンス尺度の授業後の変化

ダンスの介入の有無（介入群・統制群）×時期（授業前後）を独立変数，レジリエンス尺度得点を従属変数とする分散分析を行った。その結果，交互作用が有意（ $F(5, 215) = 5.63, p < .001$ ），介入群の時期の主効果は， $F(1, 215)$

$= 108.16, p < .001$ であり，授業後においてレジリエンス尺度得点の有意な上昇が示された。一方，統制群におけるレジリエンス尺度得点は授業前・後に変化は見られず，授業後では，介入群よりも有意に得点が低かった（ $p < .01$ ）。この結果より，ダンスの授業が学生のレジリエンス向上に寄与した可能性が示された。その背景には，学生同士の交流を通じて，言葉を介さずに動作のタイミングを即時に調整する即興表現の過程や，意欲的に課題解決を図ろうとする過程が，レジリエンスの態度形成に関与したと考えられる。

2. ダンスの好嫌による比較

群（ダンスが好きな群・嫌いな群）×時期（授業前後）を独立変数，レジリエンス尺度得点を従属変数とする分散分析を行った。その結果，交互作用は有意ではなく，時期の主効果は， $F(1, 185) = 82.66, p < .001$ であった。すなわち，ダンスの好嫌にかかわらず，いずれの学生においても授業後に有意な得点の上昇が確認された。本授業は，日常的な動作を取り入れた遊び的要素を含む活動が多かった。そのため，ダンスの技能に左右されず抵抗なく参加できる特徴を有していた。そのため，学生は友人と協働して多様な動きを楽しみながら，意欲的に創作・発展させる過程を経験したことがレジリエンスの向上に寄与したと推察される。特に，グループ活動においては，意見を出し合いながら課題解決の経験が肯定的に作用した可能性が高い。ただし，介入群と統制群，ダンスの好嫌の人数に偏りが見られたため，得られた知見は限定的であり，今後はサンプルの均衡を考慮して検討する必要がある。

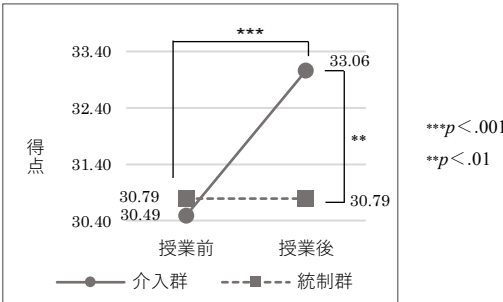


図1 介入群と統制群における授業前後の得点変化

引用文献

- 石毛みどり・無藤隆（2006）中学生のレジリエンスとパーソナリティとの関連，パーソナリティ研究，14，266-280。
北島順子（2012）教育現場におけるダンス・ムーブメントセラピー，ダンスセラピーの理論と実践，ジアース教育新社。
高橋和子・山本 光（2016）レジリエンスを高めるダンスの有効性に関する研究，大学生および教員を対象として，日本女子体育連盟学術研究，32，1-16。

（むかいで しょうこ）

表3 ダンスの好嫌における2要因分散分析の結果

	好きな群 (n=131)		嫌いな群 (n=56)		主効果		
	授業前	授業後	授業前	授業後	群	時期	交互作用
	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	F値 (η^2)	F値 (η^2)	F値 (η^2)
レジリエンス	30.40 (3.90)	33.19 (4.28)	30.70 (4.12)	32.77 (4.26)	0.01 (0.00)	82.66*** (0.31)	1.79 (0.01)

*** $p < .001$

死後組織の研究利用は日本で受け入れられるのか？

— RAP と臓器移植の比較 —

○藤原優輝

(京都大学高等研究院ヒト生物学高等研究拠点 ASHBi)

RAP, 臓器移植, 社会的受容, 死生観

背景

Rapid Autopsy Program (RAP) はヒトの死後数時間以内の組織を研究用に採取するプログラムで、アメリカではがん研究等の分野で成果を挙げている (Hooper, 2021)。日本での実践例は少なく、日本社会で受容されるかを把握する必要がある。死後組織利用の受容は、文化的価値観や宗教観と密接に関連し、各国で特有の倫理的・実践的課題が指摘されている (Nuffield Council on Bioethics, 2011)。

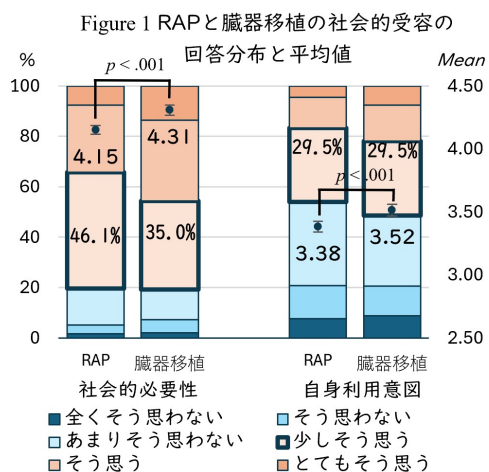
本研究では、社会的受容を「社会的必要性」「自身利用意図」の2側面から評価し、受容の程度と関連要因を検討する。検討の際には、日本国内ですでに実施されている臓器移植を比較対象として取り上げる。

方法

2025年1月、一般市民(20~79歳)を対象に、Web調査会社を通じて実施した($n = 3102$)。各方法の名称は伏せた状態で説明のみを提示し、各方法に対する社会的受容(「社会的必要性」「自身利用意図」、各6件法)と関連要因(性別、宗教、死生観尺度(平井他, 2000)、医学への信頼、事前知識、医学発展寄与認知)を測定した。いずれも当てはまりが強いほど高得点になるよう得点化した。

結果

社会的受容の回答分布と平均値をFigure 1に示す。社会的必要性では肯定的な回答割合は両方法で約80%であったものの、「少しそう思う」がRAPで46.1%、臓器移植で35.0%と中間的な回答が最も高い割合であった。対応のあるt検定の結果、社会的必要性はRAP($M = 4.15$, $SD = 0.99$)の方が臓器移植($M = 4.31$, $SD = 1.13$)より有意に低かった($p < .001$, $d = -.15$)。自身利用意図もRAP($M = 3.38$, $SD = 1.21$)の方が臓器移植($M = 3.52$, $SD = 1.32$)より有意に低かった($p < .001$, $d = -.10$)。しかし、いずれの効果量も.20未満であり、実質的な差は限定的であった。次に社会的受容の2項目を目的変数とし、関連要因を説明変数とした重回帰分析を行った(Table 1)。いずれも決定係数は有意であった。



AP ($M = 3.38$, $SD = 1.21$) の方が臓器移植 ($M = 3.52$, $SD = 1.32$) より有意に低かった ($p < .001$, $d = -.10$)。しかし、いずれの効果量も.20未満であり、実質的な差は限定的であった。次に社会的受容の2項目を目的変数とし、関連要因を説明変数とした重回帰分析を行った (Table 1)。いずれも決定係数は有意であった。

- ・「医学発展寄与認知」が最大の正の関連要因
- ・「自身利用意図」は男性の方が女性に比べ高得点
- ・「死への恐怖」は「社会的必要性」では正の関連を示すが、「自身利用意図」では負の関連

Table 1 各方法の社会的受容に対する重回帰分析結果

変数名	社会的必要性		自身利用意図	
	RAP	臓器移植	RAP	臓器移植
男性ダミー	-.013	-.028	.082 ***	.062 ***
信仰宗教なしダミー	-.011	.021	-.003	.016
死生観(7因子)				
死後の世界観	-.046 **	-.011	-.016	-.019
死への恐怖	.077 ***	.105 ***	-.140 ***	-.077 **
解放としての死	.043 **	.061 ***	.069 ***	.065 ***
死からの回避	-.054 **	-.088 ***	.083 ***	.045
人生における目的意識	.016	-.009	.081 ***	.086 ***
死への関心	.020	-.014	.076 ***	.072 ***
寿命観	.037	-.020	.016	-.002
医学への信頼	.088 ***	.085 ***	-.035	-.037
事前知識	.094 ***	.230 ***	.095 ***	.104 ***
医学発展寄与認知	.592 ***	.533 ***	.406 ***	.429 ***
調整済みR ²	.454 ***	.518 ***	.234 ***	.256 ***

数値は標準化偏回帰係数を示す。*** $p < .001$, ** $p < .01$

考察

本結果から、①RAPが臓器移植と同程度の社会的受容を得られる可能性、②RAPと臓器移植の社会的受容の関連要因のパターンが概ね共通、③RAPの社会的必要性は肯定的な中間層が最多、④医学発展への寄与認知は社会的受容を促進、⑤社会的受容の2側面で受容の程度が異なる、⑥死への恐怖は社会的受容の2側面で方向の異なる関連、⑦「自身利用意図」は男性が高いことが示された。

①、②からRAPが日本社会で受容される可能性は高い。研究利用か、他者の命を救うためかという目的に違いはあるものの、死後の組織や臓器を利用するという大きな枠組みは共通すると理解された結果と考えられる。一方で③、④からRAPの社会的受容は現段階では流動的である。中間=判断保留層の割合は高く、RAPが医学発展にもたらす成果の広がりとともに、医学研究への不信感や嫌悪感によって日本社会における受容は変化する可能性がある。⑤、⑥、⑦からは社会全体を考慮の態度と個人の利用意図は必ずしも一致しないNIMBY (Not In My Back Yard) 現象および、家族内の意思対立が死後組織利用においても起こることが示唆される。死後組織利用の意思登録には本人・家族・医療者による熟慮的自己決定の必要性が再確認された。

付記

本研究は上廣倫理財団からの資金援助を受けて実施されました。

引用文献

- 平井啓他 2000. 死生観に関する... 死の臨床, 23, 71-76.
- Hooper J. E. 2021. Rapid Autopsy Programs and Research Support.... *AJSP: reviews & reports*, 26, 100-107.
- Nuffield Council on Bioethics. 2011. *Human bodies: Donation for medicine and research*. Nuffield Council on Bioethics.
- (ふじわら ゆうき)

事例集に見るスクールカウンセラーの実践活動について

ーテキストマイニングによる考察ー

○ 杉田 貴行 (まるとケアプランセンター 主任介護支援専門員)

キーワード：ケアマネジメント、カウンセリング、事例、テキストマイニング

目的

スクールカウンセラーが学校に導入されたのは1995年である。当時の文部省（現文部科学省）が「スクールカウンセラー活用調査研究委託事業」を創設して、全国154校にスクールカウンセラーを配置したことが始まりである。いじめの深刻化や不登校児童生徒の増加など、児童生徒の心の内面と関係するいろいろな問題が発生していることを前提として、児童生徒の抱える心の問題を受容し共感し、さらには理解して、学校におけるカウンセリング機能の充実を図り、臨床心理学の専門的な知識・経験のある外部の対人援助専門職の登用が求められたのである。スクールカウンセラー活用によって期待される効果としては、心身の不調が原因で不登校や引きこもりなどに至ってしまう前に、児童生徒の心の悩みや苦痛の原因を早期発見できることなどが挙げられる。

スクールカウンセラーが本人に寄り添い、協働して対応することで、不登校などの長期欠席せざるをえない状態に至る前に、心身の状態を回復させることなどが期待されるのである。

本報告では、事例集に見るスクールカウンセリングの実践事例に関して、テキストマイニングの手法を用いて整理し検討したものである。

方法

本報告ではスクールカウンセラーの実践活動を記録した事例集である「令和4年度 スクールカウンセラー等活用事業 実践活動事例集(文部科学省 令和5年 全331ページ)」をテキストとして用い、テキストマイニングの手法を用いて、スクールカウンセラーの対人援助に関する実践活動について検討することとした。分析に使用する品詞として、「名詞」「サ変名詞」「強制抽出名」を選択した。それぞれの出現数300以上をデータとして採用し、テキストマイニングソフトKH Coder (Ver.3. beta. 03d)を利用して、対応分析、多次元尺度構成法(3次元)、クラスター分析、共起ネットワークなどの方法を用いて分析を実施した。なお、出現数が300以上であっても他の語との結びつきがない場合は自動的にデータから排除された。

倫理的配慮として、本報告は、公刊された論文をデータとして利用することにより調査を実施したものである。また、利益相反のないこと確認し、記述内容の取扱いに関しては日本心理臨床学会学会研究倫理指針「学会発表」の規程を遵守した。

結果

今回のデータは、総抽出語数(使用)185165(72008)、異なり語数(使用)6038(4181)であり、集計単位としてのケース数は、文14303、段落11104、文書数の平均16.20、文書数の標準偏差80.44、出現回数の平均17.22、出現回数の標準偏差94.30であった。

対応分析の結果からは、「課題」「内容」「中学校」「小学校」以外のほとんどの語が原点付近に位置している状況が確認された。多次元尺度構成法(3次元)では「スクールカウンセラー」「児童生徒」「カウンセリング」が空間上の位置としてはそれぞれ離れていることが認められた。クラスター分析では、「スクールカウンセラー」と「活用」、「SC」と「配置」「事例」などが結びつきのあることが見られた。共起ネットワークにおいては、「スクールカウンセラー」、「SC」の結びつきは強いが、それらと「カウンセリング」や「児童生徒」などとの結びつきは強くないことが示された。

考察

スクールカウンセラーとは、心理についての専門性を持ち、学校において、児童生徒が抱えるさまざまな課題に関して、解決のための助言や指導などを実施する。本報告の結果にも見られるように、助言や指導の対象は、児童生徒のみでなく、教職員も含まれる。スクールカウンセラーが扱う課題は、いじめ、暴力や不登校のほか発達の課題や精神科領域の課題、家庭環境や親子関係の課題など多岐にわたると想定される。すなわち、スクールカウンセラーは、児童生徒の学校生活に関わる広範囲な相談を実施していると考えられる。また、本報告の結果にもあるように、児童生徒が相談するだけでなく、担任教諭と一緒に相談に参加する場合や、教職員のみがスクールカウンセラーに相談する場合も想定された。

本報告の結果から見て、スクールカウンセラーは、自主的に相談を申し込んでくる児童生徒の相談に応じるだけでなく、教職員に対しても心のケアを実施していることが見て取れた。スクールカウンセラーは、心理についての専門家であり、教職員が学校において疲弊している状況で、予防的なアドバイスやカウンセリングの実施なども実施していると推測された。また、スクールカウンセラーは外部から派遣される対人援助専門職であるため、相談する児童生徒や教職員などにとって、まったくの第三者であるといえるかもしれない。学校生活における人間関係の枠組みから離れた場の方が、安心して相談しやすいという状況も考えられる。本報告の結果から、児童生徒とカウンセリングを実施して、本人の不安な気持ちにも寄り添いながら、児童生徒への接し方や言葉かけに関して、教職員に具体的な助言を実施している状況も示唆された。スクールカウンセラーが常駐している学校も一部にはあるが、多くの場合は非常勤として配置され、週1回程度の勤務状況も存在する。それでも、スクールカウンセラーは教職員の不安な気持ちに寄り添いながら、協働して児童生徒の支援をしていることが理解された。

すぎた たかゆき

いじめ被害・加害経験が被害者への有責性意識に及ぼす影響

—シャーデンフロイデと性別の調整効果—

○堀 孝司¹・福井義一²

(¹ 甲南大学大学院人文科学研究科・² 甲南大学)

キーワード：いじめ被害者への有責性意識，シャーデンフロイデ，いじめ被害・加害経験

目 的

いじめは、その社会的関心の高さにもかかわらず、依然として学校現場において解決困難な問題のままであり、心理学の観点からも有効な解決手段に乏しいのが現状である。いじめの解決を妨げる一因に、「いじめられる側にも問題や責任がある」という被害者への有責性意識（竹川, 2002）が、周囲からの支援（大野, 1996）や、被害者自身の援助希求を抑制する点が挙げられる。いじめの解決には、いじめ被害者への有責性意識を左右する心理的要因を特定し、その変容を目指す必要がある。

いじめ加害経験を有する男性は、いじめ被害者の責任割合を高く見積もることが分かっている（小山・福井, 2014）。加えて、これまでいじめ被害・加害経験がいじめ被害者への有責性意識に及ぼす影響において、性別以外にも、正当世界信念や罪悪感、統制の位置、社会的自己制御、自己関連づけ、レジリエンス、被虐待経験などの調整効果が検討されてきた（福井・堀, 2025; 福井・小山, 2017a-c; 小山・福井, 2016a, b, 2018）。

本研究では、さらなる調整変数の候補として、不運に見舞われた他者に対して生じる喜び感情（Smith, 2013 澤田訳 2018）に相当するシャーデンフロイデに注目した。実際、シャーデンフロイデはいじめ容認態度を強化する（澤田, 2009）。それゆえ、シャーデンフロイデに被害者への否定的な評価を正当化する働きがあると仮定するならば、いじめ被害・加害経験がいじめ被害者への有責性意識に及ぼす影響においても調整変数として機能する可能性がある。

そこで本研究では、いじめ被害・加害経験の有無がいじめ被害者への有責性意識に及ぼす影響におけるシャーデンフロイデと性別の調整効果を検討した。

方 法

調査協力者：平均年齢41.21歳（ $SD = 8.90$ ）の一般成人300名（女性150名）の協力を得た。データの一部には、一連の研究（福井他, 2022a, b, 2023a, b; 福井・堀, 2025; 堀・福井, 2023a-c, 2024, 2025; 堀他, 2022a, b, 2023a-d; Hori et al., 2023a, b など）と重複がある。

尺度構成：いじめ被害・加害経験の有無を2件法で測定した。シャーデンフロイデを、架空の人物が登場する2種類（平均・有利状況）のシナリオ（澤田, 2008）のいずれかに調査協力者を無作為に割り当てて測定した。いじめ被害者への

有責性意識を、小山・福井（2014）と同様に、被害者と加害者の責任割合が計100%になるように尋ね、前者の責任割合を角変換した値を用いた。なお、質問票には本研究では使用しない尺度も多く含まれていた。

