

# 両親に対する内的作業モデルを測定する潜在連合テストの作成

—両親との信頼に関わるエピソードを用いた妥当性の検討—

○大浦真一<sup>1</sup>・中谷智美<sup>2</sup>・福井義一<sup>3</sup>・堀 孝司<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>東海学院大学・<sup>2</sup>甲南大学大学院人文科学研究科・<sup>3</sup>甲南大学)

キーワード：愛着、内的作業モデル、エピソード記憶、潜在連合テスト

## 目的

愛着の内的作業モデル (Internal Working Model: 以後 IWM) は、愛着対象との継続的な相互作用により形成される認知的枠組みであり、自己の価値に関する信念を反映した自己モデルと他者への信頼を反映した他者モデルの二次元で構成される (Bowlby, 1973)。

IWM は、意識 (顕在) 的だけでなく、無意識 (潜在的) にも機能する (e.g., Rholes & Simpson, 2004) ことから、社会・人格心理学領域では、後者の測定に Implicit Association Test (以後 IAT; Greenwald et al., 1998) が用いられてきた (e.g., Dewitte et al., 2008)。しかしながら、標準的な IAT は対概念を設定して相対的な態度を測定するため、本来は互いに独立であるはずの自己・他者モデルを捉える方法論として疑問が残る。そこで Oura et al. (2017) は、単一概念への態度を測定できる Single Target-IAT (以後 ST-IAT; Bluemke & Friese, 2008) を用いて一般他者に対する潜在的 IWM を測定し、潜在的自己モデルが対人ネガティブ・ライフイベントの経験頻度を予測することを示した (大浦他, 2017)。

ところで、IWM は、最上部に抽象的な全体モデル、その下に特定の関係に応じた領域固有モデル、さらにその下に特定の他者との関係が反映された関係固有モデルを有する階層構造が仮定されている (Collins et al., 2004)。IWM の機能について理解するには、各階層の機能を詳細に把握することが不可欠であると思われる。しかし、Oura et al. (2017) の ST-IAT の刺激語は、一般他者 (例、他者、知人、友人) で構成されることから、全体モデルしか測定していなかった。よって、他の階層の IWM を測定する手法の開発が必要となる。そこで本研究では、特定の他者の中でも両親に対する潜在的 IWM を測定する ST-IAT を作成し、測定の実用性を検討した。

潜在指標は、意識では統制不可能な行動を予測する (Perugini et al., 2010) ことから、本研究では両親との記憶へのアクセシビリティを妥当性検討の指標とした。両親との潜在的 IWM が良好であるほど、その親との信頼に関わるエピソードが豊富で、その記憶の想起も容易であると推測されるためである。

## 方法

**実験協力者**：大学生 55 名 (男性 22 名、女性 33 名) の協力を得た。平均年齢は 19.26 歳 ( $SD = 1.12$ ) であった。

**変数**：両親への潜在的 IWM を ST-IAT で測定した。属性カテゴリの刺激語は Oura et al. (2017) と同一であり、概念カテゴリのそれは実験者が選定した (父親の例：お父さん、パパ、おやじ等)。D 値 (Greenwald et al., 2003) を算出し、両親への潜在的 IWM 得点をそれぞれ得た。両親との信頼に関する記憶へのアクセシビリティを、父親または母親との信頼に関わるエピソードを 10 分以内で詳述するよう求めて測定し、文字数をその指標とした。

**手続き**：協力者は一方の親に対する ST-IAT の後に、その親との信頼に関わるエピソードを自由記述で回答し、もう

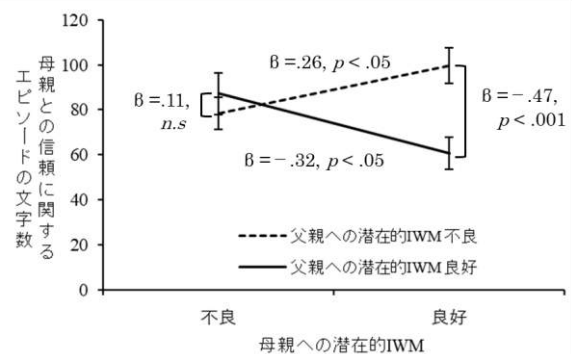
一方の親に対する ST-IAT とエピソードの回答へと進んだ。回答順はカウンターバランスをとった。

## 結果

父親と母親への潜在的 IWM 得点を比較した結果、後者への潜在的 IWM 得点のほうが有意に高かった ( $t(54) = -4.23, p < .001$ )。各変数間の相関分析の結果、父親と母親とのエピソードの文字数間に有意な正の相関が見られた ( $r = .63, p < .001$ ) が、それ以外の変数間は無相関であった。

そこで、一方の親とのエピソードの文字数を従属変数、もう一方の親とのエピソードの文字数を統制変数、両親への潜在的 IWM とその交互作用項を独立変数とした重回帰分析をそれぞれ実施した結果、父親とのエピソードの文字数について、父親への潜在的 IWM の正の影響が有意であった ( $\beta = .21, p < .05$ )。また、母親とのエピソードの文字数について、父親への潜在的 IWM の負の影響が有意傾向 ( $\beta = -.18, p < .10$ )、両親への潜在的 IWM の交互作用が有意であった。単純傾斜検定の結果、父親への潜在的 IWM が不良の場合、母親への潜在的 IWM の正の影響が有意であった ( $\beta = .26, p < .05$ ) のに対して、良好の場合、母親への潜在的 IWM の負の影響が有意であった ( $\beta = -.32, p < .05$ )。さらに母親への潜在的 IWM が良好な場合、父親への潜在的 IWM の負の影響が有意であった ( $\beta = -.47, p < .001$ )。交互作用のパターンを Figure 1 に示した。

Figure 1 単純傾斜の検定の結果



## 考察

一般に母親のほうが父親よりも養育に携わる時間が長い (総務省, 2022) ことから、母親への潜在的 IWM のほうが父親に比して良好であったと考えられる。父親への潜在的 IWM は父親とのエピソードの文字数を予測したが、関連は弱かった。一方、母親への潜在的 IWM が母親との記憶のアクセシビリティに及ぼす影響は、父親への潜在的 IWM の良・不良によって正反対であった。今回、親への潜在的 IWM を測定する ST-IAT の刺激語に一般的な親の呼び名を用いたのに対して、親とのエピソードについては特定の親との記憶を尋ねていたことから、それぞれ IWM の異なる階層を捉えていた可能性がある。両親への潜在的 IWM を測定する ST-IAT とその妥当性について、さらなる検討が必要である。(おおうら しんいち, なかたに とみみ, ふくい よしかず, ほり たかし)

# 文系学生と理系学生からみた国語と数学の楽しさ

—課題価値と得意度の観点から—

○ 井富永彩華<sup>1</sup>・赤松大輔<sup>1</sup>・田爪宏二<sup>1</sup>  
(<sup>1</sup>京都教育大学)

学習動機づけ, 文理選択, 課題価値, 高校時代, 大学生

## 目的

大学進学を目指す高校生には、大学受験に向けたコース選択があり、それに伴って、教科の価値づけが変化する可能性も考えられる。学習者が課題や教科に対して感じる価値は課題価値として概念化されており、4つの側面があるとされている(解良・中谷, 2014)。1つ目は、その教科が実生活へと活かせると感じる実践的利用価値である。2つ目は、試験や就職において成功をするために必要と感じる制度的利用価値である。3つ目は、課題への成功が理想の自己像の獲得に繋がると感じる獲得価値である。4つ目は、充実感や満足感からなる興味価値であり、他の価値や教科の得意度に影響を受けるとされている。

文理選択に伴う価値の変化について、文理選択を通して「価値の切り下げ」というストレス対処がなされ、必要性の低い教科の価値が低められやすいことが示されている(岡本 2020, 2023)。ここから、例えば、文系学生の数学の興味価値は、理系学生より低かったり、数学の制度的利用価値の向上に伴って低まったりする可能性が考えられるが、本邦では複数教科にわたる課題価値の検討自体が少なく(三和他, 2022)、教科をまたいだメカニズムについては未解明な点が多い。

本研究では、文系学生と理系学生における国語と数学の価値を比較し、各教科の興味価値は、文系と理系というコースにより差が生じること、各教科の興味価値が他の価値や得意度の影響を受けるという2つの可能性を検討する。

## 方法

**調査時期** 2023年12月～2024年1月及び2024年7月。

**研究協力者** 大学生・専門学校生 149名(男性48名, 女性101名)を分析対象とした。

**質問紙** フェイスシート 学部・学科・専攻, 学年, 性別, 現在通う学校の校種, 高校時代の文理選択。  
**課題価値評定尺度** 解良・中谷(2014)より、実践的利用価値, 制度的利用価値, 興味価値, 獲得価値の全26項目。  
**得意度** 押尾(2017)による1項目。どの尺度にも、数学と国語の2教科について高校時代を回想して5件法で回答を求めた。

## 結果

まず、文理選択と教科を要因とした二要因分散分析を行った(Figure 1)。その結果、文理選択と教科の交互作用が有意であった( $F(1,140) = 15.90, p < .01, \eta^2 = .10$ )。単純主効果検定の結果、教科の単純主効果は文系学生においてのみ有意であった( $F(1,140) = 17.76, p < .01, \eta^2 = .16$ )。

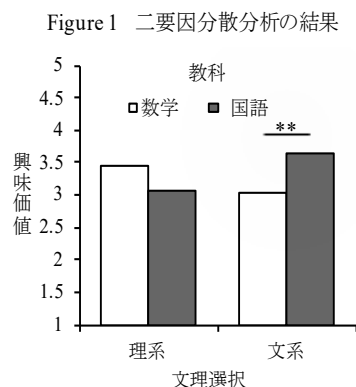


Table 1 重回帰分析の結果(左:文系, 右:理系)

変数名	国語興味価値		数学興味価値	
数学の得意度	.01	-.20	.68 **	.64 **
数学実践的利用価値	.13	.17	.19 *	.33 *
数学制度的利用価値	-.04	-.13	-.09	.20
数学獲得価値	-.10	.05	.15	-.12
国語の得意度	.51 **	.49 **	.04	-.13
国語実践的利用価値	.16	.04	.09	.07
国語制度的利用価値	.15	-.01	.17 *	-.14
国語獲得価値	.17	.37 *	-.21 *	.13
$R^2$	.48 **	.59 **	.66 **	.68 **

\*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$

次に、重回帰分析の結果(Table 1)、国語の興味価値について、文系学生では国語の得意度が、理系学生では国語の得意度と獲得価値が正の関連を示した。数学の興味価値について、文系学生では数学の得意度と実践的利用価値、国語の制度的利用価値が正の関連、国語の獲得価値が負の関連、理系学生では数学の得意度と実践的利用価値が正の関連を示した。

## 考察

まず、二要因分散分析の結果から、文系学生においてのみ数学の興味価値が国語より低いことが示された。ここから、岡本(2020, 2023)の研究で示された「価値の切り下げ」は、文系学生に生じやすい現象である可能性が考えられる。

次に、重回帰分析の結果から、文理選択や教科にかかわらず得意度が興味価値を一貫して高め、数学の実践的利用価値は数学の興味価値を高めていた。これらの結果は、内発的動機づけに関する理論的想定や利用価値介入に関する知見と整合する。さらに、理系学生においてのみ国語の獲得価値と興味価値の正の関連が見られた。ここから、国語が自身のアイデンティティに紐づけられていない場合には、理系学生の興味価値が失われやすいことが示唆される。そして、文系学生の数学の興味価値においてのみ、国語の制度的利用価値が促進的に、獲得価値が抑制的に機能するという、教科をまたいだ効果が示された。国語の獲得価値による抑制効果については、国語が自身のアイデンティティに紐づけられるほど、興味価値がより焦点化された結果として、数学の興味価値が低められる可能性が考えられる。その一方で、国語の制度的利用価値による促進効果については、定期試験や受験での重要性を知覚するほど、そのストレスの対処として異なる教科である数学の楽しさを知覚する可能性があると考えられる。

本研究から、価値の切り下げや教科をまたいだ興味価値の変化の過程に関する示唆が得られた。限界点としては、サンプルサイズの小ささや、回想法を用いたことが挙げられる。

(とみなが あやか, あかまつ だいすけ, たづめ ひろつぐ)

## 学習方略としての説明方略尺度の作成

—自己説明と他者に対する説明の弁別—

○井尾藤瑠偉<sup>1</sup>・赤松大輔<sup>1</sup><sup>1</sup>京都教育大学

学習方略, 自己説明, 他者説明, 尺度作成, 質問紙調査

## 目的

学習を効率良く行うための学習方略として、学んだ内容を説明する説明学習がある。説明学習は、自分自身に対して説明を行う自己説明、個別指導場面での言語的コミュニケーションであるチュータリング、2人以上の学習者が協同的に学習を行う協同学習に分類される(伊藤, 2009)。

こうした分類をふまえると、説明を用いた学習方略(以下、説明方略)には、他者を介さない自己説明方略と、他者を介する他者説明方略があると解釈でき、他の変数との関連を検討する際には、それぞれの説明方略のもつ効果を弁別して検討することが重要であると考えられる。特に、自己説明方略は、学習者個人が単独で利用できる利点があり、その独自の効果を検討する意義が大きいのと思われる。

説明方略を扱った研究として、篠ヶ谷他(2023)は学習方略尺度の一部としての説明方略に関する項目群を構成している。しかしながら、篠ヶ谷他(2023)における項目は、説明全般を想定した項目となっており、自己説明と他者説明という区別が明確にはなされていない。そのため、両者の機能の差異を明らかにするには、自己説明と他者説明を区別した新たな説明方略尺度を作成する必要がある。

以上を踏まえて、本研究では、篠ヶ谷他(2023)の説明方略に関する質問項目をもとに、自己説明方略と他者説明方略を区別した説明方略尺度の作成を目的とする。妥当性指標との関連としては、両説明方略と、メタ認知的方略・教訓帰納方略との間に正の関連、また、思考過程の重視・意味理解志向のそれぞれの学習観との間に正の関連が予測される。また、他者説明方略が、自己説明方略よりも学業的有能感、社交性評価、表現力、相互学習とのそれぞれの間に強い関連が示されることが予測される。

## 方法

**対象者** 大学生・大学院生49名(男性23名, 女性24名, その他1名, 回答しない1名)。

## 調査内容

**説明方略** 篠ヶ谷他(2023)の説明方略の項目を一部改変したものと、独自に作成した項目の計11項目。

**妥当性指標** 学習観(思考過程の重視, 意味理解志向), 学習方略(リハーサル方略, メタ認知的方略, 教訓帰納方略), 友人との学習活動(相互学習), 学業的有能感, 社交性評価, 表現力に関する項目を用いた。

## 結果と考察

説明方略に関する探索的因子分析(最小二乗法・プロマックス回転)を行った。1項目を削除して分析を繰り返した結果、「他者説明方略」と「自己説明方略」と解釈できる2因子が抽出された(Table 1)。 $\alpha$ 係数については、自己説明方略について $\alpha=.92$ であり、他者説明方略について $\alpha=.94$ であり、十分な内的一貫性が示された。

妥当性指標との関連に関する相関分析の結果(Table 2)、両説明方略と、メタ認知的方略と教訓帰納方略との間に正の相関が示され、その程度は自己説明方略が他者説明方略

Table 1 説明方略に関する探索的因子分析の結果

質問項目	F1	F2
<b>F1: 他者説明方略</b> ( $\alpha=.94, M=3.56, SD=1.12$ )		
周りの人に説明してみて、自分が理解できているかチェックする	.95	-.05
周りの人に説明してみて、自分の分からない箇所を発見する	.77	.10
周りの人に説明してみて、自分が間違っ理解していた内容に気づくようにする	.75	.24
周りの人に説明してみて、自分が分かつたもりになっていた内容に気づくようにする	.74	.23
学習したことを自分で他の人に説明できるか試してみる	.70	.29
<b>F2: 自己説明方略</b> ( $\alpha=.94, M=3.69, SD=.97$ )		
自分自身に説明してみて、自分が理解できているかチェックする	-.03	.86
学習したことを自分で自分に説明できるか試してみる	.19	.81
自分自身に説明してみて、自分の分からない箇所を発見する	.15	.76
自分自身に説明してみて、自分が分かつたもりになっていた内容に気づくようにする	.29	.71
自分自身に説明してみて、自分が間違っ理解していた内容に気づくようにする	.18	.65
		因子間相関 .46