手続き：クラウド・ソーシング・サービスを用いて、調査の趣旨や協力の任意性・匿名性などについて同意を得た後、Qualtrics を用いたオンライン調査を実施した。

倫理的配慮：第二著者の所属先のヒトを対象とした研究審査の承認を得た（承認番号 21-16）。

結 果

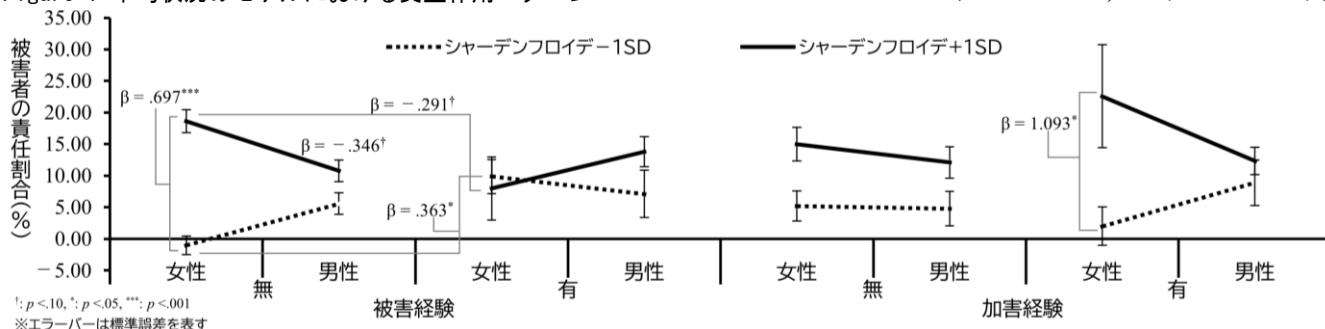
平均状況と有利状況で別にモデルを設定し、いじめ被害・加害経験の有無と性別、シャーデンフロイデ、さらにこれらの二次までの交相互作用項を独立変数とし、いじめ被害者の責任割合（角変換済み）を従属変数とした重回帰分析を実施した。その結果、いずれのモデルにおいても、シャーデンフロイデの主効果（平均状況： $\beta = .39$, 有利状況： $\beta = .30$, いずれも $p < .05$ ）が有意であった。加えて、平均状況のモデルにおいて、いじめ被害経験×シャーデンフロイデ×性別（ $\beta = .25, p < .01$ ）と、いじめ加害経験×シャーデンフロイデ×性別（ $\beta = -.33, p < .05$ ）の二次の交相互作用もそれぞれ有意であった。下位検定の結果、いじめ被害経験がない、またはいじめ加害経験がある女性において、シャーデンフロイデの得点が高い場合に、いじめ被害者の責任割合が高く見積もられることが分かった。Figure 1 に角変換前のいじめ被害者の責任割合について、交相互作用パターンを図示した。

考 察

本研究から、いじめ被害・加害経験の有無と性別が、いじめ被害者の責任割合に及ぼす影響において、平均状況で発生するシャーデンフロイデの調整効果が見出され、その効果は女性においてのみ見られることが分かった。従来の検討過程で女性におけるいじめ被害者への有責性意識に際立った特徴が見られなかったのは、シャーデンフロイデの高低で、いじめ被害者に対する責任の見積もりが正反対になることで、その効果が相殺されていたことに起因する可能性がある。一方、男性において、シャーデンフロイデの調整効果が認められなかったことは特筆に値する。いじめ被害者への有責性意識が強まる背景には、性別により全く異なる経路の存在が示唆された。

（ほり たかし，ふくい よしかず）

Figure 1 平均状況のモデルにおける交相互作用パターン



青年期の自己憐憫についての検討

—社会的比較志向性とセルフ・コンパッションの観点から—

○佐藤沙耶¹・森田健一²・益田啓裕³

(¹帝塚山大学大学院心理科学研究科・²帝塚山大学心理学部・³追手門学院大学心理学部)

キーワード 自己憐憫, 社会的比較志向性, セルフ・コンパッション

目 的

自身が不遇な状況に面した際に自己に対して抱く憐れみの感情や認知のことを、自己憐憫と呼ぶ(林田・佐藤, 2009)。自己憐憫は日常的に起こりうる、誰もが時折経験する感情的な反応である(Kahn, 1965)。自己憐憫には他者を意識した側面をもつため、自己概念の確立を促進させる社会的比較が自己憐憫に影響を及ぼすと考えられる。また、自己憐憫はセルフ・コンパッションと混同されやすい概念である。社会的比較志向性とセルフ・コンパッションの2つの概念と自己憐憫との相関関係や与える影響について検討することは自己憐憫の特性をより明確にすることに役立つと考えられる。本研究では、自己憐憫と社会的比較志向性及びセルフ・コンパッションの各変数間の関連を検討することを目的とする。社会的比較志向性が高い人ほど自己憐憫傾向は高く、社会的比較志向性が低い人ほど自己憐憫傾向が低くなると予想される。また、セルフ・コンパッションについては、肯定的側面である「自分へのやさしさ」、「共通の人間性」、「マインドフルネス」が高い人ほど自己憐憫は低くなり、否定的側面である「自己批判」、「孤独感」、「過剰同一化」が高い人ほど自己憐憫は高くなると予想される。

方 法

調査対象者 近畿圏の大学に所属する大学生134名(男性47名, 女性85名, その他1名, 回答しない1名, 平均年齢20.69歳, $SD=1.17$)を対象にアンケート調査を実施した。

調査内容 年齢, 過去のネガティブ経験についての自由記述, 自己憐憫尺度(10項目)(林田・佐藤, 2009), 社会的比較志向性尺度(11項目)(外山, 2002), セルフ・コンパッション尺度(26項目)(有光, 2014)であった。

結 果

自己憐憫に対する社会的比較志向性, セルフ・コンパッションの各因子に対するそれぞれとの相関を明らかにするため, 相関分析を行った。その結果, 社会的比較志向性($r(129)=0.35, p<0.01$), 自己批判($r(129)=0.39, p<0.01$), 孤独感($r(129)=0.66, p<0.01$), 過剰同一化($r(129)=0.54, p<0.01$)との間に正の相関が見られ, 自分へのやさしさ($r(129)=-0.21, p<0.05$), 共通の人間性($r(130)=-0.27, p<0.01$), マインドフルネス($r(129)=-0.22, p<0.05$)との間に負の相関が見られた。

社会的比較志向性とセルフ・コンパッションの各因子が自己憐憫にどのような影響を及ぼすのかを検討するため社会的比較志向性とセルフ・コンパッションの各因子を説明変数とし, 自己憐憫を目的変数として重回帰分析を実施した。その結果, セルフ・コンパッションの「孤独感」のみが自己憐憫を有意に予測していた($R^2=.45$; 孤独感: $b=0.45, SE=0.08, \beta=.57, t(115)=5.47, p=.000$)。社会的比較志向性, セルフ・コンパッションの「自分へのやさしさ」、「共通の人間性」、「マインドフルネス」、「自己批判」、「過剰同一化」では有意な影響が見られなかった。

Table 1 自己憐憫に影響を与える要因の重回帰分析

説明変数	自己憐憫
社会的比較志向性	.047
自分へのやさしさ	.105
自己批判	.086
共通の人間性	-.086
孤独感	.573 **
マインドフルネス	.132
過剰同一化	.102
R^2	.446 **

** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

考 察

分析の結果, 自己憐憫との相関関係についての仮説は支持された。重回帰分析を行ったところ, 孤独感が自己憐憫に影響を与えることが示唆された。Stober(2003)ですでに述べられているように, 孤独感が高い人ほど, 自己憐憫が生じやすいことが本調査においても明らかになった。自己憐憫を生じさせやすい人は, 自分自身の実際の苦しみや疑惑にとらわれ, それを全面的に表現する。これは孤独感が高い人が悩みや不満を感じやすく, 自身の対人関係をよりネガティブなものであると捉える(工藤・西川 1984)ことと共通している。また, 孤独感と援助要請には関連があることが知られている。特に問題の程度にかかわらず, 一貫して援助を要請しない援助要請回避型と孤独感とは正の相関があることが明らかになっている(橋本 2021)。そのため, 孤独感が強い人は, 他者からの助けが得られるという確信を持たず, 周囲に対する諦めのために, 自分の不遇さを憐れむことに留まり続けると考えられる。しかしながら, 自己憐憫は他者にとって攻撃的な言動となるため, 対人関係の悪化を招く恐れが指摘されており(Kahn, 1965), 不適応な行動であると言える。さらに, 孤独感とは人間の社会的相互作用における願望レベルと達成レベルの間の食い違いから起こるものである。(工藤・西川 1984)そのため, 孤独感の高い人は自身の対人関係において, 「かわいそうな自分を援助してくれる他者」がいないと認識しており, 他者からの援助を期待していない。その結果, 自分自身を憐れむことで慰めようとするが, その言動は他者にとって攻撃的に受け取られ, より孤立を深めると予想される。それに対し, 孤独感の低い人は, 自分は他者から助けってもらえるという感覚を獲得しているために, 自己憐憫を表出せずとも他者に適切な形で援助を求めることができていると考えられる。自己憐憫を表出しやすい人は, 自分の言動で周囲の人間を困らせ, 振り回す傾向がある。しかし, そうした行動の背景には, 孤独感や他者との関係への諦めが含まれていると言えるだろう。そのため, 周囲は攻撃性のみを受け取るのではなく, 背後にある孤独感や諦めに目を向け, 「自分だけが不幸ではないのだ」と思える関係づくりが重要になると考えられる。

(さとう さや, もりた けんいち, ますだ けいすけ)

大学生の仮想的説明が学業領域固有の無気力感に与える影響

○中西萌人¹・#安陪梨沙²・#山本博樹¹・#原千尋²・#品川佳希²・永井聖剛¹

(¹立命館大学総合心理学部・²立命館大学人間科学研究科)

無気力感, PASS-A, 学業領域固有, 仮想的説明, 理解度

目 的

現在、大学生の無気力感は深刻な問題として捉えられている(下山, 1995; 大西, 2016)。狩野・津川(2011)は、抑うつを伴う無気力感が勉強など大学生生活全般に意欲低下をもたらすと示し、無気力感を支援する必要性を示唆した。そのため本研究では、学習方略として山内他(2023)による仮想的説明を取り上げ、これが無気力感に与える影響を検討する。仮想的説明とは、学習者が仮想上の聞き手に学習内容を説明する学習方略である。伊藤・垣花(2009)は、学習内容の説明によって学習者の理解度が高まると示し、説明行為の教育への応用を示唆した。また、学業成績と学習意欲は強く関係している(杉村・清水, 1985)。そこで、仮想的説明を使用する仮想的説明有群では、学習内容の理解が高まったために無気力感が下がるとし、この仮説を検証する。

方 法

参加者 私立大学生 62 名(平均 19.90 歳, SD 1.43)を対象とした。内訳は、大学 1 回生が 24 名、大学 2 回生が 4 名、大学 3 回生が 10 名、大学 4 回生が 23 名、大学 5 回生以上が 1 名であった。

材料 無気力感の測定に、大西(2016)の PASS-A(3 因子, 15 項目)を用いて、5 件法で評定させた。下位因子である 3 因子は「努力回避」、「葛藤」、「達成非重視」であった。学習教材には、山内他(2023)の共分散構造分析とパスダイアグラムの教材と理解度テストを用いた。理解度テストは、記憶課題(2 点×8 問の 16 点満点)と推論課題(13 点満点)により構成された。

手続き まず、事前アンケートとして PASS-A への回答を求めた。仮想的説明の実施手続きは、山内他(2023)を参考にした。教材内容の知識の程度を尋ねた後、仮想的説明有群には 8 分間の自主学習に加え、7 分間、中学生を仮想的説明相手とした仮想的説明を行わせた。仮想的説明無群には 15 分間の自主学習のみを求めた。そして、両群に対して理解度テストを 15 分間行った。最後に、再度 PASS-A への回答を求めた。

結 果

1) 予備的分析 記憶課題と推論課題の得点率を算出し、仮想的説明(2: 有群/無群)×教材理解度(2: 記憶課題/推論課題)の 2 要因分散分析を行った。その結果、有意な交互作用は見られなかったが($F(1, 120) = .19, p = .66$)、無気力の程度に教材理解度の程度が与える影響を検討するため、以降の分析を続けた。

2) 仮想的説明の効果検証 まず、山内他(2023)において仮想的説明の効果が認められた推論課題の得点率を用いて教材理解度低群と高群を構成した。次に、PASS-A の全体得点について、仮想的説明(2: 有/無)×教材理解度(2: 高/低)×実施時期(2: 事前/事後)の 3 要因混合分散分析を行った。その結果、2 次の交互作用が有意となった($F(1, 58)$

$= 6.50, p < .05$)。仮想的説明の水準ごとに、教材理解度(2)×実施時期(2)の 2 要因分散分析を行った。その結果、仮想的説明有群の場合、Figure 1 の通り、教材理解度と実施時期において有意な交互作用が見られた($F(1, 27) = 4.70, p < .05$)。単純主効果の検定の結果、事後における無気力感は、理解度高群の方が理解度低群より有意に高く、理解度高群において事前より事後で無気力感が有意に高かった($F(1, 27) = 5.19, p < .05$; $F(1, 27) = 8.36, p < .01$)。

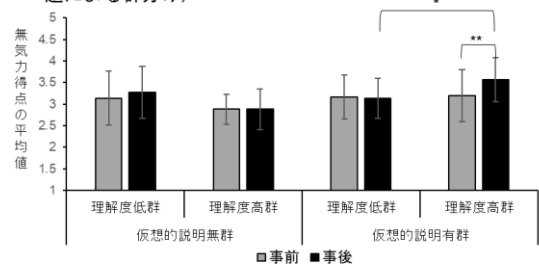
また、仮想的説明無群において同様の 2 要因分散分析を実施したところ、教材理解度の主効果に有意傾向が見られたものの、Figure 1 の通り、交互作用は見られなかった($F(1, 31) = 3.24, p < .10$; $F(1, 31) = 1.49, p = .23$)。

考 察

予備的分析において仮想的説明が教材理解に効果を及ぼさなかった。また、教材理解度の高低を組み込んだ分析から、仮想的説明の有と無においては、教材理解度と実施時期の 2 要因分散分析の結果が異なることが示された。しかし、Figure 1 が示すように、仮想的説明有群において学習内容の理解が高まったために無気力感が下がるとした仮説は支持されなかった。

可能な解釈として、山内(2023)と比較して実験参加者に大学 1 回生が多かったことが挙げられる。坂無(2019)は大学 1 回生が新規に触れる統計の内容について理解度が低くなる傾向を示した。加えて、西村・河村(2010)は学習の動機が他者によって決定づけられる者は学習方略を用いた際の無気力感の改善が見込まれないことを示し、個人に適した学習方略を提供して肯定的な思考を促進させる必要性を示した。大学 1 回生にとって、自身にとって有用であると感じられない内容であったことが、学習意欲を低下させた可能性がある。このような学習への消極的な態度が、仮想的説明という複雑な学習方略を行う動機を弱め、無気力感を高める結果に繋がった可能性があると考えられる。そのため、理解度のフィードバックをするなど、実験参加者の肯定的な思考を促進する介入の検討が挙げられる。

Figure 1
仮想的説明有群と無群のPASS-A全体得点(推論課題による群分け)



注) エラーバーは標準偏差を表す。* = $p < .05$, ** = $p < .01$ 。

(なかにし もえと, あべ りさ, やまもと ひろき, はら ちひろ, しながわ よしき, ながい まさよし)

大学生の教職科目と英語のエンゲージメントにおける対比効果

—緩衝要因としてのラーニング・ブリッジの機能—

○井 富永彩華¹・赤松大輔¹
(¹京都教育大学)

動機づけ, エンゲージメント, 次元比較, ラーニング・ブリッジ, 大学生

目 的

教科に対する自己概念は、その教科の成績を他教科の成績と比較することで形成される。Marsh (1986) による内的/外的参照枠モデル (以下, I/E モデル) では、数学と国語のような対照的な教科を取り上げた場合、ある教科の成績はその教科の自己概念を高める効果に加えて、異なる教科の自己概念を低めるという対比効果があることが想定されている。このモデルの拡張版として、次元比較理論 (Möller & Marsh, 2013) では、I/E モデルの主関心であった数学や言語以外を含む多くの教科を包括的に想定し、数学と化学のように近い教科間では、一方が得意であると他方も得意であると評価する同化効果が生じると想定されている。さらに、一般化 I/E モデル (Möller et al., 2016; 以下, GI/E モデル) では、各教科の達成度が教科の自己概念に加え、動機づけや学習の質 (エンゲージメント) などの変数にも影響することが想定されている。

本研究では、英語科目と多様な教職科目のエンゲージメントを取り上げ、GI/E モデルについて検討する。調査協力者の学生が同時に履修した必修科目を対象として、要素が類似する教職科目間では同化効果が、類似しない英語科目と教職科目の間では対比効果がみられると予測される。さらに、複数の場面における学習の橋渡しをすることを指すラーニング・ブリッジ (以下, LB; 河井・溝上, 2012) を調整要因として扱う。LB によって科目間のつながりを認識できる学生では、同化効果が強まり、対比効果が弱まることが考えられる。

方 法

調査時期・協力者 2025 年 7 月、教職科目を履修している大学 2 年生 118 名 (男性 53 名, 女性 65 名) を対象に実施した。
質問紙 LB 以外については、調査協力者の履修科目であった生徒指導・進路指導, 教育課程論, 教育心理学, 教育実習関連科目, 英語の 5 科目についてそれぞれ尋ねた。**主観的達成度** Niepel et al. (2022) を参考に作成した 3 項目。LB 河井・木村 (2012) を参考に作成した 5 項目。**エンゲージメント** 梅本他 (2016) による感情的エンゲージメント 5 項目と梅本・田中 (2012) による行動的エンゲージメント 4 項目。

結 果

重回帰分析の結果 (Table 1), 主効果として、生徒指導以外の科目の感情的エンゲージメントと生徒指導・英語以外の科目の行動的エンゲージメントは、同一科目の達成度によって高められることが示された。また、英語の達成度は教職科目のエンゲージメントを概ね低めていた。その他にも、生徒指導の達成度は教育心理学と英語の感情的エンゲージメントを低め、教育課程論の達成度は生徒指導の感情的エンゲージメントを高め、教育心理学の達成度は生徒指導の行動的エンゲージメントを高めていた。また、LB も一部の科目のエンゲージメントを高めていた。

交互作用効果として (Figure 1), 生徒指導のエンゲージメントにおいて、LB が低い学生では、英語の達成度がエンゲージメントを低める効果を強めることが示された。この交互作用効果は、他の教職科目でも概ね示された。

考 察

ある科目の達成度が同一科目のエンゲージメントを高めることが概ね示された点は、GI/E モデルの想定と整合する。しかし、教職科目同士の同化効果はほとんど示されなかった。次に、英語達成度が教職科目の感情的エンゲージメントを低めていたことは、GI/E モデルの対比効果を示し、教職科目と英語科目の間で対比効果が生じる境界がある可能性が示唆される。ただし、逆方向の対比効果は概ねみられなかった。この結果について、英語ができることは教員以外の職業選択肢を広げることで教職科目の相対的な重要性の低下につながる一方で、教職科目の達成の高さは必ずしも英語の重要性を低めるわけではないことが要因と考えられる。