Table 2 説明方略と妥当性指標との相関関係

	他者説明方略	自己説明方略
リハーサル方略(学習方略)	.29*	.14
メタ認知的方略(学習方略)	.65**	.82**
教訓帰納方略(学習方略)	.38**	.60**
思考過程の重視(学習観)	.11	.28+
意味理解志向(学習観)	.32*	.49**
学業的有能感	.36*	.36*
社交性評価	.46**	.44**
表現力	.46**	.39**
相互学習	.40**	.25+

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

よりも強かった。教訓帰納方略には、問題解決の失敗から学んだことを記述して言語化するという特徴がある(柴, 2023)。ここから、自己説明方略は他者説明方略よりも、説明における理解の程度を自らふりかえることができるという点で独自の特徴を有していると考えられる。

また、学業的有能感・社交性評価・表現力との相関の強さについては、予測に反して、両説明方略の間に差はみられなかった。その一方で、相互学習との相関は、他者説明方略の相関係数の方が相対的に強かった。ここから、社交的であるかどうかや言語表現の巧みさといった全般的な性格ではなく、他者との学習の在り方という点において2つの説明方略の特徴の違いがより現れることが推測される。

以上の結果から、本研究で作成された説明方略尺度が一定の因子妥当性と構成概念妥当性を有していることが示されたといえる。本研究では対象者が限られていたことから、さらにサンプルサイズを拡大して同様の結果が得られるか検討する必要がある。また、再検査信頼性や基準関連妥当性についても合わせて検討を行う必要がある。

## 主要引用文献

伊藤 貴昭(2009). 教育心理学研究, 57, 237-251.

篠ヶ谷 圭太他(2023). 日本教育工学会論文誌, 47, 271-279.

(びとう るい, あかまつ だいすけ)

# 教師における教職のやりがいと負担感の相乗的効果

— 社会調査の二次分析を通して —

○赤松大輔  
(京都教育大学)

教職のやりがい, 教職の負担感, 仕事要求度—資源モデル (JD-R モデル), 課題価値, #教師のバトン

## 目的

効果的な学習指導や児童生徒支援の実現のために、その基盤となる教員の心身の健康や専門性は不可欠である。その規定因として、教職のやりがいや負担感が挙げられる。教職のやりがいとしては内発的な動機づけ・価値が教員の心身の健康や専門性を高め (三和・外山, 2015, 2016; Slemp et al., 2020), 負担感 は心身の健康を低めたり専門性の向上を妨げたりすることが示されている (磯和・今井田, 2022)。

教職のやりがいも負担感も、その一方に関する議論は豊富な反面、両者を含めた知見は限られている。希少な例外である河村 (2002) や藤原・川俣 (2019) も、やりがいと負担感の両立の問題については双方の全体得点を扱うにとどまり、両者の下位次元での検討には至っていない。

やりがいと負担感の相乗的関係を理解する上で有用な理論的基盤として、仕事要求度—資源モデル (Job Demands-Resource model; JD-R モデル) が挙げられる。このモデルでは、肯定的な自己評価をさす個人資源、個人の成長や学習の促進する仕事上の特性をさす仕事資源、身体的・心理的な労力を伴うような仕事上の特性をさす仕事要求度の3つの要因が相乗的に作用することで、職業への没入や職業満足度が高まるとされている (古屋, 2023)。学校教員や保育者を対象とした先行研究では、職業要求度が高いときに、仕事資源や個人資源の効果が高まることが示されている (Backer et al., 2007; Dicke et al., 2017; 金子他, 2023)。しかし、先行研究で扱われた職業要求度は概ね負担感に相当する反面、個人資源や職業資源として扱われたのは肯定的な自己評価や組織風土であり、やりがいと負担感の相乗的効果が直接的に扱われているとはいえない。

こうした問題意識から、本研究は、教職のやりがいと負担感の相乗的関係について、両概念を扱った社会調査 (片山, 2015) の二次分析を通して明らかにする。まず、教職のやりがいでは特に内発的なやりがいが職業満足度等を促進し、負担感 は職業満足度等を抑制すると予測される。次に、両者の交互作用効果がみられると予測されるが、その方向性については探索的に検討する。

## 方法

分析対象の調査は 2015 年 8 月と 9 月に実施され、5373 名の教員の有効回答が得られた。データ管理機関に対して発表者が二次データ利用の申請を行い、承諾が得られた。

**二次分析に利用した項目** 教職のやりがいに関する 10 項目、負担感に関する 10 項目、教員の仕事イメージに関する 12 項目、職業満足度に関する 1 項目 (いずれも 4 件法)。

## 結果

探索的因子分析の結果、教職のやりがいでは「内発的やりがい」と「外発的やりがい」、教職の負担感では「機会努力負担感」と「対人負担感」、仕事イメージでは「肯定的イメージ」と「否定的イメージ」と解釈できる因子がそれぞれ抽出された。

重回帰分析の結果、主効果として、2つのやりがいが肯定的イメージを高め、機会努力負担感が肯定的イメージを低めていた。また、内発的やりがいと機会努力負担感が否定的イメージを高め、外発的やりがいが否定的イメージを低めていた。さらに、2つのやりがいが職業満足度を高め、2つの負担感が職業満足度を低めていた。交互作用効果として (Figure 1)、内発的やりがいは機会努力負担感が低い (-1SD) とき多忙イメージをより高め、対人負担感が高い (+1SD) とき職業満足度をより高めることが示された。

## 考察

主効果について、内発的やりがいが仕事イメージにも職業満足度にも肯定的な効果を及ぼすという結果は既存の知見に整合する。また、外発的やりがいは否定的イメージ以外の指標に肯定的な効果をもち、負担感 は下位側面により各指標との関連が異なっていたことから、やりがい・負担感双方の下位側面を想定することの重要性が示唆される。

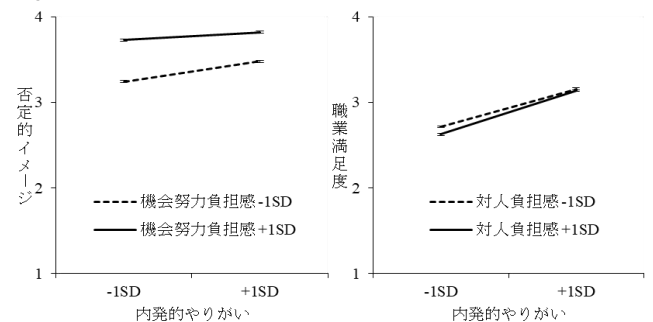
交互作用効果について、対人的負担感の高いときに内発的やりがいが職業満足度を高める効果が強まるのは、JD-R モデルによる想定と整合する結果である。さらに、機会努力負担感の低いときに内発的やりがいが否定的イメージを高める効果も強まっていた。内発的に職務を行う教員は職務への没入が高いとされており (Slemp et al., 2020)、時間のある際にはより職務に励む結果として、多忙さや責任の重さをより知覚してしまう可能性が考えられる。これは、内発的なやりがいばかりが主張される教職に関する情報発信にあつて、負担感の高さによってはそれが教員に否定的な影響さえも及ぼしうることを示す点で重要といえる。

本研究の結果から、教員の健康や専門性向上について理解する上では、内発的なやりがいのみでなく外発的なやりがいや負担感も同時に考慮する重要性が示唆された。

## 付記

本研究の二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「教員の仕事と意識に関する調査, 2015」(片山悠樹) の個票データの提供を受けました。

Figure 1 教職のやりがいと負担感の交互作用効果



(あかまつ だいすけ)

“右足”による努力を要する自力法と他力法リラクセーションの効果

岡山大学・環太平洋大学

三 谷 恵 一

キーワード 右足 左脳のブローカ領野

New relaxation method using “right leg” requires effort

Okayama University International Pashific University

Keichi Mittani

Key wards: right leg once tense left hemisphere Broca'area

**目的** 漸進的弛緩法を開発した Jacobson

(1929,1934) と後継者の Mcguigan (1981) は,大脳左半球のブローカ領野と右半球の分化的機能や首脳でクロスしている脳-神経-筋肉回路には言及していない。そこで“右”足・脚による三谷式リラクセーション(三谷,1989a)により,左脳ブローカ領野の内言・こだわり・不安・緊張によるストレスを軽減させることを示す。