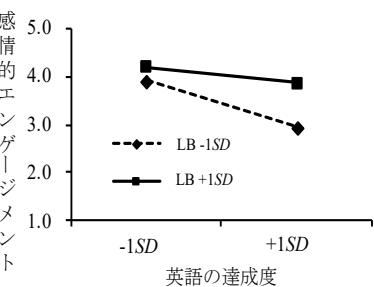
LB の調整効果から、普段から科目間の学習を結びつけて考えている学生では、上記の対比効果が弱まっていた。LB の正の主効果も考慮すると、科目間のつながりや他科目での知識の活用を重視する学び方は、科目の学習の質を高めるとともに、他科目の達成度から生じるネガティブな対比効果を緩衝する機能があることが示唆される。今後は、サンプルを拡大し、この結果の一般化可能性を広げていく必要がある。

Table 1 重回帰分析の結果 (左から教育実習関連科目, 生徒/進路指導, 教育心理学, 教育課程論, 英語の順)

説明変数	目的変数					感情的エンゲージメント					行動的エンゲージメント				
	実	生	心	課	英	実	生	心	課	英	実	生	心	課	英
教育実習達成度	.35 **	.05	-.06	-.02	.14	.32 *	.02	-.06	.01	.13	.17	.21	.11	.03	-.19
生徒指導達成度	.19	.15	-.31 *	-.16	-.41 **	.07	.31 **	.39 **	.20	.21	-.09	.08	.14	.51 **	.19
教育心理学達成度	-.09	.16	.75 **	.09	.13	.13	.27 *	.16	.79 **	.18	.13	.27 *	.16	.79 **	.18
教育課程論達成度	.13	.27 *	.16	.79 **	.18	.13	.27 *	.16	.79 **	.18	.13	.27 *	.16	.79 **	.18
英語達成度	-.41 **	-.43 **	-.33 **	-.26 *	.59 **	-.17	-.26 *	-.20	-.32 **	.04	-.17	-.26 *	-.20	-.32 **	.04
LB	.31 **	.39 **	.33 **	.08	.08	.20	.23 *	.26 *	.18	.31 **	.31 **	.39 **	.33 **	.08	.08
教育実習達成度×LB	.13	.09	.00	.01	.19	.01	.02	.03	.03	.02	.01	.02	.03	.03	.02
生徒指導達成度×LB	-.24	.29	-.02	-.23	-.14	.05	.26	.05	.04	.35	-.24	.29	-.02	-.23	-.14
教育心理学達成度×LB	.02	-.16	.02	.07	-.27	-.30	-.27	-.20	-.13	-.24	.02	-.16	.02	.07	-.27
教育課程論達成度×LB	-.03	-.31 *	.01	.05	.01	-.13	-.24	-.08	-.14	-.27	-.03	-.31 *	.01	.05	.01
英語達成度×LB	.23 *	.22 *	.11	.17	.16 *	.34 **	.24 **	.20 *	.14	.19 *	.23 *	.22 *	.11	.17	.16 *
R ²	.49 **	.54 **	.55 **	.50 **	.59 **	.51 **	.50 **	.51 **	.49 **	.41 **	.49 **	.54 **	.55 **	.50 **	.59 **

注1. 太字は同一科目の効果, 網掛けは同化効果, 下線は対比効果を想定した箇所。 ** $p < .01$, * $p < .05$

Figure 1 生徒指導の感情的エンゲージメントにおける英語の達成度とLBの交互作用効果



(とみなが あやか, あかまつ だいすけ)

中学生の学習におけるコントロール方略とエンゲージメント、学業成績の関連

—国語，社会，数学の横断的検討—

○井中原碧天¹・赤松大輔¹
(¹京都教育大学)

学習方略，メタ認知，教科横断的検討，エンゲージメント，中学生

目 的

近年の教育において，知識の習得だけでなく学習者が主体的に学ぶ力が重視されており，学習方略の意義が強調されるようになった。学習方略とは，「学習の効率を高めることをめざして意図的に行う心的操作あるいは活動」と定義される（辰野，1997）。梅本他（2016）は，大学生を対象に，メタ認知的方略や動機づけ調整方略といったコントロール方略の使用が，学習活動への意欲的な取り組みや関与のあり方をさすエンゲージメントを介して，テスト得点を向上させることを示した。

また，学習方略の使用や規定因について教科間差が検討されている。押尾（2017）は，高校生における国語・社会・数学の学習方略を検討した結果，社会及び国語の方が数学よりも深い方略の使用度が高いことや，メタ認知的方略の使用度の差がほとんどみられないことを示した。

本研究では，中学生の国語・社会・数学の学習を対象に，コントロール方略がエンゲージメントや学業成績に与える影響や，メタ認知的方略やエンゲージメントの効果の教科間差について検討する。コントロール方略がエンゲージメントを媒介して学業成績に影響を与えることが予測される。また，学習方略やエンゲージメントの効果について教科間差が生じることが予測される。

方 法

調査時期 2025 年 7 月

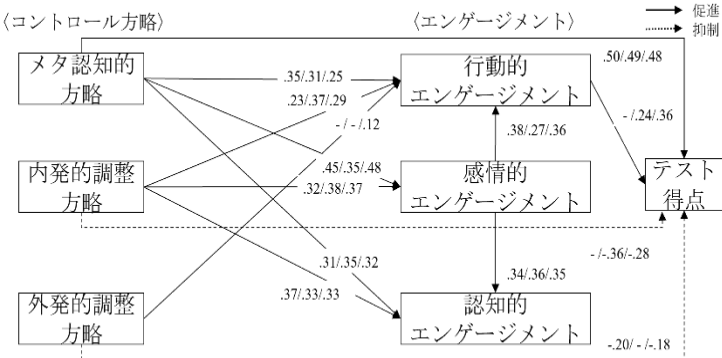
調査協力者 近畿地方の義務教育学校中部部の生徒 195 名（男性 100 名，女性 86 名，その他あるいは性別不明 9 名；1 年生 65 名，2 年生 59 名，3 年生 71 名）を分析の対象とした。

質問紙 コントロール方略は普段の学習での使用について，エンゲージメントは直近のテスト期間の取り組みについて尋ねた。メタ認知的方略 押尾（2017）の 5 項目。動機づけ調整方略 伊藤・神藤（2003）をもとに作成した 19 項目。エンゲージメント 梅本他（2016），梅本・田中（2012），押尾（2017）をもとに作成した。感情的エンゲージメント 5 項目，行動的エンゲージメント 4 項目，認知的エンゲージメント 12 項目。学業成績 直近の定期テスト得点について 20 点単位で回答を求めた。

結 果

パス解析の結果（Figure 1），全教科を通じて，メタ認知的方略と内発的調整方略が各エンゲージメントを高め，メタ認知的方略はテスト得点を直接的にも高めていた。また，感情的エンゲージメントが他のエンゲージメントを高めていた。教科間の差異として，数学でのみ，外発的調整方略は行動的エンゲージメントを高めていた。社会と数学において，行動的エンゲージメントがテスト得点を高め，内発的調整方略がテスト得点を直接的に低めていた。国語と数学において，外

Figure 1 本研究のパス解析の結果（国語/社会/数学の順で表記）



CFI = 1.00 / .99 / 1.00, RMSEA = .00 / .03 / .00, SRMR = .01 / .03 / .01

注1) パスは全て5%水準で有意であり，「-」はその教科の分析で削除されたパスを表す

注2) 外生変数間と誤差間の相関は省略

考 察

まず，社会と数学において，メタ認知的方略の使用がエンゲージメントを介しテスト得点を向上させることが示された。ここから，自身の活動をコントロールすることができる生徒ほど，学習活動へ意欲的に取り組み，それがより良い学習成果に繋がるということが考えられる。

次に，メタ認知的方略の使用が全教科において，認知的エンゲージメントやテスト得点を向上させることが示され，その効果の強さは3教科間でほとんど差がなかった。メタ認知的方略の使用度について教科間差がないことは高校生を対象とした押尾（2017）が示しているが，その効果も教科間で概ね共通している可能性が示されたといえる。

そして，行動的エンゲージメントがテスト得点を高める効果は国語では示されなかった。国語は，漢字や文法などの暗記的な要素はあるものの，主には文章構造への理解や登場人物の心情把握が重要とされる。このような力はテスト前の短期的な学習だけではなく，長期的な学習によっても身につくものであると考えられる。本研究でのエンゲージメントはテスト期間における学習の様子を測定していたため，参加者にとって国語のテスト期間における行動的エンゲージメントの重要度が他教科に比べて低かった可能性がある。

本研究を通して，メタ認知的方略を起点とした学習の促進過程は教科を通じて示され，種々の教科でメタ認知的方略の使用を促していくことの実践的な重要性が示唆された。今後は調査協力者数や測定地点を増やし，一般化可能性や因果関係の検証を重ねていく必要がある。

主要引用文献

- 押尾 恵吾 (2017). 教育心理学研究, 65, 225-238.
梅本 貴豊・伊藤 崇達・田中 健史朗 (2016). 心理学研究, 87, 334-342.

(なかはら あおい，あかまつ だいすけ)

結婚の苦しさとツインレイとの運命的出会い

岡山大学・環太平洋大学

三 谷 恵——キーワード 結婚・離婚・ツインレイ

Keiichi Mittani Key words marriage divorce twin frame

目的 ツインレイとは分かれた存在で、スピリチュアルな概念のひとつである。魂レベルでの強い繋がりを持ち、お互いを深いレベルで理解し合える関係から「魂の双子」とも呼ばれている。ツイン (Twin) は双子を、レイ (Ray) は光や光線を意味し、一緒になって同じ光から生まれた存在を表す。Twin Fram, Soulemate, Twin Soul とも言われる。前世で同じ設定で生まれている・些細な出来事に感謝の気持ちが芽生える・何度も意味のある偶然の一致が起こる (シンクロニシティ)・魂の共振とオーロラ・価値観の根本が似ている・人生の後半で起こる孤独感とミステリアスさ・気品・慈しみ・純粋さ・安心感・正義感・自然な笑顔・見つめあう・声が気持ち良い・無条件の愛・甘えと安心感・唯一無二の存在観・統合と自己統合の感覚・相互に魂の美しさに感動する・潜在意識と魂の使命を想起する・高い向上心と活動性・スピリチュアルな成長と自己回復・責任感と正義感・価値観や雰囲気の共通性・結婚には試練が伴う覚悟・他者への奉仕の気持ちが高まる・無条件の愛・霊夢や明晰夢など魂のレベルの成長と統合の設定によって未来は変わる。



結果と考察：一方または双方が既婚者の場合 離婚してツインレイ同士が結婚することは重大な問題をひきおこす。レベルは低いが常識を想起して離婚を避けるべきである。

離婚しなくても進める道 ツインレイの統合の際には家庭では埋められない孤独を感じている。罪悪感という自分の感情を否定しないで真の愛を見つめなおす。自分自身の魂を成長させる試練であると考え。ツインレイでない相手との結婚の苦勞が自己の魂の成長に必要であったと深く理解する。見返りを求めない魂の愛を深め良き友人となる。既婚者をも愛することで本来のツインレイの姿を取り戻す使命がある。**配偶者は応援団とみなして宇宙全体の波動を上げるという使命がある。**結婚だけが統合とは限らない。苦しみは人を救う力となる。結婚制度とツインレイは別次元の問題である。**引用文献** Elizabeth Clare Prophet 1999 *Soul Mates and Twin Flames: The Spiritual Dimension of Love and Relationships*

いじめ被害者が集団内からサポートを受けるためには

— ハイダー・バランス理論の拡張による検討 —

○水谷聡秀

(関西大学社会学部)

キーワード：いじめ・バランス理論・三者関係・サポート

問 題

児童や青年のいじめ被害者は心理社会的不適応との関連があり、例えばサポートなどの向社会的行動を受けられないことと関連する (Casper & Card, 2017)。本研究では、いじめ被害者が集団内からサポートを受けにくいことに焦点を当て、この原因を人間関係の構造的問題から論じる。その後、この観点から何らかの解決の糸口を見つける。水谷 (2025) はこの原因をハイダーのバランス理論 (Heider, 1946, 1958) で考察を試みている。本研究では、この考察を洗練させる。まず、いじめに関与する者を被害者 (Target: T) と加害者 (Bully: B)、第三者 (Other: O) に分類し、これらの関係を三者関係で捉える。つぎに、被害者や加害者、第三者の各視点も考慮する。さらに、三者関係の 3 つの関係のうちどの関係を予想するかも明確にした上で論じる。

予想される関係として、水谷 (2023) は *po* 型、*op* 型、*oq* 型に分類し、有向辺も踏まえバランス理論の拡張モデルを提案している。認識主体 *p*、他者 *o*、他者 *q* から構成される三者関係では、*p* から *o* への心情は *p* から *q* への心情と *q* から *o* への心情との積で予想できる。例えば、ある人 *p* の好きな (正) 人 *q* の嫌いな (負) 人 *o* は嫌いな (負) であるというのは、正×負=負で予想できる。これは *p* から *o* への心情を予想しているので *po* 型であり、*o* から *p* への心情の予想なら *op* 型になる。水谷 (2023) の調査では、*op* 型であっても三者関係を構成する 3 つの関係のうち 2 つの関係に備わる符号の積で残りの関係に備わる符号を予想することを概ね説明できることを示している。

理論的検討

本研究の目的から、いじめ加害者 B から被害者 T への心情は負であり、いじめ行為が持続する場合の第三者 O から T へのサポートがあるか否かを考える。さらに、認識主体は負の心情を抱かれることを予想すれば、これを回避する場合を考える。バランス理論の拡張で T、B、O の三者関係について、*op* 型の心情予想にもとづいていくつかのパターンを以下に示す。

パターン 1 O が認識主体であるとき、イ) O から T への心情が正の場合、B から T への心情の負との乗算により B から O への心情が負になると予想できる (図 1)。ロ) O から T への心情が負の場合、同様の乗算により B から O への心情は正になると予想できる。B から O への負を回避するためなら、認識主体 O にとってロ) の O から T への心情は負であることが望ましい。このパターンは、第三者は自分が加害者から敵視され、いじめの標的にされたくないため、被害者をかばうことがない、あるいは加害者に追従すること (O から T への心情が負になるような O 自身の関係を調整) を説明できる。

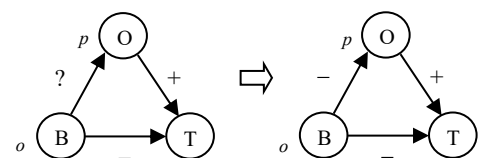
パターン 2 B が認識主体であるとき、イ) O から T への心情が正の場合、B から T への心情の負との乗算により O から B への心情が負になると予想できる。ロ) O から T への心情が負の場合、同様の乗算により O から B への心情が正になると予想できる。O から B への負を回避するためなら、認識主体 B にとってロ) の O から T への心情は負であることが望ましい。このパターンは、加害者は第三者から咎められることを

避けるために、例えば加害者が被害者の悪い噂を第三者に伝えようとする (O から T への心情が負になるような B の外側の関係を調整) を説明できる。

パターン 3 T が認識主体であるとき、イ) O から B への心情が正の場合、B から T への心情の負との乗算により O から T への心情が負になると予想できる。ロ) O から B への心情が負の場合、同様の乗算により O から T への心情は正になると予想できる。O から T への負を回避するためなら、認識主体 T にとってロ) の O から B への心情は負であることが望ましい。このパターンは、被害者は第三者から囃し立てられることを避けるために、例えば被害者が加害者の酷い行為を第三者に伝えようとする (O から B への心情が負になるような T の外側の関係を調整) を説明できる。

第三者や加害者に不利にならない人間関係の調整 (パターン 1 と 2) の程度が、被害者に不利にならない人間関係の調整 (パターン 3) の程度よりも強いなら、被害者が第三者からの心情が正にはならない。そうであるなら、被害者は集団内でサポートを含む向社会的行動を受けにくいであろう。いじめの場面では第三者と加害者の人数が被害者よりも多いのが通常であるため、被害者の人間関係の調整よりも第三者と加害者の調整の程度が強くなると推察できる。こういった人間関係の構造的問題があるため、いじめ被害者はサポートされにくいことが考えられる。

図1. パターン1 (イ) の三者関係の予想



対策と課題

以上で検討したことは拡張した理論から導出した仮説にすぎない。ただし、いじめの文脈で実証できるなら、提案できることがある。いじめ被害者がサポートを受けやすくする対策として次の 3 点がある。第一に第三者が加害者からの敵視を恐れないような環境を、第二に加害者が第三者から咎められてもやむを得ないと加害者自身が思える環境を、第三に被害者が第三者から囃し立てられず、むしろ声援を送られるような環境を整えることである。例えば、第三者が加害者から敵視されても集団外からサポートを受けられる体制を構築すること、加害者を注意し、被害者を助けるのは良いという良好な集団規範を形成することなどがある。

本研究の理論的検討は、加害者 B と第三者 O との関係、O と被害者 T との関係に備わる正負の心情が、初期状態としてどちらか一方に存在するか、両方ともに存在するか否かに関わりなく適用できる。理論的課題として初期状態を整理した上で具体例を示すこと、実証的な課題としていじめの被害者、加害者、第三者のデータで検証することが残っている。

(みずたに さとひで)

その一步, AI となら踏み出せる

——AI への相談が評価懸念の高い人物の援助要請に与える影響——

○小田島琳華¹・服部陽介²

(¹大手前大学)

キーワード: AI, 評価懸念, 援助要請

目的

近年, 心理的困難を抱えた際に他者へ援助を求める行動, すなわち援助要請は, 個人の心理的健康や問題解決において重要な役割を果たすことが示されている (2025; Zeng et al., 2023; Sanghvi et al., 2025)。しかし, その阻害要因として「評価懸念」が指摘されている。評価懸念とは, 他者から否定的に評価されることへの不安を意味し, これが高い人は親しい友人であっても相談しにくくなることが報告されている。従来の研究では, 評価懸念は援助要請の負の予測因子とされ, 専門的な心理的援助を含め相談行動の抑制につながると考えられてきた (増岡ら, 2022; 長谷川, 2020)。

一方で, AIを用いた相談 (例: チャットボットやChatGPT) は, 近年急速に普及しており, 匿名性・非人間性ゆえに否定的評価を受けにくい点で, 評価懸念の高い人にとって新しい相談チャネルとなり得る可能性がある。これまでの援助要請研究は主に対人関係を前提としてきたため, AI相談の経験が人間カウンセラーへの相談意図にどのような影響を与えるかは十分に明らかにされていない。そこで本研究では, 「評価懸念×AI利用経験」がカウンセラー相談意図に及ぼす影響を検討することを目的とした。特に, 評価懸念の高低によってAI相談経験が援助要請の意図に与える効果が異なるのかを明らかにすることを狙いとした。

方法

クラウドワークスを通じて151名から回答を得た。欠損のあった2名を除外し, 149名 (平均年齢43.3歳, 女性53名) を分析対象とした。

使用尺度は以下の通りである。

- ・評価懸念: 短縮版 Fear of Negative Evaluation 尺度
- ・相談行動: 友人・家族・カウンセラー・AI に対する相談頻度, 相談時間, 今後の相談意図
- ・心理的苦痛: K6 (厚生労働省版)

また, AI 相談経験の有無を質問し, 従属変数は「カウンセラー相談意図」とした。

分析方法として, 評価懸念・AI相談経験・その交互作用を説明変数, カウンセラー相談意図を応答変数としてトビット回帰分析を行った。説明変数はすべて中心化した。

結果

本研究では, カウンセラー相談意図を従属変数として, 評価懸念平均, AI悩み相談経験, および評価懸念平均とAI悩み相談経験の交互作用を説明変数とするトビット回帰分析を実施した。SFNEは各項目が1~5で回答されるため, 合計得点や平均値は最低値1、最高値5で打ち切られており, 応答変数は両側打ち切りを仮定し, 交互作用項を含むため説明変数はすべて中心化した。また, 不均一分散を補正する頑健標準誤差を用いた。サンプルサイズは149である。分析の結果, 切片は有意であり ($\beta = 1.554, Z = 8.137, p < .001$)、モデル全体の予測力は低く (Cox-Snell R^2

$= .006$)、説明変数によるカウンセラー相談意図の予測力は限定的であった。評価懸念平均の主効果は有意でなく ($\beta = -0.126, Z = -0.678, p = .498$)、AI悩み相談経験の主効果も有意ではなかった ($\beta = -0.210, Z = -0.548, p = .584$)。さらに, 評価懸念平均とAI相談経験の交互作用も有意ではなかった ($\beta = 0.092, Z = 0.226, p = .821$)。標準化係数でも同様の傾向が確認され, VIFはすべて1.01未満で多重共線性の問題はなかった。

以上の結果から, 評価懸念が高いほどカウンセラー相談意図が低下する, あるいはAI相談経験によってその関連が修飾されるという仮説は支持されなかったことが示された。

考察

本研究では, 評価懸念およびAI相談経験がカウンセラー相談意図に及ぼす影響を検討したが, いずれも有意な関連は確認されなかった。この結果は, 従来の援助要請研究で繰り返し示されてきた「評価懸念は援助要請を抑制する」という知見とは一致しないものであった。以下では, その理由として考えられる点を整理する。第一に, 本研究の対象者が社会人を中心とした比較的年齢層の高いサンプルであった点が挙げられる。先行研究は主として大学生を対象としており, 発達段階や相談経験の差異が結果に影響した可能性がある。社会人は職場や家庭など多様な相談資源を有しており, 評価懸念が必ずしもカウンセラー相談意図を直接的に抑制するとは限らないと推測される。第二に, 本研究におけるAI相談経験の操作は「経験の有無」とにどまっており, 利用の頻度や相談内容の深さ, 使用したAIの種類といった個別の要因が十分に考慮されなかった点である。これにより, AI相談の影響を精緻に捉えることが難しかった可能性がある。第三に, AI相談と人間相談の関係性が一様ではなく, より複雑であることが考えられる。AIを利用した経験が直ちにカウンセラーへの相談意図に結びつくとは限らず, むしろAIを補助的な相談資源として活用し, 人間相談と並行的に位置づける利用の仕方も想定される。そのため, 本研究の想定した単純な交互作用効果は見られなかったと考えられる。以上を踏まえると, 本研究は当初の仮説を支持する結果を得られなかったが, 少なくとも本調査条件においては, 評価懸念やAI相談経験がカウンセラー相談意図を規定する明確な要因ではないことを示唆した。今後は, 利用者の属性や相談の文脈を含めたより詳細な検討, および縦断的なデータ収集を通じて, 援助要請におけるAIの役割を解明する必要がある。

引用文献

本研究では, 援助要請に関する先行研究 (増岡ら, 2022; 長谷川, 2020; Chen et al., 2025; Zeng et al., 2023; Sanghvi et al., 2025) を踏まえ, 援助要請スタイル尺度 (永井, 2013), 評価懸念尺度 (二瓶ら, 2018) を用いた。また, 心理的苦痛の測定には K6 (厚生労働科学研究班, 2002) を参照した。

時間不安に着目した通勤時間と不安症状の関係

○#宮武昂生¹・服部陽介¹

(¹大手前大学)

キーワード：通勤時間・不安・抑うつ

目的

長時間の通勤、通学がメンタルヘルスに悪影響を及ぼす事が複数の研究で分かっている。例えば、高校生を対象にした研究では、通学時間が一時間以上超える学生は、30分未満の生徒に比べ、抑うつ症状や不安症状が出るリスクが高くなる傾向があることが示されている (Nakajima et al.,2024)。この様に長時間の通勤・通学がメンタルヘルスの悪化に関連する可能性がある。

また、現代日本では、特に若年層でタイムパフォーマンスを重視する意識が高まっている。このような意識は、時間に対する切迫感やコントロールを失った状態で不安やストレスを感じる傾向である時間不安 (生和・内田, 1991) と関連すると考えられる。長時間にわたる通勤は慢性的な時間不足の間隔を強め、時間不安を高めるリスクとなっている可能性があるが、これまで直接的な検討は行われていない。そこで、本研究では、社会人を対象に、通勤時間がメンタルヘルスおよび時間不安とどのように関連するかについて検討を行う。

方法

調査参加者 調査会社を利用して Web 調査を行った。調査は、全国の社会人を対象とし計 151 名が参加した。

使用した尺度 1. 時間不安を測定するために、時間態度尺度 (生和・内田, 1991) を用いた。時間的切迫感と時間的枠組み崩壊による混乱や懸念、不安を表す時間不安尺度と、自分の時間的枠組みや時間的流れが遮断されることへの苛立ちや腹立たしさを表す時間苛立ち尺度で構成される。

2. 状態不安と特性不安を測定するために、STAI 日本語版 (中里・水口,1929) を用いた。3. 仕事に関連するポジティブで充実した心理状態を測定するために、ユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント尺度 (Schaufeli & Bakker, 2003) を用いた。熱意・没頭・活力の3つの尺度で構成される。

4. 抑うつを測定するために、PHQ-9 (Patient Health Questionnaire-9) 日本語版 (Muramatsu et al.,2018) を用いた。

調査項目 片道に要する通勤時間と通勤手段を尋ねた。また、通勤時間を短いと感じているか、長いと感じているか (主観的長さ) と、通勤時間をどの程度有効に活用できていると思うか (有効活用) をそれぞれ9件法で尋ねた。

結果

各変数間の相関を Table 1 に示した。その結果、通勤時間は、不安、抑うつ、時間不安のいずれとも有意に相関しなかった ($p>.05$)。

一方で、通勤時間の主観的長さ得点と時間苛立ち尺度得点に、有意な正の相関がみられた ($r=.217, p=.007$)。また、通勤時間の主観的長さ得点と活力、熱意の間には有意な正の相関がみられた ($r=.22, p=.007$; $r=.19, p=.02$)。また、通勤時間の有効活用得点と、PHQ-9、STAI-A、STAI-T、時間苛立ち尺度には有意な負の相関がみられた(それぞれ、 $r=-.239, p=.003$; $r=-.176, p<.001$; $r=-.316, p<.001$; $r=-.192, p=.018$)。

次に、時間不安尺度得点と PHQ-9 得点、STAI-A 得点、STAI-T 得点との間には有意な正の相関がみられた (それぞれ、 $r=.435, p<.001$; $r=.358, p<.001$; $r=.605, p<.001$)。また時間苛立ち尺度と PHQ-9 得点、STAI-A 得点、STAI-T 得点の間には正の相関がみられた (それぞれ、 $r=.221, p<.001$; $r=.308, p<.001$; $r=.416, p<.001$)。

Table 1 変数間の相関係数

	通勤時間	主観的長さ	有効活用	活力	熱意	没頭	PHQ-9	STAI状態	STAI特性	時間不安
通勤時間										
主観的長さ	.657 **									
有効活用	.157 *	-.079								
活力	-.053	-.217 **	.205 *							
熱意	-.078	-.191 *	.263 **	.856 **						
没頭	-.002	-.063	.127	.794 **	.803 **					
PHQ-9	.015	.184 *	-.233 **	-.480 **	-.476 **	-.380 **				
STAI状態	.030	.163 *	-.027	-.359 **	-.328 **	-.187 *	.561 **			
STAI特性	.003	.075	-.260 **	-.430 **	-.431 **	-.276 **	.746 **	.551 **		
時間不安	.045	.077	-.184 *	-.347 **	-.326 **	-.195 *	.427 **	.342 **	.584 **	
時間苛立ち	.065	.213 **	-.093	-.173 *	-.139 *	-.054	.216 **	.297 **	.354 **	.449 **

考察

通勤時間と不安、抑うつ、時間不安の間には、有意な相関がみられなかった。先行研究とは異なる結果が得られた原因として、本研究では週の労働日数や収入、職業といった要因を考慮していない点が上げられる。

しかしながら、通勤時間の有効活用得点と不安、抑うつ、時間不安との間には有意な相関がみられた。これまでの研究では通勤時間とメンタルヘルスには関連性があるとされてきたが、今回の結果を踏まえると、通勤時間そのものではなく、通勤時間に対する認知がメンタルヘルスに関連していると考えられる。通勤時間を有効に使えていないと感じる事による、ストレスや不安によって、抑うつや不安症状を引き起こすのではないかと考える。また時間を無駄にしていると感じる事により、時間に余裕がないと感じる事により、時間不安が高まるのではないかと考える。

今回の研究では、通勤時間ではなく、通勤時間に対する認知がメンタルヘルスに関連している可能性を示唆するものとなった。また通勤時間の主観的な長さは、時間苛立ちとの関連があり、通勤時間の有効度は時間不安に関連していることが示唆された。メンタルヘルスの悪化のリスクを回避するためには、通勤時間を短くするだけではなく、通勤時間を有意義な時間に変え、通勤時間に対する認知を変えていく必要があるといえる。

引用文献

- Nakajima et al., (2024). *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 78, 588-594.
- 生和秀敏,内田信行 (1992). 情報行動科学研究, 15, 71-85.
- 中里克治,水口公信 (1982). 心身医学,22,108-112.
- Shimazu, A., Schaufeli, W. B., Kosugi, S. et al. (2008). *Applied Psychology: An International Review*, 57, 510-523.
- Muramatsu, K. et al., (2018). *General hospital psychiatry*, 52, 64-69.
- (みやたけ こうき, はっとり ようすけ)

小児期の逆境体験と保護的・補償的体験が 解離傾向を介して感情調整不全に及ぼす影響における性差

○須藤美歩¹・福井義一²・池田龍也¹
(¹ 兵庫教育大学大学院学校教育研究科・² 甲南大学)

キーワード：小児期逆境体験，小児期保護的・補償的体験，解離傾向，感情調整不全，性差

目的

小児期逆境体験（Adverse Childhood Experiences: ACEs）とは、18歳までに虐待を受けた体験や機能不全家族で育った体験を指し（三谷, 2022）、解離傾向（Snyder et al., 2024）や感情調整不全（Poole et al., 2018）を助長することが分かっている。一方、小児期の保護的・補償的体験（Protective and Compensatory Experiences: PACEs）は、良質な人間関係や資源の獲得機会に相当し（Hays-Grudo & Morris, 2020 菅原他監訳 2022）、解離症状（Fung et al., 2023）や感情調整不全（Feiler et al., 2023）を緩和するという。

ACEs 研究においては、PACEs の影響も含めるべきであるとの指摘がある（Han et al., 2023）にもかかわらず、両者を含めて解離傾向や感情調整への影響を検討した先行研究は、発表者らの知る限り見当たらない。そこで須藤他（2025）は、ACEs と PACEs が解離傾向を介して感情調整不全を促進・緩和するという媒介モデルの妥当性を検討した結果、前者は完全媒介、後者は部分媒介であることを報告した。

ところで、ACEs を有する人々の精神的健康度には有意な性差があること（例、Grigsby et al., 2020）や、PACEs の中には男性よりも女性のほうが経験率が有意に高い項目があること（例、Redican et al., 2023）、解離性同一障害の罹患率は圧倒的に女性で高いこと（例、Brand et al., 2009）、感情調整の下位概念の一部にも有意な性差があること（例、Kaur et al., 2022）などから、上述した須藤他（2025）による媒介モデルにも性別による違いがある可能性がある。それにもかかわらず、これまでは未検討であったため、本研究では須藤他（2025）による媒介モデルの性別による違いを検討した。

方法

調査対象者：平均年齢 44.38 歳（SD=10.22）の一般成人 500 名（男性 290 名、女性 208 名、無回答 2 名）の協力を得た。本研究は、須藤他（2025）で用いられたデータの再分析である。

手続き：クラウド・ソーシング・サービスの Lancers を利用した。調査概要や報酬条件について、事前に同意が得られた者だけがオンライン調査に参加した。

尺度構成：ACEs を The Adverse Childhood Experiences Study Questionnaire (Felitti et al., 1998) の日本語版 (Nakazawa, 2015 清水訳 2018) で、PACEs を Protective and Compensatory Experiences Questionnaire (Morris et al., 2018) の日本語版 (Hays-Grudo & Morris, 2020 菅原他監訳 2022) で、解離傾向を Dissociative Experiences Scale-II (Carlson & Putnam, 1993) の日本語版 (田辺, 1994; 田辺・小川, 1992) で測定し、各尺度得点を算出した。また、感情調整不全を Perth Emotion Regulation Competency Inventory (Preece et al., 2018) の日本語版 (辻本他, 2022) で測定し、ネガティブ・ポジティブ両感情に対する主観的経験制御困難、行動活性困難、行動抑制困難、感情受容困難の計 8 つの尺度得点を算出した。

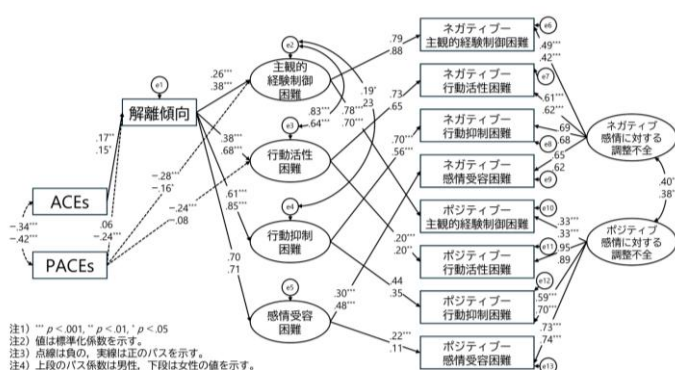
分析ツール：IBM SPSS Amos 29 を用いた。

倫理的配慮：本研究は、第二著者の所属先のヒトを対象とした研究審査の承認を経て実施された（承認番号 24-21）。

結果

ACEs と PACEs が解離傾向を介して感情調整不全に及ぼす影響における性差を比較するために、須藤他（2025）による媒介モデルについて、性別による多母集団同時分析を実施した。その結果を Figure 1 に示した。ACEs から解離傾向（男性： $\beta=.17, p<.01$ ，女性： $\beta=.15, p<.05$ ）へのパス係数に有意な性差は見られなかった（ $Z=0.38, n.s.$ ）。一方、PACEs から解離傾向へのパスは、男性では有意でなかった（ $\beta=-.06, n.s.$ ）のに対して、女性では有意であり（ $\beta=-.24, p<.001$ ）、パス係数の差も有意であった（ $Z=2.07, p<.05$ ）。さらに、解離傾向から主観的経験制御困難（男性： $\beta=.26, p<.001$ ，女性： $\beta=.38, p<.001$ ）や行動活性困難（男性： $\beta=.38, p<.001$ ，女性： $\beta=.68, p<.001$ ）、行動抑制困難（男性： $\beta=.61, p<.001$ ，女性： $\beta=.85, p<.001$ ）、感情受容困難（男性： $\beta=.70$ ，女性： $\beta=.71$ ）へのパス係数に有意な性差は見られなかった（主観的経験制御困難： $Z=1.65, n.s.$ ，行動活性困難： $Z=1.79, n.s.$ ，行動抑制困難： $Z=0.20, n.s.$ ，ただし感情受容困難は、パスに制約をかけたため算出不能）。また、PACEs から主観的経験制御困難（男性： $\beta=-.28, p<.001$ ，女性： $\beta=-.16, p<.05$ ）への直接パスの係数に、有意な性差は見られなかった（ $Z=0.71, n.s.$ ）。一方、PACEs から行動活性困難への直接パスの係数は、男性では有意であった（ $\beta=-.24, p<.001$ ）のに対して、女性では非有意であった（ $\beta=-.08, n.s.$ ）が、パス係数の性差は有意ではなかった（ $Z=1.64, n.s.$ ）。

Figure 1 多母集団同時分析のパス図



考察

本研究から、ACEs と PACEs が解離傾向を介して感情調整不全に及ぼす影響には、一部性差が見られ、PACEs から解離傾向への部分媒介効果は女性でのみ成立することに加えて、男性では PACEs が直接的に一部の感情調整不全を緩和することが分かった。このことから、男性における PACEs の緩和効果の背景には、女性とは異なる媒介変数の存在が示唆された。今後は、男性に特有の媒介変数の探求が必要となろう。

（すどう みふ，ふくい よしかず，いけだ たつや）

障害児通所支援事業所と小学校による連携支援が 発達障害児の行動問題に与える影響

○柳瀬 恵子¹・楠 麻未¹・竹島 克典²
(¹社会福祉法人希望の家・²武庫川女子大学心理・社会福祉学部)

キーワード：発達障害， SST， 放課後等デイサービス， 保育所等訪問支援， 福祉と教育の連携

目的

発達障害のある児童への支援ニーズは増加の一途をたどり(厚生労働省,2022)，児童発達支援や放課後等デイサービスを中心として，子どもの適応を促進するための様々な発達支援が実践されている。子どもが支援事業所の中でスキルを身につけ実行できるようになるだけでは不十分であり，学校や家庭といった日常生活において機能する必要がある。したがって効果的な支援の提供には，事業所で身につけたスキルを日常場面に般化させるための計画までが含まれるべきである(竹島,2024)。この点において，事業所と学校や家庭等との連携に基づく支援が重要になる。以上のことから，本実践研究では，保育所等訪問支援を活用した障害児通所支援事業所と学校との連携支援が発達障害児の行動問題に与える影響を検討することを目的とする。

方法

対象者 公立小学校の特別支援学級に在籍する自閉スペクトラム症の診断を受けた小学4年生男児1名。行動問題として，他者に対する暴言があり，学校や当事業所において頻繁にみられた。

期間 2023年9月～2024年3月であった。

介入 ①放課後等デイサービスに週に1回通所し，小集団によるソーシャルスキルトレーニング(SST)を受けた。事業所内での機能的アセスメントの結果，暴言はアニメのキャラクターの発言を真似したもので，それに周囲の注目や課題をしなくてすむこと等が随伴している可能性が考えられた。そのため，SSTを通して，適切な発言についての心理教育，代替となる言葉の案出，場面に合わせた発言についてのトレーニングを行った。②保育所等訪問支援による小学校との連携支援を月に1回実施した(合計7回)。事業所職員は，学校訪問時に教員との間でa.協働的な機能的アセスメントの実施，b.設定した代替行動と支援方法の共有，c.継続的な支援効果のモニターを行った。