**方法と結果** 40人を10班に分け,10基のベッドを用いて一度に10名の集団で仰臥位にて「右脚による<自力法>リラクセーション」を第1回100%・第2回60%・第3回30%の強さで実施した。続いて「右脚による<他力法>リラクセーション」を実施した。第1回100%・第2回60%・第3回30%の強さで他人である援助者・ナースに押しもらった。

**結果1** クライアント自身の評価による全身のストレス度の激減 ①(前)現在の自己の身・心全体の101件法ストレス度と⑦(後)現在の自己の身・心全体の平均ストレス度の変化を図(省略)に○印で示す。平均ストレス度は“60.38”からAfterの“40.38”へと12.00ポイント有意に減衰した( $t=9.514, df=39, p<.0001$ )。ストレス度の前後の相関は有意で( $r=+.533, p<.0001$ )信頼性は高い。

**結果2** ナースの評価によるクライアント全身のストレス度の激減 ②(前)と⑧(後)の援助者・ナースの外から見た評価によるストレス度の変化を図に●で示す。58.85”から“43.80”へと15.05ポイント有意に減衰した( $p<.0001$ )。

**結果3** クライアント自身の評価による「右脚」の重さのストレス度の激減 ③と⑤の変化を図の中央に○印でグラフに示す。“59.85”から“46.83”へと13.02ポイント有意に減衰した( $p<.0001$ )。

**結果4** ナースの評価によるクライアントの「右脚」の重さのストレス度の激減 ④と⑥の変化を図の中央に●で示す。“53.00”から“41.03”へと11.97ポイントへと有意に減衰した( $p<.0001$ )。

**結果5** クライアント自身の評価による「左脚」の重さのストレス度の激減 ③と⑤の変化を図右側に○印でグラフに示す。“57.63”から“50.30”へと7.33ポイント有意に減衰した( $p<.0001$ )。

**結果6** ナースの評価によるクライアントの「左脚」の重さのストレス度の激減 ④と⑥の変化を図の右側に示す。“55.00”から“45.08”へと9.92ポイント有意に減衰した( $p<.0001$ )。

**文献** 三谷恵一 2012 新しい認知行動療法と環境療法-脳-神経-筋肉-骨ネットワークの健康科学 おうふう

## 人手不足環境における運輸・郵便業者のプレゼンティーズムの関連要因

○川上翔太<sup>1</sup>・本岡寛子<sup>2</sup>

(1近畿大学心理臨床・教育相談センター・2近畿大学総合社会学部)

キーワード：プレゼンティーズム，人手不足，メンタルヘルスリテラシー，休職に対する認知，援助要請意図

## 目的

職域において、過重労働や職業性ストレスによる精神疾患の増加があると考えられる。中でも運輸・郵便業は、人手不足であることに加え労働時間が長く、宅配便取り扱い個数が増加傾向で、再配達率の高い、労働者への負担が大きい職種である。人手不足は、プレゼンティーズム(体調不良で休養を取り、休んだ方が良いのにも関わらず出勤することによるパフォーマンス低下を表し、うつ病のリスク要因となる)の環境的な要因となる。しかし、人手不足の環境で働く者全員がプレゼンティーズムに陥るわけではない。そこで、その差に関係する個人要因としてメンタルヘルスリテラシー、休職に対する認知、援助要請意図に注目した。

よって、本研究は運輸・郵便業の中でも荷物・手紙を扱う者を対象に、人手不足の職場環境の中で、メンタルヘルスリテラシー、休職に対する認知、援助要請意図がプレゼンティーズムに与える影響を検討することとした。

## 方法

**調査対象者：**運輸・郵便業(荷物・手紙を扱う者)の社会人200名(平均年齢37.64歳、範囲20歳～61歳)を対象とした。

**調査期間・手続き：**2023年8月1日から2023年8月3日までの3日間、運輸・郵便業(荷物・手紙を扱う者)の18歳以上の就労者を対象にオンライン調査を実施した。オンライン上で研究の趣旨を説明文書で提示し、同意を得た。また、近畿大学総合文化研究科研究倫理審査委員会の承認を受けたうえで実施した。

**調査用紙：**1. **基本属性：**年齢、性別、役職、勤務年数、業務内容、1日の再配達平均個数について回答を求めた。2. **プレゼンティーズム尺度：**東京大学未来ビジョン研究センターの東大1項目版プレゼンティーズムを使用した。過去4週間の自身の仕事の出来を評価してもらい、100からその値を引いたものをプレゼンティーズム得点とした(高いほどプレゼンティーズムに陥っていることを表す)。3. **人手不足尺度：**Aronsson & Gustafsson(2005)のプレゼンティーズムの職場要因2項目を一部改変したものに、厚生労働省(2019)を参考にした1項目を加えて使用した。「1：ない、またはほんの少し」～「4：ほとんど全て」もしくは、「1：全くない」～「4：(ほぼ)いつも」の4件法で回答を求めた。

4. **メンタルヘルスリテラシー尺度：**Ikeyama et al. (2022)の日本語版メンタルヘルスリテラシー尺度を使用した。35項目、4件法もしくは5件法で回答を求めた。5. **休職に対する認知尺度：**休職に対する認知尺度(川上, 2021)を使用した。20項目、4件法で回答を求めた。6. **援助要請意図尺度：**藤野他(投稿中)の援助要請意図尺度を使用した。8項目、4件法で回答を求めた(受診準備行動)。また、過去1年間にメンタルヘルスケアを受けた経験について「はい」、「いいえ」で尋ねた(受療経験)。

## 結果

**1. 人手不足とメンタルヘルスリテラシーを独立変数とした階層的重回帰分析：**人手不足、メンタルヘルスリテラシーの各下位因子、人手不足とメンタルヘルスリテラシーの各

下位因子の交互作用を独立変数、プレゼンティーズムを従属変数として階層的重回帰分析を行った。その結果、精神疾患者とそうでない者を区別しない公平な態度を備えている者、精神疾患関連の情報を得る手段を備えている自信がある者、精神疾患名や症状について理解しており精神疾患を認識できる力を備えている者ほど、プレゼンティーズム傾向が高いことが明らかとなった( $R^2=.33$ ,  $b=1.68$ ,  $SE=0.19$ ,  $\beta=.52$ ,  $t(197)=8.70$ ;  $R^2=.21$ ,  $b=2.56$ ,  $SE=0.42$ ,  $\beta=.39$ ,  $t(197)=6.08$ ;  $R^2=.14$ ,  $b=1.28$ ,  $SE=0.31$ ,  $\beta=.29$ ,  $t(197)=4.19$ ,  $ps<.01$ )。一方で、「精神疾患」を身体疾患と同様に病気として認め先入観を持たず理解し、それに対する専門家による援助の有効性・必要性も理解している者ほど、プレゼンティーズム傾向が低いことが明らかとなった( $R^2=.35$ ,  $b=-1.69$ ,  $SE=0.18$ ,  $\beta=-.56$ ,  $t(197)=-9.27$ ,  $p<.01$ )。

**2. 人手不足と休職に対する認知を独立変数とした階層的重回帰分析：**人手不足、休職に対する認知の各下位因子、人手不足と休職に対する認知の各下位因子の交互作用を独立変数、プレゼンティーズムを従属変数として階層的重回帰分析を行った。その結果、休職による否定的影響やコストを過度に見積もる者、休職者に否定的な評価をする者ほど、プレゼンティーズム傾向が高いことが明らかとなった( $R^2=.21$ ,  $b=1.57$ ,  $SE=0.26$ ,  $\beta=.42$ ,  $t(197)=6.07$ ;  $R^2=.25$ ,  $b=3.49$ ,  $SE=0.51$ ,  $\beta=.46$ ,  $t(197)=6.91$ ,  $ps<.01$ )。

**3. 人手不足と援助要請意図を独立変数とした階層的重回帰分析：**人手不足、受診準備行動、受療経験、人手不足と受診準備行動の交互作用、人手不足と受療経験の交互作用を独立変数、プレゼンティーズムを従属変数として階層的重回帰分析を行った。その結果、受診準備行動を行っている者ほど、プレゼンティーズム傾向が高いことが明らかとなった( $R^2=.38$ ,  $b=1.75$ ,  $SE=0.17$ ,  $\beta=.59$ ,  $t(197)=10.00$ ,  $p<.01$ )。一方で、受療経験がある者ほど、プレゼンティーズム傾向が低いことが明らかとなった( $R^2=.24$ ,  $b=-17.13$ ,  $SE=2.51$ ,  $\beta=-.43$ ,  $t(197)=-6.81$ ,  $p<.01$ )。