行動の評価 対象児の行動を当事業所および小学校にて観

察した。暴言の回数を5段階(5:15回以上～1:0回)で評価し，適切な発言(代替の言葉)を発した割合を5段階(5:90～100%～1:0～39%)で評価した。学校訪問時には，不適切な発言について，3段階(3:かなり言っている～1:言っていない)で評価した。

結果

事業所内での暴言は，介入の導入により低減した(Fig.1.)。また，適切な発言についても介入期に高頻度で安定した。

学校訪問時の観察から，対象児の暴言は連携支援開始前から減少傾向が見られたものの，連携開始後にはさらに低減し，ほとんど生じなくなった。連携支援の終了時に実施した教員対象の保育所等訪問支援の評価に関するアンケートからは，「非常に満足している」，子どもの様子に「変化があった」，子どもへの教師としての関わり方に「やや変化があった」といった回答が得られた。

考察

本実践研究では，障害児通所支援事業所と学校との連携支援により対象児の行動問題の低減を図った。保育所等訪問支援では，訪問支援員が学校を訪問し本児の様子を直接観察し，教職員との綿密な情報共有を行うことで，学校特有の課題を具体的に把握することが可能となり，事業所の支援に取り入れることができるようになった。児童一人ひとりの理解度や生活環境に応じた代替行動を設定し，SSTプログラムに取り入れ，実践的な改善を促すことで行動問題が減少し，適切な行動が定着するといった成果が得られている。効果が確認された支援方法は教職員にフィードバックされ，学校と事業所の連携した支援体制が整い，児童の学校生活の安定に繋がることが期待される。今後も，福祉分野の支援機関と学校との連携により，子どもの発達支援の効果をより高めるための実践の蓄積が必要である。

(やなせ けいこ，くすのき あさみ，たけしま かつのり)

Figure.1. 事業所内での暴言および適切な発言頻度の変化

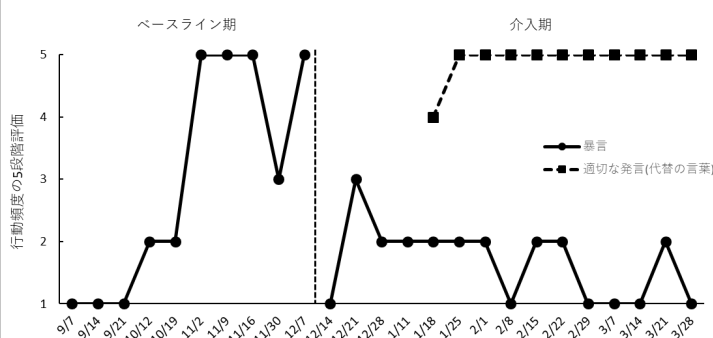
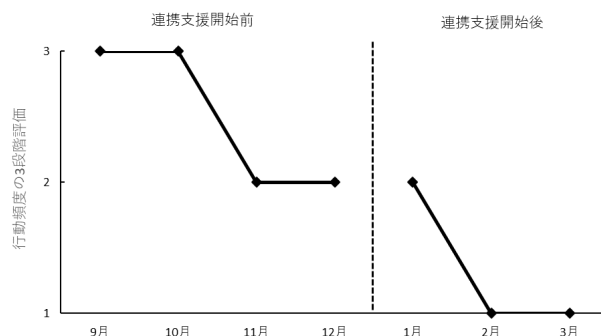


Figure.2. 学校での暴言の頻度の変化



仮想的説明が学業自己効力感の向上を介して心理的ストレスの低減におよぼす影響

○井前田望陽¹・井安陪梨沙²・井山本博樹¹・王語非²・永井聖剛¹
(¹立命館大学総合心理学部・²立命館大学大学院人間科学研究科)

キーワード：学習方略，仮想的説明，学業自己効力感，心理的ストレス

目 的

今日の大学生は多くの心理的ストレスを抱えている。しかしその低減策として、大学生が多くの時間を費やす学習面との関係で検討されることは少なかった。これに対して佛谷・渡部（2022）は、新しい学習方略の教授が学業自己効力感を向上させると述べている。また、神藤（1998）は、自己効力感の向上が心理的ストレスを低下させると示唆している。これを踏まえ本研究では、学習者一人で使用できるという事に利点がある学習方略として、仮想的説明を取り上げる。その上で、仮想的説明という新しい学習方略の教授が、学習面での自己効力感（学業自己効力感）を向上させ、心理的ストレスの低減をもたらすという仮説を構築し、仮説検証のための実験を行った。

方 法

参加者 関西にある大学の心理学部の2～4年生（40名：男性19名、女性21名）を対象とした（外れ値であった2名を除く38名が分析対象）。平均年齢は20.71歳（ $SD=1.00$ ）であった。これらを仮想的説明群20名と自主学習群20名に割り振った。後述する学業自己効力感尺度を用いて、その合計値において事前より事後が高かった者を向上群、同じまたは低かった者を非向上群に分けた。その結果、仮想的説明群において向上群が12名、非向上群が8名、自主学習群において向上群が9名、非向上群が9名となった。

材料 学業自己効力感は大内（2004）の尺度（計14項目）を使用した。心理的ストレスは鈴木他（1997）の尺度（計18項目）を使用した。学習教材と理解度テストは山内他（2023）の「共分散構造分析とパス・ダイアグラム」に関する課題を使用した。

手続き まず両群に基本情報及び上記2つの尺度を含む質問紙にGoogle Formsで回答させた。その後、仮想的説明群に対しては仮想的説明の教授を行い、それに関する練習課題をさせた。次に両群に学習教材を配布し、15分間学習させた。自主学習群は普段と同様に学習させ、仮想的説明群は教材を読み込む時間を8分、仮想的説明を行う時間を7分とった。学習後に両群に対して理解度テストと初めに実施したものと同様の質問紙への回答を求めた。

結 果

心理的ストレスの合計得点について、学習条件（2：仮想的説明群・自主学習群）×学業自己効力感向上（2：向上群・非向上群）×テスト時期（2：事前・事後）の3要因混合計画分散分析を行った。その結果、2次の交互作用に有意傾向が示された（ $F(1, 34) = 3.39, p = .074, \eta^2 = .091$ ）。そこで、学習条件の水準ごとに2要因分散分析を行った。その結果をFigure 1に示した。

まず、仮想的説明群においては、テスト時期の主効果が有意であり（ $F(1, 18) = 11.99, p = .003, \eta^2 = .400$ ），Figure 1が示すように、向上群も非向上群も事前から事後にかけて心理的ストレスが低減することが示された。

次に、自主学習群においては、学業自己効力感向上とテスト時期の交互作用が有意であった（ $F(1, 16) = 14.40, p = .002, \eta^2 = .474$ ）。単純主効果の検定の結果、向上群において、テスト時期の単純主効果が有意であり（ $F(1, 16) = 23.24, p < .001, \eta^2 = .744$ ），Figure 1が示すように事前（ $M = 10.78, SD = 2.78$ ）より事後（ $M = 4.89, SD = 2.90$ ）で心理的ストレスが有意に低減した。しかし、非向上群においては低減が示されなかった。

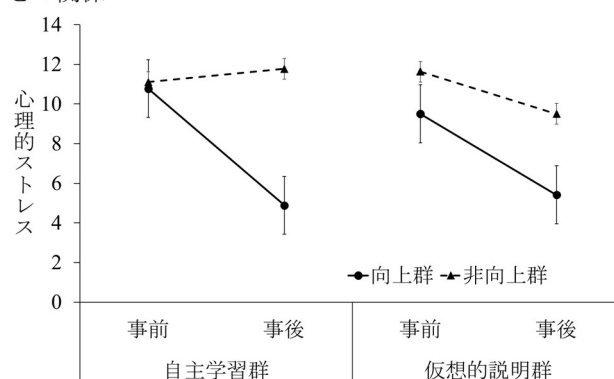
考 察

仮想的説明群では、学業自己効力感の向上・非向上の両方で、心理的ストレスが低減した。なぜ非向上群でも心理的ストレスが低減したかという点については、今後の検討課題となる。一つの可能性として、仮想的説明の有効性の認知との関係が考えられる。山口（2012）は学習方略の使用において、その学習方略の有効性の認知が関わると述べていることから、例えば効果が示されている学習方略（本研究における仮想的説明）を使用することによる安心感が心理的ストレスの低下につながった可能性が考えられる。

また、自主学習群においては向上群において事前より事後で心理的ストレスが低減しており、先行研究と一致した。また、非向上群では心理的ストレスの低減が示されず、この点も先行研究と一致している。

以上より、自主学習の場合は学業自己効力感の向上を介して心理的ストレスが低減するが、仮想的説明の教授を行った場合には、学業自己効力感の向上と非向上のどちらでも、心理的ストレスの低減をもたらす可能性が示唆された。今後は仮想的説明による学習時の発話を分析し、各発話が学業自己効力感や心理的ストレスに及ぼす効果を詳細に検討し、仮説検証を深めていきたい。

Figure 1
各群における学業自己効力感の変化と心理的ストレスとの関係



注）エラーバーは標準偏差を示す。

（まえだみはる，あべりさ，やまもとひろき，おうごひ，ながいまさよし）

大学生を対象とした教育動画の利用状況について

— インターネット依存との関連性について —

宮崎柚穂¹・北口勝也²

(¹武庫川女子大学大学院文学研究科教育学専攻・²武庫川女子大学教育学部)

キーワード：教育の ICT 化, 教育系動画, IAT, インターネット依存

目 的

2020年にコロナウイルスが世界中で流行し、日本でも緊急事態宣言が出され、外出の自粛を要請される事態が発生した。日本中が混乱に陥る中で、新型コロナウイルス感染症対策の為、全国の小学校、中学校、高等学校及び特別支援学校での一斉休校が文部科学省から発表された。それに伴って、学校でのICT化が急激に進んだ。GIGAスクール構成をはじめとした、学校教育の現場におけるタブレット端末の導入やオンライン授業の普及が重要視されてきた。しかし、教師のICTスキルに格差があるなど問題は多くあり、個別最適化の授業はまだ問題が多く、発展途上だと言える。その為、学校教育では限界がある。そこから、個人で自分合った勉強法をするようになった。その中の一つに動画を見て学ぶという方法が生まれた。

本研究では、こうした背景を踏まえ、本研究では、動画による教育が学生の学習成果に対してどのような効果をもたらすのかを検討する。加えて、YouTubeにおける教育系動画視聴とインターネットへの依存度との関連性について、大学生を対象としたアンケート調査をもとに分析を行うことを目的とする。目的としている。

方 法

調査期間：2025 年 7 月～2025 年 10 月

調査対象：大学 1～4 年生 130 名を対象とした。

表 1 アンケート項目

学年
YouTube学習経験
中学校 教育系Youtube視聴経験
中学校 視聴した教科（複数回答可）
中学校 視聴したYoutubeチャンネル
高校 教育系Youtube視聴経験
高校 視聴した教科（複数回答可）
高校 視聴したYoutubeチャンネル
大学 教育系Youtube視聴経験
大学 視聴した教科（複数回答可）
大学 視聴したYoutubeチャンネル
授業内容を理解するのに効果的か
教科書と比べて理解しやすいか
まず教育系YouTubeを見るか
見た後に問題演習をするか
成績が上がったか
モチベーションが上がるか
よかった点・悪い点（自由記述）
IAT(20項目)

調査手続き：中学・高校・大学のときを回想しながら、YouTube 教育系動画の利用状況を回答させ、同時に動画の教育効果についても質問した（表 1）。同時に、インターネット依存度テスト（IAT；Young, 1998, 久里浜医療センターによる翻訳版）も行った。IAT に関しては、久里浜医療センターよりアンケートの使用許可を得た。調査では Google フォームを用いて作成したオンライン質問紙によりデータを収集した。所要時間は、10 分～15 分であった。

結 果

「内容理解への効果」「教科書と比べた理解しやすさ」「教育系YouTubeの優先度」「成績向上」「モチベーション向上」は相互に相関が高く、インターネット上の教育動画の学習効果は、学習者の主観としては高いことが明らかになった。また、学習者が動画を見たままでは終わらせず、その後に問題演習をしていることも示された。さらに、インターネット依存度の高さとそれぞれの項目得点との相関を検討したところ、モチベーション向上において有意な相関が見られた。

表 2 質問項目相互およびIATスコアとの相関係数

	内容理解への効果	教科書と比べての理解しやすさ	教育系YouTubeの優先度	視聴後の問題演習	成績向上	モチベーション向上	IATスコア
内容理解への効果		0.85	0.45	0.49	0.63	0.53	0.09
教科書と比べての理解しやすさ			0.54	0.50	0.64	0.57	0.12
教育系YouTubeの優先度				0.47	0.64	0.46	0.09
視聴後の問題演習					0.66	0.48	0.15
成績向上						0.67	0.08
モチベーション向上							0.19

考 察

今回の研究では、教育動画が教科書より理解しやすく、内容理解や成績向上に役立つと認識されていることが明らかになった。一方で、インターネット依存度が高い学習者ほど、教育動画によってモチベーションが高まっている可能性が示唆された。教育動画の効果を最大限に引き出すには、安定したインターネット環境と適切な利用指導が必要である。今後は、インターネット利用の詳細な実態把握や教育動画の長期的な効果検証が求められる。

(みやざきゆずほ, きたぐちかつや)

問題のあるスマートフォン使用が日常生活に及ぼす影響

—スマートフォン依存傾向者に対するインタビュー調査—

○首藤祐介¹・大石恭華²・秦寛志³

(¹大学立命館大学総合心理学部・²元立命館大学大学院人間科学研究科・³立命館大学大学院人間科学研究科)

Problematic Smartphone Use, インタビュー, ハーム、トピックモデル

目 的

スマートフォンは日常生活に欠かせないツールであり、コミュニケーションや情報収集、娯楽から学習まで様々な用途で活用されている。その利便性から広く普及する一方で、過剰な使用や制御困難な使用に起因する問題、すなわちProblematic Smartphone Use (PSU) が注目されている。

PSUは様々な影響を心身に与えることが知られている。たとえば、学業成績の低下、生産性の損失、集中力の阻害といった機能的な側面にも広範な悪影響を及ぼす可能性が挙げられる (Busch & McCarthy, 2021)。

その一方で、スマートフォンの使用には、単に便利であることを超えた利点も存在する。例えば、学業機会の提供と学業成績の向上 (Wang, Hsieh & Kung, 2023)、親しい友人関係の構築 (Roos & Wrzus, 2023) などに影響を与えることが示されている。

このように、スマートフォンは否定的・肯定的機能の両側面を有し、PSU傾向者においても、単に否定的側面を強調し、その使用の禁止を目指すことは適切とはいえない可能性がある。よってPSU傾向者におけるスマートフォンの影響を明らかにすることが、この問題に対する支援において必要と言える。

そこで本研究では、PSU傾向者を対象にスマートフォン使用の影響に関するインタビュー調査を行い、その心理社会的な影響を検討することを目的とする。

方 法

対象者 18歳以上39歳未満の2000名を対象にスクリーニングを実施した。日本語版スマートフォン依存スケール短縮版 (以下SAS-SV-J) のカットオフ値を超え、かつインタビュー調査参加の同意が得られた者19名 (男性5名、女性14名、平均年齢31.74±5.77) を対象者とした。なお、カットオフ値は男性31点、女性33点とした。

手続き 対象者にインタビューを実施した。インタビューはWeb会議システム (Zoom, Zoom Communications Inc.) を通じて行い、先行研究に基づき作成したインタビューガイドに沿って実施する半構造化面接の形式で行った。インタビューでは、主にスマートフォンの使用が日常生活に及ぼす影響についての聞き取りを行った。

統計解析 スマートフォン使用の影響を尋ねるインタビューに含まれる話題/トピックを明らかにするために、LDA (Latent Dirichlet Allocation) によるトピックモデルによる分析を実施した。なお、分析にあたっては各インタビューデータを逐語化し、対象者の発言のみを取り出し、発言ごとに分割した。その上で形態素解析等の前処理を経て分析を行なった。

分析には R (ver. 4.5.1) を使用し、LDA の実装には topicmodels パッケージ、またトピック数の推定には ldatuning パッケージの 4 指標 (Arun2010, CaoJuan2009, Deveaud2014, Griffiths2004) を参考とした。

倫理的配慮 本研究は、立命館大学「総合心理学部・人間科学研究科における研究倫理審査委員会」の承認を得た上

で実施した (承認番号: E24-0061)。

結 果

対象者 19 名のうち記録に破損のあった 2 名を除いた 17 名を分析対象とし、2059 発言、名詞 2666 単語が得られた。

トピック数については得られた指標を参考に、解釈可能性を考慮し 9 トピックと判断した。各トピックにおける出現確率の高い単語を参考に、それぞれのトピックを 1) 心配事の増加、2) 親しい人との連絡の取りやすさ、3) 仕事上の連絡の取りやすさ、4) PC の代わりとしての使用、5) 否定的感情、6) アプリによる業務や学業の管理、7) 情報アクセスとその感情の影響、8) SNS 利用による人間関係の構築、9) 使用時間増加とそれに伴う生活・睡眠への影響、と命名した。

考 察

本研究の目的は、PSU傾向者におけるスマートフォン使用の心理社会的な影響を検討することであった。分析の結果、スマートフォン使用の影響を尋ねるインタビューには 9 トピックが含まれることが明らかになった。

PSU傾向者を対象としているが、トピックの大部分はスマートフォン使用の利点を述べるものであり、主に公私において他者と連絡を取りやすくなること、人間関係の構築が容易になること、PCの代わりに使用でき、業務や学業の管理や情報収集が容易になることなどが挙げられていた。

一方、スマートフォン使用の害となる側面については、心配事や否定的感情の出現、および使用時間が長くなることや、それに伴って睡眠や生活リズムの悪化、他のすべきことに時間が割けなくなるトピックが述べられていた。

PSU傾向者が感じるスマートフォン利用の利点は多くあり、また現代社会においてこれらの利点を享受できないことは、社会的関係からの孤立や負担感増加などさらなる否定的影響を生じさせる可能性がある。よって、PSU傾向者に対する支援においては、スマートフォンの使用禁止ではなく、これらの利点の恩恵を最大限受けつつ、否定的側面の最小化、すなわち否定的感情の悪化予防や、生活上の困難を減らす工夫ある使用などが求められると言える。

引用文献

- Busch, P. A., & McCarthy, S. (2021). Antecedents and consequences of problematic smartphone use: A systematic literature review of an emerging research area. *Computer s in Human Behavior*, 114, 106414.
- Roos, Y., & Wrzus, C. (2023). Is the Smartphone Friend and Foe? Benefits and Costs of Self-reported Smartphone Use for Important Life Domains in a Representative German Sample. *Current Psychology*, 42(28), 24717–24731.
- Wang, J. C., Hsieh, C. Y., & Kung, S. H. (2023). The impact of smartphone use on learning effectiveness: A case study of primary school students. *Education and information technologies*, 28(6), 6287–6320.

※本研究はJSPS科研費22K03114の助成を受けた。

(しゅどうゆうすけ, おおいしきょうか, はたかんじ)

問題のあるゲーム使用が well-being に与える影響の検討

—ゲーム使用に伴うハームの媒介効果を想定して—

○秦 寛志¹・首藤祐介²

(¹立命館大学大学院人間科学研究科・²立命館大学総合心理学部)

キーワード: Internet Gaming Disorder, ハームリダクション, 心理的 Well-being, 媒介分析

目 的

ゲームは世界的に楽しめる娯楽の一つであり、ゲーム使用は心理的 Well-being の向上に寄与する(Johannes et al., 2021)。一方、過剰で持続的なゲーム使用によって機能障害や苦痛が生じている状態である Internet Gaming Disorder 以下, IGD; APA, 2023) は、心理的 Well-being に負の影響を示すことがわかっている(Hartanto et al., 2021)。つまり、ゲーム使用は心理的 Well-being に対してポジティブにもネガティブにも影響を及ぼす。

また、問題のあるゲーム使用によってゲームへのとらわれ、社会生活上の困難、睡眠への影響、ネガティブ感情、身体的愁訴といった精神的・身体的な害(ハーム)が生じる(秦他, 印刷中)。ハームは診断基準では機能障害としてまとめられているが、IGD の中核概念として近年重視されつつある(King & Delfabbro, 2018)。抑うつや不安などのネガティブ感情、ソーシャルスキル、睡眠、身体的活動は心理的 Well-being に影響を与えることから(Morales-Rodríguez et al., 2020)、問題のあるゲーム使用に伴うハームも同様に心理的 Well-being に影響を与えると考えられる。これらの知見から、IGD 傾向が高いほどハームを強く経験し、ハームを経験することで心理的 Well-being が低下することが予測できる。しかし、これまでの研究ではハームの包括的な測定が困難であったため、十分な検討がなされてこなかった。そこで、本研究では IGD が心理的 Well-being に与える影響について、ハームによる媒介を想定して検討を行う。

方 法

対象者 アイブリッジ株式会社が提供するオンライン調査サービス Freeasy に登録しているオンラインモニター729名(男性348名、女性381名平均年齢32.76歳、SD=5.14)を分析対象とした。

質問紙 IGD 傾向の測定には、7項目で構成される日本語版 Gaming Addiction Scale 以下, GAS7-J; 古賀・川島, 2018)を用いた。ハームの測定には、18項目5因子で構成される問題のあるゲーム使用に伴うハームを測定する為の尺度(以下, GMHS; 秦他, 印刷中)を用いた。心理的 Well-being の測定には、6因子24項目で構成される心理的ウェルビーイング尺度短縮版(以下, PWBS; 岩野他, 2015)を用いた。なお、全ての尺度は原著論文にて十分な妥当性・信頼性が示されている。

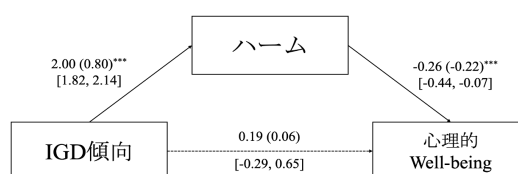
統計的解析 GAS 得点(IGD 傾向)を説明変数、PWBS 得点(心理的 Well-being)を目的変数、GMHS 得点(ハーム)を媒介変数として、構造方程式モデリングによる媒介分析を実施した。また、間接効果の推定については、パス係数の積が非正規分布となる可能性を考慮し、ブートストラップ法(リサンブル回数5000回)を用いて検討した。なお、分析には R (4.4.2) および lavaan パッケージを用いた。

倫理的配慮 本研究は立命館大学「人を対象とする研究倫理審査委員会」の承認を受けて実施した(承認番号: 衣笠-人-2024-109-1)。

結 果

媒介分析を実施した結果、IGD傾向からハームへは2.00の強い有意な正の影響($\beta = -0.80, p < .001$)、ハームから心理的 Well-being へは-0.26の弱い負の影響($\beta = -0.22, p < .001$)を示した。また、間接効果は-0.51(99%CI = [-0.89, -0.14], $\beta = -.17$)、総合効果は-0.32(99%CI = [-0.61, -0.03], $\beta = -.11$)となり、共に1%水準で有意であった。一方、IGD傾向から心理的 Well-being への直接効果は有意でなかった(0.19, 99%CI = [-0.29, 0.65], $\beta = 0.06$)。

Figure1 IGD傾向がハームを媒介して心理的 Well-being に与える影響



※注 丸括弧内は標準化係数、角括弧内は99%CIを示す
*** $p < .001$

考 察

本研究の結果、IGD 傾向はハームを媒介して心理的 Well-being に負の影響を与えることがわかった。特に IGD 傾向から心理的 Well-being への直接効果が非有意となり、間接効果が有意となったことから、ハームが完全媒介することが示唆された。つまり、IGD 者においては IGD 傾向そのものを低減させるよりも、ハームを取り除くことが心理的 Well-being の向上につながると言える。IGD 傾向が心理的 Well-being に与える総合効果はわずかであったが、先行研究の結果と一致するものである(Teng et al., 2020)。また、ハームが心理的 Well-being に与える影響もわずかであり、間接効果も小さかった。これは心理的 Well-being は包括的な概念であることから(岩野他, 2015)、その他複数の要因が心理的 Well-being に影響を与えている可能性がある。

今後の展望として、IGD 者への支援ではハームを減らすことを目的としたハームリダクションに基づく支援を行うことで、IGD の改善に加えて心理的 Well-being の向上にも寄与することができる。

主要引用文献

- Hartanto, A., Lua, V. Y. Q., Quek, F. Y. X., Yong, J. C., & Ng, M. H. S. (2021). A critical review on the moderating role of contextual factors in the associations between video gaming and well-being. *Computers in Human Behavior Reports*, 4, 100135.
- 秦 寛志・山本 竜也・首藤 祐介 (印刷中). 問題のあるゲーム使用に伴う害(ハーム)を測定する為の尺度(GMHS)の作成 日本アルコール・薬物医学会雑誌, 60(2).
- Morales-Rodríguez, F. M., Espigares-López, I., Brown, T., & Pérez-Mármol, J. M. (2020). The relationship between psychological well-being and psychosocial factors in university students. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(13), 4778.
- (はた かんじ, しゅどう ゆうすけ)

発達障害児－保育者間の信頼関係構築に関する研究

浅井咲好¹

北口勝也²

(¹武庫川女子大学大学院文学研究科教育学専攻・²武庫川女子大学教育学部)

キーワード：信頼関係，発達障害児，保育者

目 的

近年，幼児教育・保育の現場では，発達障害児との信頼関係を築くのに困難さを感じる保育者が少なくない。健常児との信頼関係構築を検討した岡本（2018）では，子どもが信頼する保育者の実践は，「親和的関わり」と「把握的関わり」の2因子に分けられることが示された。さらに岡本（2021）では，信頼関係構築による子どもの変化に焦点を当て，健常児における信頼関係構築の特徴を明らかにした。信頼関係を築くことのできた子どもの変化として，半数以上の保育者が，情緒的安定，自己表出態度，友達に関する関係構築態度，外的表出態度について言及した。特に，情緒的安定－自己表出態度への言及が多かった。

しかしながら，健常児と保育者の信頼関係は研究されているが，発達障害児との信頼関係構築についての研究は少ない。そこで本研究では，「保育者との信頼関係」を，保育者が一貫性を持って，子どもの内面を理解し，丁寧に寄り添う関わりを続けることで「安全基地」が形成され，①情緒面で子どもが安定している状態，②行動面で子どもが主体的に行動できる状態，と定義し，保育者へのインタビュー調査を行った。本研究の目的は第1に，現役保育士が経験した発達障害児との信頼関係構築の様相を明らかにすること，第2に保育者と発達障害児との信頼関係構築の行動指標を作成することである。

方 法

調査対象者 保育士4名，幼稚園教諭5名。保育歴は，4年～15年が6名，16年以上を3名であった。

調査期間 2025年4月1日から6月16日。

調査手続き 所要時間は20分～45分であった。半構造化面接法により，これまで保育をした発達障害児について聞き取った。質問項目は全12項目あり，対象者には質問内容を事前に伝えておいた。

結 果

保育者との信頼関係構築までの期間を保育士，幼稚園教諭とで分けた結果が図1のとおりである。

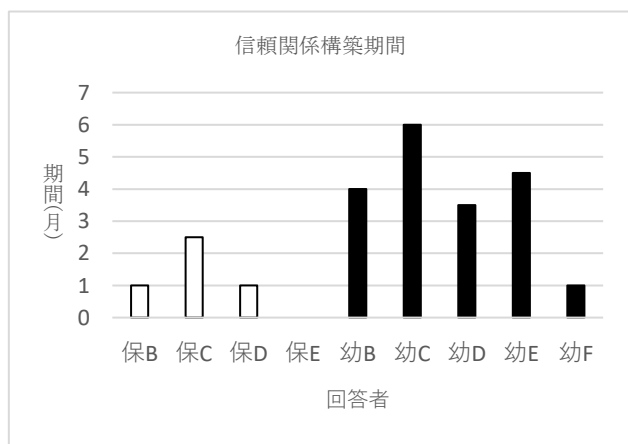


図1 信頼関係構築に要した期間

インタビュー調査の結果を，岡本（2021）の信頼関係構築による子どもの変化の研究結果を基にして信頼関係と思われる行動に対して，健常児と発達障害児との信頼関係構築による違いを表1でまとめた。（表1）

表1 信頼関係が構築できたと思えた行動

子どもの変化	健常児（岡本，2021）	発達障害児（本研究）
園への適応度	お母さんと離れられる，園に来る，園で過ごせる	親と離れられる，楽しい場所だと気付く
②内的充実感	自信を持つ，自己肯定感を持つ，心が成長する	
③情緒的安定	安心・安定する，楽しい	痙攣・自傷が減る，身体をあずける
④情緒的表出態度	表情が笑顔に変わる	喜んだり笑顔が見られた
⑤外的表出態度	やってみる，挑戦する，頑張る，力を発揮する	生活面の自立，挑戦する
⑥自己表出態度	子どもが発言する，自分を出す	出来るようになったことの報告したいことを話そうとする
⑦主体的態度	遊ぶ，自主的に行動する	自分から挨拶をする
⑧保育者への接近態度	保育者に近寄る，保育者を頼る	保育者を呼ぶ，探す，保育者を頼る
⑨保育者への受容態度	保育者の話を聞く，思いを受け止める	目が合い話を聞く，思いを受け止める
⑩保育者への応答態度	保育者に応答する，保育者の思いを読み取り行動する	返事をする，保育者の真似をする
⑪友達への関係構築態度	友達への意識や関りに広がる	名前を覚える，興味を持つ，保育者なしでのやり取り

考 察

今回の結果から，健常児を対象とした先行研究では見られなかった行動として，「痙攣・自傷が減る」，「生活面の自立」，「目が合い話を聞く」，「保育者の真似をする」などが信頼関係構築指標としてあげられた。また，保育者と関係が構築した後に，友達との関係も発展していったという内容も見られた。今回のインタビュー調査では，3項関係が難しいとされている発達障害児でも，保育者との信頼関係を築くことができたと考えられる回答があった。

また，今回のインタビューで保育士と幼稚園教諭との信頼関係構築に要した期間の違いも見られた。平均すると，保育士では，1.5ヶ月，幼稚園教諭3.8ヶ月となった（保Eでは，「いつのまにか」という回答であったため空欄）。この差は，預かる時間の長さや夏休みの有無で生じること，また発達障害の重症度が異なることも示唆された。

（あさいさきこ・きたぐちかつや）

神経性やせ症における両価性評価のための尺度の検討

—文献レビューによる考察および今後の展望について—

○本城遥¹・東辻紗菜子²・井松岡優菜^{2,3}・井伊藤大輔¹

(¹兵庫教育大学大学院学校教育研究科, ²兵庫教育大学大学院連合学校教育学研究科, ³日本学術振興会特別研究員 DC2)

キーワード：神経性やせ症, 尺度, 両価性, 自我親和性

目 的

近年、摂食症は増加の一途を辿っている。特に、神経性やせ症（以下、AN）は、最も死亡率の高い精神疾患であり、早期発見・早期治療は症状の回復において重要とされている（中里・大溪, 2024）。

一方、摂食症患者の未受診や自己判断による治療中断の多さもまた課題となっている。菅原他（2023）の調査によると、未受診 64 名（16.9%）、受診中断 143 名（37.7%）であり、未受診および受診中断が全体の 54.6%を占めることが示されている。

そして、摂食症の中でも、AN 患者における治療の動機付けは困難を要する。AN では、治療による変化に対する両価性や症状と自己との自我親和性が特徴であり、これが治療動機の低さの大きな要因となっている（Serpell et al., 1999; Gregertsen et al., 2017）。そのため、治療動機の低さを改善するために、AN の特徴を客観的に把握し理解することは重要である。しかし、本邦において、AN における両価性を定量的に測定可能な尺度は現存しない。

したがって、本研究では、AN における両価性を定量的に測定可能な尺度について、英文献レビューを実施し、考察および今後の展望について検討することを目的とする。

方 法

本研究では、AN における両価性を測定する尺度開発を行った研究についてのレビューを実施した。

文献を検索するデータベースとして、PubMed を用い、キーワードを「("Anorexia Nervosa"[MeSH] OR "Anorexia Nervosa"[tiab]) AND (scale[tiab] OR questionnaire[tiab] OR measure[tiab] OR inventory[tiab]) AND (ambivalence[tiab] OR "decisional balance"[tiab])」とした（2025 年 9 月 9 日時点）。また、ハンドサーチによる検索も行った。

検索結果のタイトルとアブストラクトを確認し、AN における両価性の測定を目的とする尺度開発に関する論文を抽出し、選定した。

結 果

文献検索の結果、重複を除いて 11 件が対象となり、選定基準に基づき精査したところ、2 件が残った。また、ハンドサーチにより 2 件が追加され、合計 4 件の先行研究を分析の対象とした。

まず、Rieger et al. (2000)は、オーストラリアの AN 入院患者 71 名を対象に、AN 患者における回復への準備性を測定することを目的とした Anorexia Nervosa Stage of Change Questionnaire (ANSOCQ) を開発した。AN に関する 7 つの側面（①体型と体重、②食行動、③体重コントロール戦略、④情緒的困難、⑤問題のある性格特性、⑥社会的困難、⑦治療の問題）について、全 23 項目で構成され、内的整合性も良好であった ($\alpha=.90$)。

次に、Cockell et al. (2002)は、AN 治療を受診中の女性 246 名を対象に、AN 患者における変化への準備性を測定する

ことを目的とした Decisional Balance Scale (DB) を開発した。全 30 項目から構成される①負担、②利益、③機能的回避の 3 因子構造が示され、それぞれの内的整合性も良好であった ($\alpha=.88$)。

そして、Serpell et al. (2004)は、4 つの異なるソースから募集された AN 患者女性 233 名を対象に、AN の肯定的側面 (Pro) と否定的側面 (Cons) の両方を測定することを目的とした Pros and Cons of Anorexia Nervosa (P-CAN) を開発した。Pro に関する 6 つの下位尺度（①安全/構造化、②外見、③生殖能力/性、④体力、⑤感情/苦痛の伝達、⑥特別/スキル）と、Cons に関する 4 つの下位尺度（⑦囚われ、⑧罪悪感、⑨憎悪、⑩感情の抑制）について全 50 項目で構成され、各下位尺度は中～高程度の内的整合性が示された ($\alpha=.68-.89$)。

最後に、Marzola et al. (2016)は、イタリアの AN 入院患者 81 名を対象に、AN 患者が自身の疾患にどのような意味や価値を見出すのかを測定することを目的とした Meanings of Anorexia Nervosa Questionnaire (MANQ) を開発した。全 12 項目から構成される①内的、②関係性、③回避の 3 因子構造が示され、内的整合性も良好であった ($\alpha=.869$)。

考 察

本研究では、AN の両価性の測定を目的とした尺度開発に関する先行研究について、4 件のレビューを行った。4 件の特徴として、Prochaska & Clemente(1983)の行動変容モデル (Transtheoretical Model: TTM) に基づいたもの (DB, ANSOCQ) と、先行する質的研究に基づいたもの (P-CAN, MANQ) に大別される。特に、Serpell(1999)の質的研究に基づいて開発された P-CAN は、AN の自我親和性に着目した上で、両価性を捉えようとする尺度である。また、P-CAN は、Serpell(1999)から得られた AN 患者自身の言葉から質問項目を構成している点が他の尺度にない強みであり、より臨床像を捉えられているだろう。

このように AN の治療において、両価性を理解することは重要であると考えられており、海外では理論あるいは質的研究に基づいた測定可能な尺度が開発され、多言語の翻訳版も開発されている (e.g., Han et al., 2025)。しかし、本邦にはそれを定量的に測定できるツールが存在しないため、日本語版の開発が望まれる。

引用文献

Serpell, L., John, D. T., Nicholas, A. T., & Janet, T. (2004). The Development of the P-CAN, a Measure to Operationalize the Pros and Cons of Anorexia Nervosa. *The International Journal of Eating Disorders*, 36 (4), 416-33.