## 考察

メンタルヘルスリテラシーがプレゼンティーズムに影響を与えると考えられるよりも、プレゼンティーズムの状態であるために疾患や治療法の情報を収集し、疾患を認識する能力を習得したと考えられる。援助要請意図に関する結果からも、体調不良を自覚して初めて、メンタルヘルスケアの重要性を認識し行動することが可能になっていると考えられる。よって、メンタルヘルスリテラシーを身につけるには具体的な事例や実際の患者との関わりなど体験型の学習を行ったり、精神疾患は身近なものであるという当事者意識を持ってもらえるような工夫を行うことが必要である。

一方で、休職をすることによる否定的影響やコストを過度に見積もる傾向、休職者に対して否定的な評価をする傾向を低減するための教育・介入の必要もあるだろう。より早期に不調に気づき、早期治療に繋がるような教育の在り方が求められている。

(かわかみ しょうた, もとおか ひろこ)

# 学生相談室に対する「有益イメージ」の喚起が 援助要請意図に及ぼす影響

—具体的情報を掲載したリーフレットを用いた検証—

○佐野瑠以子<sup>1</sup>・王語非<sup>2</sup>・#山本博樹<sup>1</sup>・永井聖剛<sup>1</sup>

(<sup>1</sup>立命館大学総合心理学部・<sup>2</sup>立命館大学人間科学研究科)

学生相談室, 学生相談室リーフレット, 相談室イメージ, 援助要請意図

## 問題と目的

学生等の多くが相談室に援助要請を行わないという問題に対して、援助要請意図が促進あるいは抑制される諸要因について検討が行われてきた。学生が持つ相談室へのイメージに着目した伊藤(2006)は「有益」や「危機支援を行う」等のイメージは来談意欲を促進するが、「不利益」や「不気味」等のイメージは来談意欲を低下させ、援助要請意図を抑制することを示した。また吉武(2012)は学生相談室のリーフレットを提示することで、相談室イメージを肯定的に変容させ、相談室利用を促進できる可能性を示した。これを受けて本研究では2つの研究により、リーフレットの提示方法を操作し、相談室イメージと援助要請意図に及ぼす影響を検討した。

## 研究1

### 目的

援助要請意図を高めうる要因のうち相談室イメージを取り上げ、どのような相談室イメージが援助要請意図を促進するかについて検討した。

### 方法

**実験参加者** 高校3年生39名。平均年齢は17.62歳。

**調査項目** Google Formsを用いて回答を匿名で収集した。学生相談室イメージを測定するため、4因子(「有益イメージ」, 「危機支援イメージ」, 「不利益イメージ」, 「不気味イメージ」)からなる伊藤(2006)の尺度を用いた。また援助要請意図を測定するため、6場面における援助要請意図を尋ねる大島・久田(2010)の尺度を用いた。

### 結果と考察

相談室イメージ4因子の各平均値と、援助要請意図の平均値を算出し、各相談室イメージを説明変数、援助要請意図を目的変数として重回帰分析を行った。その結果、学生相談室への「有益イメージ」が援助要請意図に与える正の影響が有意であった( $R^2 = .20, \beta = .50, SE = 0.20, t(34) = 2.54, p < .05$ )。よって、「有益イメージ」の喚起により援助要請意図が促進される可能性がある。「危機支援イメージ」, 「不利益イメージ」, 「不気味イメージ」については、有意な関連は見られなかった。

## 研究2

### 目的

研究1で関連が有意となった「有益イメージ」に焦点化して、学生相談室リーフレットの提示による「有益イメージ」の喚起が援助要請意図に及ぼす影響について検討した。

### 方法

**参加者** 大学生66名。平均年齢は20.73歳。下述する3条件に参加者を割り振った結果、提示無条件は22名、具体情報無条件は23名、具体情報有条件は21名となった。

**材料** 私立大学の相談室リーフレットを参考にしてリーフレットを作成した。その際、高野他(2008)の情報の分類に基づき、2種類を作成した。第1は「相談のシステム」に関する手続き的な情報のみ(開室時間、場所、申込方法等)を

含むリーフレットであった(具体情報無版)。第2は「相談のシステム」に関する情報に加え、「相談の実際」に関するより具体的な情報(相談内容の例、利用者数、相談相手の情報等)を含むリーフレットであった(具体情報有版)。

**手続き** 提示無群にはリーフレットを提示しなかった。具体情報無群には具体情報無版を提示し、具体情報有群には具体情報有版を提示した。その後、研究1の尺度を用いて、学生相談室イメージと援助要請意図を測定した。

### 結果と考察

各測度の基本統計量はTable1の通りである。相談室イメージ4因子の各平均値について、リーフレット提示条件(3)と相談室イメージ(4)の2要因混合計画で分散分析を行った。その結果、リーフレット提示条件の主効果は有意傾向となり( $F(2, 63) = 2.42, p < .10$ )、相談室イメージの主効果は有意であった( $F(3, 189) = 83.75, p < .01$ )。多重比較(Holm法を用いて有意確率は5%に設定)の結果、群は「具体情報有群」>「具体情報無群」=「提示無群」であった。また、相談室イメージは「有益イメージ」>「不気味イメージ」>「危機支援イメージ」であった。

また援助要請意図について、リーフレット提示条件(3)を独立変数として1要因3水準参加者間計画で分散分析を行った結果、リーフレット提示条件の主効果は有意でなかった( $F(2, 63) = 0.53, p = .591$ )。

さらに各群について、各相談室イメージを説明変数、援助要請意図を目的変数として重回帰分析を行ったところ、具体情報無群において、「有益イメージ」が援助要請意図に与える正の影響が有意であった( $R^2 = .50, \beta = .70, SE = 0.26, t(18) = 3.87, p < .01$ )。以上より、具体情報有版リーフレットの提示が「有益イメージ」を喚起すること、また具体情報無群においてのみ、「有益イメージ」の高さが援助要請意図の高さに関連することが示唆された。

### 総合考察

以上より、リーフレットの提示による「有益イメージ」の喚起によって、援助要請意図が促進される可能性が示唆された。しかし本研究では、具体情報有版リーフレットの提示による「有益イメージ」の喚起と援助要請意図の高さには関連が見られなかった。この点は今後の課題としたい。

Table1

各測度の基本統計量

		相談室イメージ				援助要請意図
		有益イメージ	危機支援イメージ	不利益イメージ	不気味イメージ	
提示無群	Mean	3.49	2.65	4.32	3.04	3.07
	SD	0.92	0.64	0.84	1.02	0.77
具体情報無群	Mean	3.62	2.57	4.50	3.10	3.14
	SD	0.49	0.86	0.51	0.72	0.72
具体情報有群	Mean	4.09	3.01	4.57	3.17	3.29
	SD	0.47	0.72	0.40	1.01	0.62

(さの るいこ・おう ごひ・やまもと ひろき・ながい  
まさよし)



# なぜ日本人はマスクを着け続けたのか

—身体醜形懸念の観点と着用動機を踏まえて—

○森瑞稀<sup>1</sup>・本岡寛子<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>近畿大学総合文化研究科・<sup>2</sup>近畿大学総合社会学部)

キーワード：マスク，着用動機，安全確保行動，身体醜形懸念，認知行動療法

## 目的

コロナ禍以降，マスク着用動機に関する実証的研究が増加した。吉澤・吉澤（2022）は「感染予防対策」，「同調」，「顔を隠す安心感」がマスク着用の要因となっていることを示した。本研究では，その背景に，身体醜形懸念が一因にあると仮定した。身体醜形懸念とは，容姿の問題に対する安全確保行動，容姿の問題からの回避行動，容姿への否定的評価の3因子から構成される概念である（田中他，2011）。本研究では，マスク着用動機のタイプによる身体醜形懸念，12場面におけるマスク着用行動の差異を検討した。

仮説として，「顔を隠す安心感」がマスク着用動機において優位な群は，他の要因群よりも有意に「身体醜形懸念」が高いと仮定した。また，すべての場面において，「顔を隠す安心感」はマスク着用行動に影響を与え，さらに，「身体醜形懸念」はその影響の増強要因となると仮定した。