(ほんじょう はるか、ひがしつじ さなこ、まつおか ゆうな、いとう だいすけ)

児童生徒時代の学級の社会的目標構造が 不登校児童生徒へのイメージに与える影響

○井山口基¹・井松本大誠¹・赤松大輔¹・田爪宏二¹
(¹ 京都教育大学)

社会的目標構造、登校意欲、不登校、不登校児童生徒イメージ

目 的

「思いやりを持とう」、「ルールを守ろう」など、児童生徒に身につけさせたい社会性について学級内で掲げた目標や雰囲気のことを社会的目標構造という(大谷他, 2016)。このうち、「他者のためになにか行動を起こす」といった向社会的な行動を促すものが向社会的目標構造であり、「学級の秩序を守る」といったルールを守る行動を促すものが規範遵守目標構造であるとされる。

社会的目標構造は、子どもどうしの関わりを促すことが示されている。例えば、大谷他(2016)は、向社会的目標構造は児童の相互学習を介して、学習への内発的動機づけや自己効力感を高めることを示した。また、山本他(2021)は、2つの社会的目標構造が児童生徒の友人関係への動機づけを介して向社会的行動を促すことを示した。

本研究では、大学生を対象とした回想調査を通して、彼らが児童生徒時代に経験した社会的目標構造と不登校児童生徒に対するイメージとの関連を検討する。本間(2000)では、中学生を対象とした調査を通して、不登校児童生徒に対するイメージには「配慮・共感」「批判」「無関心」「羨望」といった側面があり、一部には性差があることが示されている。文珠(2002)は、大学生が不登校経験者からの話を聞くことにより、不登校児童生徒に対するイメージがより共感的なものに変容したことが報告されている。こうしたイメージには、子どもどうしの関わり方や学級の雰囲気も影響しうると考えられるが、学級要因の効果を検討した研究はほとんどみあたらない。社会的目標構造のうち、向社会的目標構造は、相手のことを考えて行動することを強調することが特徴であるため、「助けてあげたい」というような「共感・配慮」のイメージを促進することが予測される。一方で、規範遵守目標構造は、集団生活を円滑にするためのルールを守ることを強調することが特徴であるため、「よくない」というような「批判」のイメージを促進することが予測される。

方 法

調査時期 2024年12月および2025年6~7月

調査協力者 大学生125名を対象とした。

質問紙 属性変数 性別、年齢など。社会的目標構造 向社会的目標構造として「このクラスでは協調性が大事にされていました。」など5項目、規範遵守目標構造として「先生は授業中周りのことを考えて静かにしようといいました。」など5項目を5件法で尋ねた。不登校児童生徒へのイメージ 共感・配慮4項目、批判5項目、無関心3項目、羨望2項目について、それぞれ5件法で尋ねた。

結 果

社会的目標構造を独立変数、不登校児童生徒イメージを従属変数とする重回帰分析を行った(Table 1)。その結果、向社会的目標構造が「共感・配慮」のイメージと($\beta=31, p<.01$)「批判」のイメージを高めていた($\beta=.36, p<.01$)。規範遵守目標構造は、不登校イメージとの関連を示さなかった。

Table 1

重回帰分析の結果(値は標準化係数)

	共感・配慮	無関心	羨望	批判
向社会的目標構造	.31**	.02	-.09	.36**
規範遵守目標構造	.05	.14	.04	.07
R^2	.11**	.02	.01	.15**

** $p<.01$

考 察

重回帰分析では、向社会的目標構造が「共感・配慮」と「批判」の不登校イメージを高めることが示された。「共感・配慮」については、向社会的目標構造により児童生徒どうしの積極的な関わりや思いやりが促された結果と考えられる。その一方で、向社会的目標構造は「批判」の不登校イメージも同様に高めることが示された。文珠(2002)によると、小中学生は不登校に対するイメージとして「興味を持ち、共感をもって関わりたい」というイメージと同時に、不登校に対してネガティブなイメージもあわせ持っており、そのイメージから不登校生徒を自分の視野から排除しようとする行動ともつながってしまうことがあると指摘している。これは受容と排除といった相反する不登校イメージが共存しうる可能性を示唆していて、向社会的目標構造により児童生徒の積極的な関わりが促された結果、不登校児童生徒に対するネガティブなイメージをも高まることが考えられる。

その一方で、規範遵守目標構造については、どの不登校イメージにも関連しないことが示された。この目標構造は主に授業を中心とした学級内のふるまいに焦点を当てたものであったため、学校に登校していない不登校児童生徒にもつイメージには関連しなかったことが考えられる。

今後の課題として、まず、回想法を用いた点が挙げられる。また、社会的目標構造だけに限らず、その目標を掲げている教師の学級運営の方法も不登校生徒イメージに影響する可能性が考えられる。最後に、学級間での不登校児童生徒と関わる機会の差も関連があると考えられる。今後はこうした要因も合わせて検討を行う必要があるといえる。

主要引用文献

- 文珠 紀久野(2002). 不登校に対するイメージ変容に関する研究 山梨県立看護大学紀要, 4, 11-17.
本間 友巳(2000). 中学生の登校を巡る意識の変化と欠席や欠席願望を抑制する要因の分析 教育心理学研究, 48, 32-41.
大谷 和太・岡田 涼・中谷 素之・伊藤 崇達(2016). 学級における社会的目標構造と学習動機づけの関連—友人との相互学習を媒介したモデルの検討— 教育心理学研究, 64, 477-491.

(やまぐち もとい, まつもと たいせい,
あかまつ だいすけ, たづめ ひろつぐ)

発達障害児における感情の表出

- 表情カードの効果を探る -

細川沙耶¹・北口勝也²

(¹武庫川女子大学大学院文学研究科教育学専攻・²武庫川女子大学教育学部)

キーワード 発達障害, 表情カード, 感情表出

目 的

感情表出とは、自分の内面で生じている感情を外に表出することであり、乳児は生後一年目までに、喜び、怒り、恐れ、悲しみの基本的情動を獲得すると言われている。しかしながら、自閉スペクトラム症（ASD）は社会的コミュニケーションおよび相互関係における持続的障害、限定された反復する様式の行動、興味、活動の特徴とする障害であり、下位項目として、他者との交流に用いられる非言語的コミュニケーションの障害があげられている。（DSM-5-TR）。また、注意欠如多動症（ADHD）においても、不注意で話をきくことが困難であったり、衝動的に動いてしまったりと感情のコントロールが難しく、自分の気持ちを上手に伝えることを苦手としている。

小島ら（2013）は、感情の言語化が困難なASD児に対し刺激等価性の枠組みを用いた感情語の表出指導を行った。状況文と感情語を用いた見本合わせトレーニングにより、児童は状況に応じた感情語を適切に選択できるようになり、未指導の刺激間関係でも等価性が成立した。さらに、類似場面でも児童は自発的に適切な感情語で答えることができた。また、尾崎（2014）は、発達障害のため内部世界の表出に困難のある児童生徒の認知への支援として、音楽鑑賞の授業で「表情カード」を用い、そのカードがどのような文脈で効果があるのか、その有効性を検討した。その結果、発達障害のある児童生徒が音楽の「変化」、「形式」、および「構造上の特徴」等と結びつけて音楽的意味を認識し、それらについて言葉を介し表現していくことが可能となる過程において、「表情カード」を用いることの有効性明らかになった。

以上のように、表情カードは発達障害のある子供たちの感情認識と表現能力を向上させる効果的なツールである。

しかし、発達障害児に対する表情カード使用の効果に関する先行研究では、療育施設で効果が見られるのか、未就学児を対象とした場合に効果があるのか、周りの影響がない個別の状態（個別療育）でも効果が発揮されるのかという点がまだ明らかになっていない。そこで、本研究では、自分の感情を言葉や行動で表現することが困難な子どもたちが、自分の感情を表出できるようにするために、個別療育施設に表情カードを導入しその効果を明らかにすることを目的とした。

方 法

調査期間：2025年5月21日～9月26日

調査対象者：実践研究対象として未就学児5名（男児5名）、インタビュー対象として保護者5名、療育者3名の協力を得た。

手続き：約40分間の個別療育中に行われる活動ごとに、対象者の感情表現とそれに伴う行動指標を評価した。個別

療育内の各活動の終了時に対象者に表情カードを提示し、その時の感情に合うカードを選択させた。次に、選択した表情カードを用いて対象者に感情を言葉で表出させた。言語化が難しい場合はカードの選択のみを行った（Figure 1）。また、実験前後に保護者と療育者に対して、インタビュー調査を行った。これらの結果を分析し、対象児の表情カード選択と言語による感情表現・行動指標との相関を検討した。また、保護者や療育者が、対象児の感情をどのように評価しているか、自分自身の支援の効果をどのように感じているかも併せて分析した。

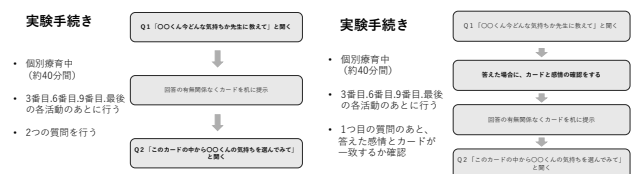


Figure 1 実験の手順内容

結 果

個別療育におけるセッションごとに対象者の感情表現とカード選択の一致度を分析した（Figure 2）。その結果、感情一致率はセッションの進行に伴い変動が見られた。初期のセッションでは一致率が低い場面もあったが、中盤以降は比較的安定して高い一致率を示した。

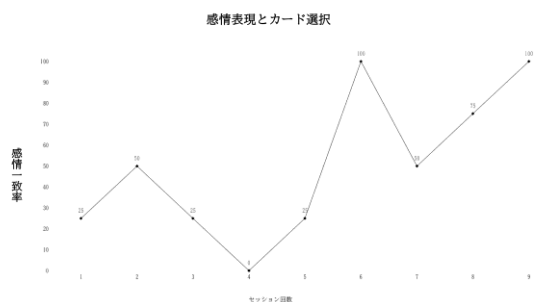


Figure 2 感情表現とカード選択時の感情一致率

考 察

今回は、男児1名のみ分析結果だが、セッション回数を重ねるごとに感情表現とカード選択の一致率が増加する傾向が認められた。今後はさらにセッションを重ねるとともに、アンケート調査など他の評価指標との関連も今後検討していきたい。

(ほそかわ さや, きたぐち かつや)

不登校児童生徒の学校内外の居場所づくりと効果的な支援

澤田里香¹・北口勝也²

(¹武庫川女子大学大学院文学研究科・²武庫川女子大学教育学部)

キーワード 不登校支援、適応指導教室、個別支援、集団支援、保護者支援

目 的

現代日本において、不登校児童生徒の割合は年々増加している。家庭環境や個人内要因など学校外での児童生徒一人ひとりが持つ背景や要因は様々にあると考えられる。一方、学校における背景要因としては、学習に関する課題だけではなく、教職員や友人との間のコミュニケーションがうまくいかず、「自分らしさ」を出すことができないことが考えられる。

本研究の目的は、不登校児童生徒の居場所づくりと効果的な支援について検討することである。子どもを取り巻く関係機関としてF小学校・適応指導教室C・発達支援教室Dのそれぞれの職員にインタビュー調査を行った。インタビューをもとに、不登校児童生徒にとっての学校内外の居場所づくりについてとその支援の在り方、連携について考察することを目的とする。また、インタビューを通じて各機関の共通部分から、支援に必要なことは何かを見出す。さらに、それぞれの機関だからこそできることとそれに関連して周りどどのように連携しているか、どのような連携や協力体制が今後必要になってくるかを調査した。

方 法

F小学校・適応指導教室C・発達支援教室Dのそれぞれの職員、不登校児童生徒の保護者にインタビュー調査を行った。インタビュー回数は原則一人一回でインタビュー時間はおよそ30分であった。インタビュー内容は調査対象者から事前に承諾を得た上でボイスレコーダーに記録し、後日文字起こしをし、分析を行った。

面接内容は、職員を対象とする面接内容項目Aと保護者を対象とした面接内容項目Bを用意した。それぞれの面接内容項目を分析すると同時に、本調査に一貫性を持たせるため、それぞれの面接内容項目に対応するところを設けたうえで分析を行った。

表1 インタビューにおける質問項目

対応項目	質問内容
① A1 最終的な目標・ゴール	
B7 これからについて	
② A2 支援の方法について(長期的支援・短期的支援)	
A5 支援の際に一番意識していること	
B3 家庭での支援・関わり	
③ A3 オンラインを使っているか(使っている場合の工夫・苦労)	
B6 オンラインを使った実践はどうだったか	

結 果

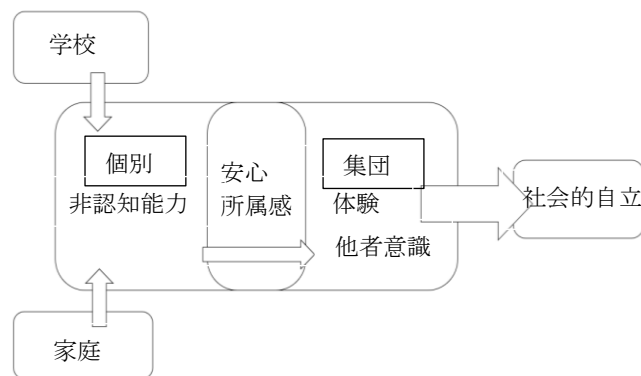


図1 不登校における居場所と支援の流れ

不登校になった背景や要因に着目して児童生徒に応じた対応が必要であるということが語られた。また、支援目標として学校復帰ではなく社会的な自立に重点を置いた長期的支援がメインであることが多かった。個別支援においては対面ではなく ICT の活用も多く見られたが、集団での支援においてはあまり効果がないということも語られた。

考 察

個別・集団での支援において両者に共通したのは居場所に関する安心感であった。不登校児童生徒への支援としての土台として自分を否定されず自分自身が受け入れられている所属感を児童生徒が持つことが初期の支援につながるのではないかと考えられる。また、初期の支援においては児童生徒だけでなく児童生徒の背景である家庭や児童生徒の保護者への支援も同時進行で行うことが重要であると語られた。つまり不登校支援は当該児童生徒だけに目を向けるだけではなく、同時に家庭や保護者への支援、関わりも含めた広い範囲での支援が必要であるとわかる。さらに、本調査で印象的であったのがオンラインを用いた取り組みや支援に関する認識が個別での支援と集団での支援で認識が異なっているという点であった。集団で関わる上での画面の向こうが見えない不安感や距離感、設備の準備の難しさが語られる中、オンラインでの関わりを続けられたということ自体が児童生徒の自信につながるという語りも見られた。このため、個別や集団におけるオンラインでの支援方法や関わりについては今後の課題として研究を続けたい。

それぞれの居場所で一貫して語られたのは、児童生徒が安心感や所属感を得た上で自分ができたという成功体験や活動を通しての経験が重要であるということだ。その体験としての方法がオンラインであったり勉強であったり、居場所に来ること自体であると考えられる。

(さわださとか・きたぐちかつや)

小学生における SNS 上の見知らぬ人との接触と友人関係の発達的特徴

○鈴木千晴¹・井中山満子²

(¹宇部フロンティア大学心理学部・²奈良女子大学文学部)

キーワード：ソーシャルメディア利用 小学生 友人関係

目 的

近年、子どもが日常的に利用するコンシューマーゲームにもソーシャルメディアの要素をもつものが増えるなど、インターネット上の見知らぬ人とコミュニケーションしたり(交流経験)実際に会ったり(対面経験)する可能性も身近になっている。このような接触は、子どもにとっては事件に巻き込まれる危険性を内包するものでもある。

交流経験のある小学生は両親・学校の友達へのソーシャルサポート知覚が非経験者より低く(鈴木・中山,2021)、非経験者より行動抑制を苦手とすることがわかっている(鈴木・中山, 2023)。本研究はこれらを踏まえ、小学生におけるオンライン上の見知らぬ人との交流・対面経験が、友人関係の発達の特徴や注意・行動制御とどのように関連するかについて検討を加えた。

方 法

調査対象者全国の公立小学校に調査を依頼し、同意を得た19校にてクラス単位の調査を行った。801名(男子385名、女子393名、その他2名、答えない21名)から回答を得た。うち12歳の子どもは733名で、残りは11歳だった。

質問紙の構成(1)SNSの利用実態(①普段SNSを利用するか②学校以外で使用する情報機器 ③一日のSNS利用時間④利用しているSNS ⑤最も利用するSNS)、(2)見知らぬ人との接触(①経験のある交流行動の種類 ②交流に使用する情報機器 ③対面経験の有無 ④対面経験の理由)、(3)心理尺度(①友人関係欲求尺度(武蔵・河村,2021) ②注意・行動制御の失敗(山形ら(2005)の成人用エフォートフル・コントロール尺度日本語版を参考に3項目作成)

結 果

対面経験がある子どもは27名(3.5%、欠損値38名除く)であった。性別ごとの各交流行動の経験者の割合はTable1に示した。性別ごとの各経験の有無についてカイ二乗検定を行ったところ、対面経験で性別による偏りは見られず、交流行動ではボイスチャット($\chi^2(3)=52.14, p<.05$)、したことがない($\chi^2(3)=20.70, p<.05$)で有意な偏りが見られた。残差分析の結果、ボイスチャットは男子と答えないカテゴリで経験者が多く、経験したことがないと答えた子どもには女子が多かった。

Table 1 見知らぬ人との性別・交流行動ごとの経験者の割合

	男(n=385)		女(n=393)		他(n=2)		答えない(n=21)	
メッセージやチャットの送受信	115	(29.9%)	112	(28.5%)	0	(0%)	10	(47.6%)
ボイスチャット	93	(24.2%)	36	(9.2%)	1	(50%)	11	(52.4%)
写真や動画の送受信	26	(6.8%)	22	(5.6%)	0	(0%)	3	(14.3%)
したことがない	184	(47.8%)	242	(61.6%)	1	(50%)	6	(28.6%)

友人関係欲求尺度について因子分析を行ったところ、武蔵・河村(2021)におけるギャンググループとピアグループ因子の項目がひとつの因子として見出され、他は同様の構造である4因子が見出された(F1娯楽的共行動: $\alpha=.698$, F2心

理的チャムグループ: $\alpha=.709$, F3行動的チャムグループ: $\alpha=.591$, ピアプレッシャー: $\alpha=.712$)。注意・行動制御の失敗の得点と合わせて平均と標準偏差をTable2に示した。

対面経験の有無によって Welch の検定を行い比較したところ、友人関係欲求尺度の各下位尺度に有意な差はなかった一方、注意・行動制御の失敗はあると答えた子どもで有意に得点が高かった($t(26.02)=2.39, p<.05$)。

各交流行動の有無によって Welch の検定を行い比較したところ、写真や動画の送受信の経験者は心理的チャムグループ得点が有意に低く ($t(57.84)=2.37, p<.05$)、経験したことがないと答えた子どもは行動的チャムグループ得点が有意に低かった($t(600.89)=2.79, p<.01$)。同様に注意・行動制御の失敗についてはメッセージの送受信 ($t(492.77)=-3.31, p<.01$)、ボイスチャット ($t(193.66)=-3.34, p<.01$)の経験者で有意に高く、経験したことがないと答えた子ども

Table 2 下位尺度ごとの心理尺度の平均値および標準偏差

	n	M	SD
注意・行動制御の失敗	703	2.30	0.70
友人関係欲求尺度			
娯楽的共行動	801	3.04	0.59
心理的チャムグループ	801	2.51	0.76
行動的チャムグループ	801	2.75	0.80
ピアプレッシャー	801	2.23	0.73

で有意に低かった($t(546.03)=4.40, p<.001$)。

考 察

対面経験でも交流経験の多くでも、注意・行動制御の失敗傾向の高い子どもが見知らぬ人と接触している可能性が示唆された。また、友人関係の発達の特徴に関しては交流経験との関連が示唆され、同調した行動を好む行動的チャムグループが低いと見知らぬ人との交流を経験していない可能性が示された。また SNS 上の見知らぬ人との写真・動画の交換は、他の行動に比べ危険性が高い行動だといえるが、心理的チャムグループは「秘密や悩みを友だちにうちあける」「親に言えない心配ごとを友だちに話す」などの項目で負荷量が高く、友人関係でこのような自己開示を行わない子どもほど写真・動画の交換を経験している可能性が示唆された。

引用文献

- 武蔵 由佳・河村 茂雄(2021). 小学生、中学生、高校生における友人関係の発達の変化に関する研究. 学級経営心理学研究, 10(1), 43-52.
- 鈴木 千晴・中山 満子(2021). 小学生におけるオンライン上での見知らぬ人との関わりと知覚されたソーシャルサポート—SNS 利用および孤独感との関連性の検討— パーソナリティ研究, 30(1), 33-35.
- 鈴木 千晴・中山 満子(2023). ネットを介して見知らぬ人と交流・対面する小学生の心理的特徴 信学技報, 123(165), 41-46.
- 山形 伸二・高橋 雄介・繁樹 算男・大野 裕・木島 伸彦(2005). 成人用エフォートフル・コントロール尺度日本語版の作成とその信頼性・妥当性の検討. パーソナリティ研究, 14(1), 30-41.
- (すずき ちはる, なかやま みちこ)

フィードバックによるスピーチの改善に影響を与える過去認知と将来期待の役割 (2)

—フィードバックの内容と内容充実度との関連に関する検証—

○田中雄一郎¹・#山本博樹²・○亀井隆幸³

(¹立命館大学人間科学研究科・²立命館大学・³立命館大学)

キーワード：過去認知・フィードバック・スピーチ

目 的

スピーチは大学生にとって自身の考えなどを表現する上で重要なスキルである。しかし、それに苦戦する学生もおり(福富・油川, 2023), 適切な指導が求められている。スピーチ実践後のフィードバックは指導法の一つに考えられており, 田中ら(2025)は, フィードバックによるスピーチの改善に対する認知的方略(例えば, Cantor, et al., 1987, 光浪, 2010)の影響を仮説し, 検証した。その結果, 過去認知の高低がフィードバックの効果を調整することを示した。しかし, フィードバックの内容(content)の違いによる影響は検証されていなかった。

この検証には過去認知の高・低群それぞれで, 学習者に対する適切なフィードバックの内容を検討する必要がある。そこで, 本研究はこの検討に向けた仮説探索的な検討を行うことにする。過去認知の高群と低群それぞれで有効なフィードバック内容の探索的な検討を行う。

方 法

参加者 関西圏の大学1, 2年生73名(平均19.65歳)が参加した。下述する過去認知に関する4件法の質問紙(光浪, 2012)を用いて, それぞれの得点を中央値で分割し, 参加者を高群, 低群に分類した。その結果, 過去認知高群37名, 過去認知低群36名となった。

手続き 参加者は以下の尺度と課題を順に, Zoomによりオンラインで実施した。

尺度 Google Formsで過去認知と将来期待に関する4件法の質問紙(光浪, 2012)に回答してもらった。

課題 田中ら(2025)と同様に, 「私の長所と短所」についてスピーチしてもらうことであった。この課題はフィードバック前と後にそれぞれ行われた。具体的には, 録画を開始して参加者に課題の内容を考えるための準備時間を3分設け, 準備時間の後5分間で1回目のスピーチを行ってもらった(以下SP1)。SP1の後, 1)「自分の長所と短所がはっきりと述べられている」, 2)「自分の主張の根拠が, 具体的に述べられている」, 3)「伝えたい内容がわかりやすく, 情報の量も適切である」, 4)「仕事のための自己アピールが十分に行われている」, 5)「主張や根拠やアピールなどが, 他の人には無い, その人なりのものとなっている」(以下, それぞれ項目1~5で記す)からなる5つの評価基準(福富・油川, 2023)で実験者が5段階(1点~5点)で評価し, その評価のみを伝えるフィードバックを行った(以下FB1)。その後, 1回目と同様の手続きで3分間の準備時間と5分間で2回目のスピーチ(以下SP2)を行ってもらい, フィードバック(以下FB2)を行って実験終了とした。

研究倫理 課題実施の前に, 参加者は十分なインフォームドコンセントを受けた上で参加同意書に署名し, 実験に参加した。録画についても事前に参加者の了承を得て行った。

結 果

2 回のフィードバック内容の分析

参加者に与えた福富・油川(2023)の5つの評価基準による評定点を用いて, フィードバック時期(2:1回目/2回目)×評価基準(5)の2要因分散分析を実施した。その結果, フィードバック時期と評価基準の主効果(いずれも $\alpha = .01$ 水準で有意)とは別に, この両者の交互作用が見られた($F(4,576) = 153.97, p < .01$)単純主効果と多重比較の結果から, 項目5「主張や根拠やアピールなどが, 他の人には無い, その人なりのものとなっている」について, 項目4に次いでFB2得点の有意な増加が見られた。

フィードバック内容と内容充実度との関連

FB1を受けて行ったSP2における内容の充実度得点とFB2の各項目得点の相関分析を行った。なお, SP2の内容を, 伊藤・垣花(2009)を参考に分節化し, 福富・油川(2023)の発話カテゴリー(例えば, 長所, 長所の根拠など)に基づいて正しく当てはまる内容が述べられている節を計数し, 内容面の充実度得点とした。相関分析の結果, Table1, Table2の結果が得られた。Table1が示すように, 過去認知高群では内容の充実度得点と項目5との間に有意な正の相関が見られた($r = .49, p < .01$)。また, 過去認知低群(Table2)においてもフィードバック後のスピーチの内容の充実度得点と項目5との間に有意な正の相関が見られた($r = .75, p < .01$)。

考 察

分散分析の結果, 項目5「主張や根拠やアピールなどが, 他の人には無い, その人なりのものとなっている」においてFB2得点の有意な増加が見られた。また, 相関分析の結果, 過去認知高群, 低群に共通してフィードバック後の内容の充実度得点と項目5との間に有意な相関が見られた。このことから, 内容の充実度の高さはスピーチのオリジナリティとして評価されやすい可能性が考えられる。

今後はフィードバックの種類を変えて検討を行うなど, 今回得られた相関についてより詳細に検討を進めていく必要がある。また, 今回はFB1に関する検討はできていない。今回検討したSP2の内容の充実度はFB1によって生成されたものであり, これらの関連も検討していく必要があるだろう。

Table 1 過去認知高群における相関分析の結果

	項目1	項目2	項目3	項目4	項目5
SP2の内容の充実度	-.27	.18	.02	-.10	0.49**

Table 2 過去認知低群における相関分析の結果

	項目1	項目2	項目3	項目4	項目5
SP2の内容の充実度	.00	0.62**	0.58**	0.37*	0.75**

(たなか ゆういちろう, やまもと ひろき,
かめい たかゆき)

感情制御目標尺度日本語版の作成とその信頼性・妥当性の検討

○服部 陽介
(大手前大学)

キーワード：感情制御目標，信頼性，妥当性

目 的

感情制御における目標（以下，感情制御目標）は，ネガティブな出来事を経験した際に用いられる対処方略の利用や効果に影響を与えるとされている（Rusk et al., 2011）。本研究では，感情制御目標における個人差を測定する尺度である，the Goals for Emotion Regulation Scale の日本語版（以下，GERS-J）を作成し，その妥当性を検討する。

研 究 1

方法

対象者 回答に不備のなかった304名（男性160名，女性139名，回答なし5名；平均年齢42.30歳（ $SD = 10.40$ ））

尺度 1. ISPORのタスクフォースによる報告書の尺度翻訳の手続き（稲田，2015；Wild et al, 2005）に準拠して翻訳を行ったGERS-J試作版を用いた。得点が高いほど各感情制御目標を強く持っていることを意味する。2. ベック抑うつ質問票日本版（以下，BDI-II；小嶋・古川，2003）を用いた。得点が高いほど抑うつが強くなることを意味する。3. 反応スタイル尺度（Response Style Scale（以下，RSS；島津，2010）を用いた。得点が高いほど反すうと，気晴らし傾向が強いことを意味する。4. White Bear Suppression Inventory日本語版（以下，WBSI；Clark, 2005 丹野監訳 2006）を用いた。得点が高いほど思考抑制傾向が強いことを意味する。

手続き 調査内にinstructional manipulation check（以下，IMC）を設け，不備のあった対象者を除外した。対象者はGERS-J，BDI-II，IMC，RRS，WBSIの順に回答した。

結果と考察

構造的妥当性 原版であるGERSは，自己の感情制御能力の低さを示すことを避けようとする遂行回避目標，自身の感情制御能力の高さを示そうとする遂行接近目標，感情制御能力を高めようとする学習目標を反映する3つの因子で構成されることが確認されている（Rusk et al., 2011）。そこで，同様の3因子構造を仮定した確認的因子分析を行った。その結果，仮定された因子構造の適合度は概ね良好であった（ $\chi^2 = 217.77$, $df = 62$, $p = .001$, CFI = .92, RMSEA = .09）。したがって，GERS-Jの構造的妥当性が確認されたといえる。この結果から，GERS-Jは，GERSと同様，3因子構造の尺度であることが確認された。

内的一貫性 因子ごとにMcDonald's ω を算出した。その結果，すべての因子が一定の内的一貫性を有することが確認された（遂行回避目標： $\omega = .75$ ；遂行接近目標： $\omega = .86$ ；学習目標： $\omega = .90$ ）。

構成概念妥当性 BDI-II，RRS，WBSIの得点と，GERS-Jの各因子得点との相関の予測および算出された相関係数をTable 1に示した。

遂行回避目標得点と各変数間の関連について，予測に一致する結果がみられた。また，遂行接近目標得点と各変数間の関連についても，BDI得点との相関を除き，概ね予測に一致する結果がみられた。

その一方で，遂行接近目標得点については，考え込み得点との間でのみ予測に一致する結果が得られたものの，他の変数との間には，予測とは不一致な結果がみられた。

研 究 2

方法

対象者 回答に不備のなかった198名（男性86名，女性111名，その他1名；平均年齢42.59歳（ $SD = 9.09$ ））

尺度 1. GERS-J 2. 感情調整尺度（吉津・関口・雨宮，2013）を用いた。得点が高いほど，再評価方略と，抑制方略を使用する傾向が強いことを意味する。3. Goal Orientation Inventory日本語版（以下，GOI-J；新谷，2016）を用いた。得点が高いほど成長追求と，評価追求の傾向が強いことを意味する。

手続き 対象者は，GERS-J，感情調整尺度，GOI-Jの順に回答した。

結果と考察

再検査信頼性 GERS-Jの各因子得点間の級内相関係数を算出した結果，遂行回避目標（ICC (2,1) = .61, $p < .01$ ）と学習目標（ICC (2,1) = .62, $p < .01$ ）については中程度の相関がみられたものの，遂行接近目標（ICC (2,1) = .40, $p < .01$ ）については相関が弱かった。

構成概念妥当性 感情調整尺度，GOI-Jの得点と，GERS-Jの各因子得点との相関の予測および算出された相関係数をTable 1に示した。

遂行回避目標得点と各変数間の関連について，再評価との関連を除き，概ね予測に一致する結果がみられた。遂行接近目標得点と各変数間の関連については，評価追求との関連を除き，予測に一致する結果がみられなかった。学習目標と各変数間の関連については，再評価と成長追求との間には予測に一致する結果がみられた。

総 合 考 察

GERS-Jは原版と同様に3因子構造であり，適合度も良好であることが示された。また，各因子が一定の内的一貫性を有することが示されたものの，遂行接近目標因子の再検査信頼性については改めて検討が必要だと考えられる。次に，遂行回避目標と学習目標については，概ね予測に一致する変数間の相関が確認された。一方で，遂行接近目標については予測に反する結果が得られた。これらの結果から，GERS-Jの構造的妥当性と，遂行接近目標因子以外の2因子の信頼性，妥当性が概ね確認されたといえる。ただし，感情の原因となる出来事を再解釈する再評価方略の利用とすべての感情制御目標因子が正に相関するなど，慎重な解釈を要する結果も得られている。今後は，目標の理解やその効果に対する文化的差異の可能性も考慮し，より詳細な検討が必要だろう。

Table 1 相関の予測と結果

研究1	仮説	結果	仮説との対応
遂行回避目標との関連			
BDI-II	+	.43**	支持
考え込み	+	.44**	支持
省察	+	.27**	支持
WBSI	+	.43**	支持
遂行接近目標との関連			
BDI-II	+	-.06	不支持
考え込み	+	.13*	支持
省察	0	.16*	不支持
WBSI	+	-.01	不支持
学習目標との関連			
BDI-II	0	-.18*	不支持
考え込み	0	.05	支持
省察	+	.29*	支持
WBSI	0	-.09	支持
研究2			
遂行回避目標との関連			
再評価	0	.28**	不支持
抑制	+	.27**	支持
評価追求	+	.40**	支持
成長追求	0	.05	支持
遂行接近目標との関連			
再評価	0	.19*	不支持
抑制	+	.10	不支持
評価追求	+	.40**	支持
成長追求	0	.21**	不支持
学習目標との関連			
再評価	+	.32**	支持
抑制	0	.16*	不支持
評価追求	0	.30**	不支持
成長追求	+	.33**	支持

（はっとり ようすけ）

高齢者を対象とした手がかり語法による自伝的記憶の想起

——心像性による鮮明度および想起容易度への影響の検討——

○太子のぞみ¹・宮崎碧唯¹

(¹武庫川女子大学)

キーワード：高齢者、自伝的記憶、心像性、高心像語、想起容易度

目 的

自伝的記憶とは、これまでの生涯を振り返って想起する個人的経験に関する記憶を示すものである(山本, 2015)。本研究で手がかり語として使用する高心像語とは、例えば“学校”などの心像性が高く、内容を視覚的にイメージがしやすい単語である。心像性とは、単語から喚起される種々の心的イメージ(視覚、聴覚、触覚、味覚、嗅覚など)の思い浮かべやすさを表す主観的特性値である(飯塚・熊谷, 2022)。

本研究では、榎・仲(2006)では取り入れられていない想起容易度を従属変数とし、宮崎(2009)では実験の対象になっていない高齢者を対象とする。そして、高心像語および低心像語を手がかり語とした手がかり語法を用いた実験を行い、鮮明度および想起容易度について検討することを目的とする。本研究では以下の仮説を提案する。高心像語条件の方が低心像語条件よりも、鮮明度および想起容易度が高くなる。

方 法

実験参加者 兵庫県内のシルバー人材センターに在籍する高齢者26名(平均年齢69.42歳、標準偏差3.13歳)のうち24名を分析対象者とした。

実験計画 実験計画は独立変数を心像性(高心像語・低心像語)、従属変数を鮮明度、想起容易度の自己評定値とした1要因2水準の参加者内計画とした。

刺激材料 小川・稲村(1974)が心像性を調査した単語のリストから、評定値が6.0以上の高心像語8語、評定値が3.0以下の低心像語8語を選び、合計16語を刺激として用いた。

調査内容 A4判の用紙に印刷された手がかり語(例、手紙)を口頭で読み上げながら呈示し、参加者が手がかり語に関する出来事を思い出したら、内容を口頭で報告するよう求めた。出来事の報告後、鮮明度、想起容易度を質問紙にて評定させた。以上の手続きを単語ごとに繰り返した。

手続き 実験室で、実験者と1対1で個別に対面で実験を行った。始めに虚偽の目的を伝え、同意を得た場合に実験を開始した。1人につき、練習試行1試行、本試行のうち高心像語条件7試行、低心像語条件7試行を行い、15個の

記憶を収集することを目標とした。所要時間は1人につき約40分程度であった。実験の最後にディブリーフィングを行い、実験の真の目的を伝え、同意が得られた場合に研究参加への同意書に記入を求めた。武庫川女子大学心理・社会福祉学部心理学科研究倫理審査委員会の承認を受けて実施した(承認番号2023145)。

結 果

対応のある t 検定を行った結果をFigure 1, Figure 2に示す。低心像語条件よりも高心像語条件の方が、鮮明度の平均値が1%水準で有意に高くなることが示された($t(23) = 3.41, p < .01$)。ただし、その効果量はCohen(1988)に基づく中程度の値であった($d = 0.70 [0.24, 1.14]$)。また、低心像語条件よりも高心像語条件の方が、想起容易度の平均値が1%水準で有意に高くなることが示された($t(23) = 5.94, p < .01$)。その効果量はCohen(1988)に基づくと大きい値であった($d = 1.21 [0.67, 1.74]$)。

考 察

本研究の結果から高心像語条件の方が低心像語条件よりも鮮明かつ容易に出来事を思い出すことができるといえる。本研究の鮮明度の結果は榎・仲(2006)と一貫しており、想起容易度の結果は宮崎(2009)と一貫した結果となっていた。本研究の結果から、若年者だけでなく高齢者が過去の出来事を想起する際に手がかりとして高心像語を用いることで、鮮明かつ容易に過去の出来事を想起できるといえる。また、回想の手がかりとして高心像語を用いることで、写真や物品、香り等を用いるよりも簡便に回想の手助けをすることができると考えられる。今後は対象者を広げて、本研究の結果が高齢者全般に当てはまるのか検討することが望まれる。

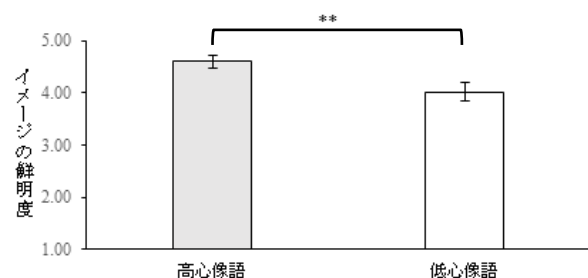
引用文献

榎 洋一・仲 真紀子(2006). 高齢者の自伝的記憶におけるバンプと記憶内容. 心理学研究, 77, 333-341. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.77.333>

宮崎 章夫(2009). 心像性の高い手がかりが自己関連記憶の気分一致再生に与える影響. 茨城大学人文学部紀要, 7, 55-67. <https://doi.org/10.34405/00009965>

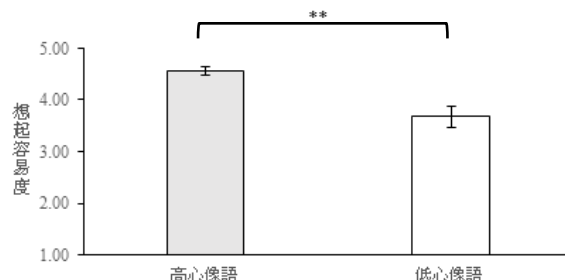
(たいし のぞみ, みやざき あおい)

Figure 1
高心像語条件および低心像語条件の鮮明度



注) エラーバーは標準誤差を示す。
** $p < .01$.

Figure 2
高心像語条件および低心像語条件の想起容易度



注) エラーバーは標準誤差を示す。
** $p < .01$.