## 方法

**対象者・調査期間・手続き**：大学生 200 名（男性 59 名，女性 139 名，どちらでもない 2 名，平均年齢 19.6 歳）を対象とし，2023 年 5～6 月に Web アンケートを行った。

**質問紙の構成，内容**：①基本属性：年齢，性別 ②マスク着用場面質問表(Mask-wearing situation; MASK-S)：吉澤・吉澤（2022）によって作成された 12 項目の尺度。「1. 常に着用しなかった」～「5. 常に着用していた」の 5 件法で回答を求めた。③マスク着用動機質問票(Mask-wearing motivation; MASK-M)：吉澤・吉澤（2022）によって作成された 11 項目の尺度。本研究においては「1. 全くそう思わない」～「5. 非常にそう思う」の 5 件法で回答を求めた。④日本語版 BICI (the Japanese Version of Body image Concern Inventory; J-BICI)：田中・有村・田山（2011）において作成された 19 項目の尺度。本研究においては「1. 全くあてはまらない」～「5. 非常にあてはまる」の 5 件法で回答を求めた。

## 結果

- MASK-Mの因子構造**：因子分析（最尤法，プロマックス回転あり）を行った結果，因子1「顔を隠す安心感」（ $\alpha = .81$ ）と因子2「同調」（ $\alpha = .77$ ）が抽出された。
- 研究参加者のクラスタ構造 (Figure1)**：マスク着用動機の下位尺度得点に基づいた非階層的クラスタ分析（K-means法）を行った。結果，クラスタ1「顔面露出不安高群」とクラスタ2「着用行動低頻度群」が抽出された。
- 各クラスタの身体醜形懸念の特徴 (Table1)**：2つのクラスタを独立変数，J-BICIの合計得点と各因子得点を従属変数とした対応のない  $t$  検定を行った結果，全てにおいて有意差が見られた。つまり，顔面露出不安高群は着用行動低頻度群より身体醜形懸念が高いという結果になった。

Figure 1. マスク着用動機に基づいたクラスタ分析

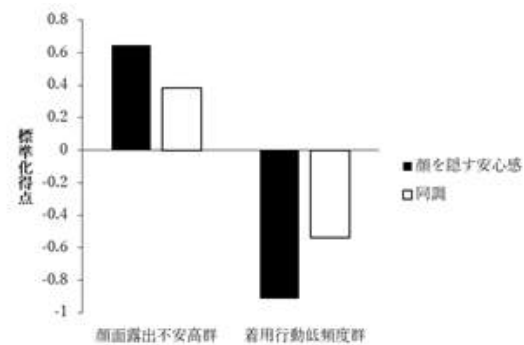


Table 1. マスク着用動機による身体醜形懸念の差異

各クラスタのJ-BICI因子の平均値とSD	顔面露出不安高群( $n=113$ )		着用行動低頻度群( $n=83$ )	
	平均	SD	平均	SD
J-BICI因子				
容姿への否定的評価	22.81	4.99	19.53	5.77
容姿の問題に対する安全確保行動	21.64	5.98	18.29	7.24
容姿の問題からの回避行動	13.79	4.76	10.19	4.38
J-BICI合計得点	61.03	13.81	50.35	16.13

- 各クラスタのマスク着用場面の特徴**：マスク着用場面のクラスタ間の差を検討するために，MASK-Sの各質問項目の回答（3）×クラスタ（2）の $\chi^2$ 検定を行い，その後残差分析を行った。結果，顔面露出不安高群の人々は着用行動低頻度群の人々よりも，電車に乗る時や，スーパーやコンビニに入る時などで，マスクをより着用することが判明した。

- マスク着用動機と身体醜形懸念がマスク着用行動に与える影響**：12 場面におけるマスク着用行動にマスク着用動機と身体醜形懸念が影響を与えているかを検討するために，階層的重回帰分析を実施した。結果，大学の教室内で，授業を受ける時と，寝不足だったり，ニキビがでたりして，顔の調子が良くないと思う時において，マスクを着用しないことが示された。

## 考察

マスク着用動機として「同調」と「顔を隠す安心感」の2要因が示された。「顔面露出不安高群」は醜形懸念が高いため，マスク着用が「安全確保行動」として機能している可能性が考えられる。つまり，顔を隠すことに対する過剰な懸念が常態的なマスク着用によって解消されると考えられる。よって，適応的にマスクを着用し，安心感が得られるような認知行動療法的アプローチが有効である可能性がある。また，身体恐怖懸念が高い場合，大学の教室のように大勢の同級生がいる 場面や，顔の調子が良くない状況においてマスク着用だけでは安心感が得られず，その状況自体を回避している可能性が推測される。

（もりみずき，もとおかひろこ）



# 幼児期におけるゆるしの理解の発達

—ゆるしが被害者・違反者にもたらす効果に注目して—

○戸田梨鈴<sup>1</sup>・#戸田七鈴<sup>1</sup>・#萩原広道<sup>1</sup>・鹿子木康弘<sup>1</sup>

(<sup>1</sup>大阪大学人間科学研究科)

ゆるし, 幼児, 向社会行動, 道徳発達, 対人関係

## 目的

ゆるしは、違反行為が生じた際に、他者との関係性を修復し維持する上で重要な役割を果たす。先行研究では、ゆるし行動は4歳ごろからみられ、幼児期に発達することが示されている(e.g., Oostenbroek & Vaish, 2019)。一方、この時期の子どもがゆるしをどのように理解しているかは明らかでない。そこで、本研究では、4~6歳児が、ゆるしが被害者(実験1)および違反者(実験2)にもたらす効果を理解しているかを検討した。

被害者にもたらす効果として、(a) 違反者へのネガティブ感情を好意的なものに変える、(b) 違反者との関係性を修復する、の2点に注目した(Toda et al., 2024)。違反者にもたらす効果としては、(i) 罪悪感を高める、(ii) 被害者への感謝感情を高める、(iii) 違反行為の繰り返しを抑制する、(iv) 被害者への向社会行動を促進する、の4点に注目した。

## 実験1

### 1) 方法

4~6歳児各45名(計135名)を対象とし、被害者が違反者をゆるす(ゆるし条件)またはゆるさない(拒否条件)、という2種類の物語を読み聞かせた。各物語について(a)違反者の謝罪前後で、被害者は違反者のことをどう思っているかを尋ねた。児は「とても嫌い(-3)」から「とても好き(+3)」の7段階で回答し、謝罪前後の差分が感情得点(-6~+6点)として記録された。また、(b)ゆるし/拒否後に、被害者は違反者と一緒に遊ぶと思うかどうかを尋ねた。

### 2) 結果・考察

(a) 条件(ゆるし/拒否)および年齢群(4/5/6歳)を説明変数とした。感情得点について、条件の主効果( $\chi^2(1) = 181.95, p < .001$ )および条件と年齢群の交互作用がみられた( $\chi^2(2) = 16.39, p < .001$ )。全年齢群において、条件の単純主効果がみられ、ゆるし条件では拒否条件よりも、違反者への感情がより好意的なものになると考えていた。各年齢群において、ゆるし/拒否前後での感情の変化を検討したところ、6歳児はゆるし条件のみ感情がより好意的になる(=感情得点が正の値になる)と理解していたのに対し、4,5歳児は拒否条件でも好意的になると考えていた。

(b) 違反者との関係性について、条件の主効果( $\chi^2(1) = 17.10, p < .001$ )および条件と年齢群の交互作用がみられた( $\chi^2(2) = 6.93, p = .031$ )。全年齢群において、条件の単純主効果がみられ、ゆるし条件では拒否条件よりも関係性が修復されやすいと考えていた。また、拒否条件においてのみ年齢の単純主効果がみられ、6歳児は4,5歳児よりも、拒否条件では関係性は修復されないと考えていた。

## 実験2

### 1) 方法

4~6歳児各45名(計135名)と成人45名を対象とし、違反者が被害者にゆるされる(ゆるし条件)またはゆるされない(拒否条件)、という2種類の物語を読み聞かせた。

各物語について(i)ゆるし/拒否前後で、違反者は被害者にどれくらい「ごめんなさい」および(ii)「ありがとう」と思っているかを尋ねた。児は「全く思わない(-3)」から「とても思う(+3)」の7段階で回答し、謝罪前後の差分が罪悪感/感謝得点(-6~+6点)として記録された。また、(iii)ゆるし/拒否後に、違反者は違反行為を繰り返すと思うか、および(iv)シールを分けてあげると思うかどうかを尋ねた。

### 2) 結果・考察

(i) 罪悪感得点について、成人は両条件において罪悪感が高まると考えていた(ゆるし条件:  $V = 453.5, p = .021$ ; 拒否条件:  $V = 611.5, p = .006$ )。幼児では、条件の主効果がみられ( $\chi^2(1) = 3.98, p = .046$ )、児はゆるし条件では拒否条件よりも罪悪感が高くなると考えていた。

(ii) 感情得点について、成人はゆるし条件では拒否条件よりも感謝感情が高まると考えていた( $V = 900, p < .001$ )。幼児では、条件の主効果( $\chi^2(1) = 181.44, p < .001$ )および条件と年齢群の交互作用がみられた( $\chi^2(2) = 15.70, p < .001$ )。全年齢群において、ゆるし条件のみ感謝感情が高まると考えられており、特に6歳児は4,5歳児よりもゆるし条件の感謝感情を高く評定していた。

(iii) 違反行為の繰り返しについて、成人はゆるし条件では拒否条件より違反行為が繰り返されにくいと考えていた( $\chi^2(1) = 4.08, p = .043$ )。幼児では、条件・年齢群の効果はみられず(*all ps* > .05)、両条件で繰り返されないと考えていた。

(iv) 違反者の向社会行動について、成人はゆるし条件では拒否条件よりも向社会行動を行いやすいと考えていた( $\chi^2(1) = 14.09, p < .001$ )。幼児では、5,6歳児はゆるし条件では拒否条件よりも違反者が向社会的に振る舞うと考えていたが、4歳児では条件間の違いはみられなかった。

## 考察

ゆるしが被害者に与える効果の理解は4歳で部分的に獲得され、6歳までにさらに発達していくことが示された。違反者の感謝感情および向社会行動に与える効果についても幼児期に発達していくことが明らかとなった。一方、違反者の罪悪感および違反行為の繰り返しについては、幼児期以降に獲得される可能性が考えられる。ゆるしの効果を、被害者と違反者の両側面から理解することは、ゆるしとの関係性修復・維持のプロセス全体を理解する上で重要である。

## 引用文献

- Oostenbroek, J., & Vaish, A. (2019). The emergence of forgiveness in young children. *Child Development, 90*(6), 1969–1986. doi:10.1111/cdev.13069.
- Toda, R., Toda, N., Hagihara, H., & Kanakogi, Y. (2024). Understanding of the functions of forgiveness among preschoolers. *Journal of Experimental Child Psychology, 247*, 106036. doi:10.1016/j.jecp.2024.106036
- (とだりず, とだなず, はぎはら ひろみち, かなこぎ やすひろ)

## 日本と北米の比喩的談話によるコミュニケーションの差

—親密度がポライトネス・ストラテジーに与える影響—

○平山 れい・楠見 孝

(京都大学大学院教育学研究科)

比喩, ポライトネス・ストラテジー, 文化比較, 親密度, 感情強度

## 目的

従来のポライトネス研究では、日本人はアメリカ人よりも間接的表現を好み、相手との関係によって言動が変化する一方、アメリカ人は一貫した表現をする傾向があることが示されている (Tawalbeh & Al-Oqaily, 2012)。そこで、本研究の目的は比喩的談話による日本と北米のポライトネス・ストラテジー (配慮行動, Brown & Levinson, 1987) の違いを明らかにし、相手との社会的距離が異なる場面での配慮行動や談話目的 (Discourse Goal, Roberts & Kureuz, 1994) にどのような影響を及ぼすかを検討することである。

## 方法

**参加者** 京都大学に所属する日本語が母語の日本人の大学生 25 (男 13, 女 12) 名と、Prolific で募集した英語が母語の米国・カナダの大学生 25 (男 13, 女 12) 名であった。

**刺激** 4つのシナリオと12個の比喩を含む文を用意した。シナリオは共通して、参加者が登場人物 A さんから手作りの料理を提供され、その感想を A さんに伝えるという状況を設定した。シナリオは、参加者と A さんの親密度 (高い・低い) および、提供された食べ物のおいしさ (おいしい・まずい) の組み合わせで4種類用意した。A さんに対する感想表現として、4段階の感情強度 (強いポジティブ, 弱いポジティブ, 弱いネガティブ, 強いネガティブ) を持つ比喩文を各3文、計12文用意した。

**手続き** 参加者はまずシナリオを読み、続いて呈示された料理の感想の比喩文 (例: その料理は一流シェフが作ったかのような味だった) について、そのシナリオにおける適切性を7段階で評価した。また、各シナリオにおいて感想を述べる際に意識していた談話目的 (例: 相手に配慮するため, 17項目) を「1: 当てはまる」~「4: 当てはまらない」の4段階で評価した。これを4つのシナリオに対して繰り返し、最後に相互独立的・相互協調的自己観尺度 (英語版: Singelis, 1994; 日本語版: Park et al., 2017 を修正) に回答した。本実験は、ポジティブ主題 (提供された食べ物がおいしい状況) とネガティブ主題 (提供された食べ物がまずい状況) でそれぞれ文化 (2水準), 親密度 (2水準), 感情強度 (4水準) の3要因混合計画で行われた。

## 結果

**適切性評価** ポジティブ主題とネガティブ主題でそれぞれ3要因の分散分析を行った。

ポジティブ主題では感情強度の主効果だけが有意であり ( $p < .001$ ), 単純主効果の分析の結果, 強いポジティブな表現の適切性が他の感情強度の表現よりも有意に高かった ( $ps < .001$ )。また, 説明変数を文化と個人差特性, 従属変数を各親密度・感情強度での適切性とした重回帰分析の結果, 北米人の方が親密度が低い条件で弱い強いネガティブの表現の適切性を高く評価していることが分かった ( $ps = .017, .015$ ) (表 1)。

ネガティブな主題に関しても感情強度の主効果だけが有意であった ( $p < .01$ )。単純主効果の分析の結果, 弱いポジティブの適切性が弱い強いネガティブのものより高か

表 1. 適切性評価の重回帰分析の結果: 非標準化偏回帰係数

目的変数\説明変数	北米	Inter.	Ind.	R <sup>2</sup>
ポジティブ主題				
低親密度-WN	0.79 **	—	—	.26 *
高親密度-SN	1.07 ***	0.46 †	—	.34 **
ネガティブ主題				
低親密度-WN	—	0.52 †	—	.23 *
高親密度-SP	—	—	0.76*	.22 *

注. †:  $p < .10$ , \*:  $p < .05$ , \*\*:  $p < .01$ , \*\*\*:  $p < .001$ , WN: 弱いネガティブ, SN: 強いネガティブ, SP: 強いポジティブ, Int.: 相互協調的自己観, Ind.: 相互独立的自己観

った ( $ps < .01$ )。ポジティブ主題と同様の重回帰分析の結果, 相互独立的自己観と強いポジティブな表現の効果が有意であった相互独立的自己観が高い人が親密度が高い条件で弱いネガティブの適切性を高く評価したことが分かった (表 1)。

**談話目的** ポジティブ主題において, 北米人は日本人よりも「ユーモアを伝えようとするため」という談話目的を有意に強く意識していた ( $p < .001$ )。また, 「ポジティブな感情を示すため」という談話目的に関して, 文化と親密度の交互作用が有意傾向であった ( $p = .08$ )。具体的には, 北米人では2つの親密度間で有意差はなかったが, 日本人は親密度が高い際に「ポジティブな感情を示す」ことを有意に強く意識していた ( $ps < .001$ )。

また, ネガティブ主題においては「ネガティブな感情を示すため」という談話目的の交互作用が有意傾向であった ( $p = .09$ )。北米人は親密度による差は見られなかったが, 日本人は親密度が高い条件で有意に強く意識していた ( $p < .001$ )。

## 考察

本研究では, 日本人と北米人のコミュニケーションにおける文化的な違いが, 感情強度や親密度を変えた比喩表現の適切性評価や談話目的に与える影響を調査した。その結果, 特定の感情強度に関してのみ, 日本と北米の間で有意な差が見られた。この結果はポライトネスの観点から, 感情を伝達する表現が両文化で概ね共通している可能性を示唆している。その一方で, 日本人は北米人に比べて「ポジティブな感情を示すため」や「ネガティブな感情を示すため」といった談話目的を強く意識しており, 特に親密な関係でその傾向が顕著であった。これは, 日本の文化が対人関係におけるポライトネスや相手への配慮を強調することと一致している。また, 北米には自己が独立した存在であると認識する人が多い傾向にある文化的背景が, 「ユーモアを伝える」という談話目的を日本人よりも強く意識していた結果につながった可能性がある。

## 主な引用文献

- Brown, P. & Levinson, S. (1987). *Politeness: Some universals in language usage*. Cambridge: Cambridge University Press.  
Singelis, T. M. (1994). *Pers. Soc. Psychol. Bull.*, 20(5), 580-591.  
(ひらやま れい, くすみ たかし)

## 電車利用場面における社会的迷惑行為に関する研究

○米田千聖<sup>1</sup>・#秋保亮太<sup>2</sup>・中井宏<sup>1</sup>

(1大阪大学大学院 人間科学研究科・2帝塚山学院大学 総合心理学部)

社会的迷惑行為, 社会規範, 迷惑認知

## 目的

社会的迷惑行為とは、自己を第一に考えることによって他者に不快な感情を生起させる行為である。これまでの研究で、社会規範の知覚と迷惑認知が社会的迷惑行為に影響を及ぼすことが明らかにされてきたが、その交互作用については検討されてこなかった。しかし、社会的迷惑行為を支持しない社会規範を強く知覚しているときは、迷惑認知の度合いに関わらず迷惑行動が抑制されるのに対し、そうでないときほど、迷惑認知による迷惑行動低減の効果は強いかもしれない。このように、社会的迷惑行為を抑制する社会規範の知覚が弱い場合に、迷惑認知が有効であるかを明らかにできると考えた。そこで、本研究では特に電車利用場面における迷惑行為を対象とし、社会規範の知覚と迷惑認知の交互作用を検討した。なお、社会規範は先行研究に基づき記述的規範と命令的規範の2つを測定し、迷惑認知との交互作用を探索的に検討した。

## 方法

**調査参加者** 事前に実施したスクリーニング調査にて、混雑した電車に週1回程度以上乗車すると回答した男女491人のうち、回答に不備のあった者を除く333人(女性169人;  $M_{age} = 40.52$ ;  $SD_{age} = 16.32$ )

**手続き** 社会的迷惑行為は、谷・齊藤(2014)などの先行研究をもとに、「駆け込み乗車をする」、「混雑時に詰めて座らない」などの13項目を選定した。各対象行為について、実行頻度、記述的規範・命令的規範の知覚、他者・自己迷惑認知を尋ねるWeb調査を実施した。なお、他者迷惑認知は周囲の他者が対象となる行為をどの程度迷惑に感じていると推測するか、自己迷惑認知は回答者自身がその行為をどの程度迷惑だと感じるかを測定した。また、社会的望ましさを統制するため、バランス型社会的望ましさ反応尺度(谷, 2008)のうち、印象操作の因子12項目を使用した。回答は全て6件法を用いた。実施に際しては、著者所属機関の研究倫理委員会の承認を得た(HB023-181)。

## 結果

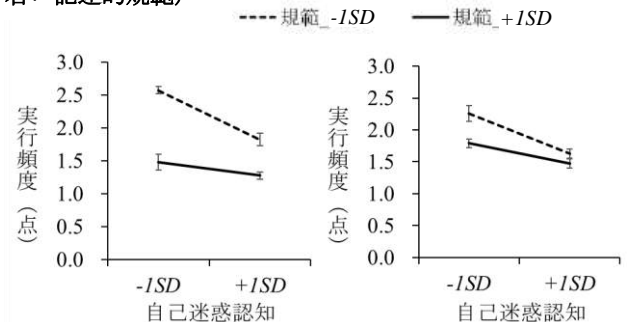
社会的望ましさについては、谷(2008)をもとに1因子として確認的因子分析を行ったところ、多くの項目が削除される結果となった。そこで、回答者のレスポンス・スタイルを統制し、改めて確認的因子分析を行った結果、因子負荷量.40以上を基準に1因子11項目を採用した( $CFI = .97$ ,  $TLI = .97$ ,  $RMSEA = .07$ ,  $SRMR = .06$ )。社会的迷惑行為の実行頻度、記述的規範の知覚、命令的規範の知覚、他者迷惑認知、自己迷惑認知については、探索的因子分析(最尤法・プロマックス回転)を行ったところ、解釈可能性からそれぞれ1因子構造と判断し、因子負荷量.40以上を基準にそれぞれ全13項目を採用した。また、他者迷惑認知と自己迷惑認知の間には強い相関が見られたため、以降の分析には後者の因子のみを採用した。

続いて、命令的規範の知覚、記述的規範の知覚、自己迷惑認知、各種規範の知覚と自己迷惑認知の交互作用項、統制変数(e.g., 社会的望ましさ)を用いて社会的迷惑行為の

実行頻度を予測する、重回帰分析を行った。その結果、命令的規範の知覚と自己迷惑認知の交互作用が有意であった( $b = -.17$ ,  $SE = .05$ ,  $t(324) = 3.43$ ,  $p = .001$ )ため、単純傾斜分析を行ったところ(図1-左)、周囲の人によって認められていないという命令的規範の知覚が強いときには迷惑認知と実行頻度に関連は見られなかった( $b = -.11$ ,  $SE = .08$ ,  $t(324) = -1.48$ ,  $p = .14$ )が、その知覚が弱いときには迷惑認知が強いほど実行頻度が少なかった( $b = -.41$ ,  $SE = .06$ ,  $t(324) = -7.13$ ,  $p < .001$ )。

また、記述的規範の知覚と自己迷惑認知の交互作用が有意傾向であった( $b = -.09$ ,  $SE = .05$ ,  $t(324) = 1.90$ ,  $p = .06$ )ため、単純傾斜分析を行った(図1-右)。その結果、周囲の多くの人が行っていないという記述的規範の知覚の強弱によらず、迷惑認知が強いほど実行頻度が少なかったが、その記述的規範の知覚が弱いとき( $b = -.35$ ,  $SE = .08$ ,  $t(324) = -4.18$ ,  $p < .001$ )の方が強いとき( $b = -.18$ ,  $SE = .05$ ,  $t(324) = -3.54$ ,  $p < .001$ )よりも効果は大きかった。

図1 社会規範と迷惑認知の交互作用(左: 命令的規範, 右: 記述的規範)



注) エラーバーは標準誤差を示す。

## 考察

本研究の結果から、社会的迷惑行為を抑制するような規範の知覚が弱いときでも、自身が迷惑だと感じている場合はその行為を実行しないことが示唆された。したがって、今後は迷惑認知を向上させるような働きかけを検討することで、社会的迷惑行為を低減できると考えられる。また、本研究はあくまでも電車利用場面に限定して、社会的迷惑行為に対する規範の知覚と迷惑認知の交互作用を検討したものである。そのため、日常生活における他の文脈でも同様な結果が得られるのかを確認し、本研究の一般化可能性を検討する必要もあるだろう。

## 引用文献

谷 伊織 (2008). バランス型社会的望ましさ反応尺度日本語版(BIDR-J)の作成と信頼性・妥当性の検討 パーソナリティ研究, 17(1), 18-28

谷 芳恵・齊藤 誠一 (2014). 電車利用場面における社会的迷惑の関連要因と公私認識による調整効果の検討—女子大学生を対象に— 青年心理学研究, 26(1), 17-28

(よねだ ちせい, あきほ りょうた, なかい ひろし)

# 集団内葛藤とパーソナリティとの関係

○竹村衣織<sup>1</sup>・嶋崎恒雄<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>関西学院大学院 文学研究科・<sup>2</sup>関西学院大学 文学部)

キーワード：集団内葛藤, パーソナリティ, Big Five

## 目的

職場や教室などの同一集団におかれた人々は集団生活の中で議論を行う際に、彼らの間で不和が生じたり意見のすれ違いが生じたりすることが多いだろう。それらは集団内葛藤(intragroup conflict)と呼ばれ、個人の集団に対する帰属感や主観的満足度との関連が示されている(De wit, Greer & Jehn, 2012)。集団内葛藤は課題葛藤(task conflict)と関係葛藤(relationship conflict)の2つの因子に分かれており、それぞれで他概念との関連における相違点や類似点が確認されている。例えば、Tafvelin, Keisu & Kvist(2020)によってウェルビーイングとしてストレスや抑うつ、バーンアウトなどと集団内葛藤との関連が検討された結果、関係葛藤はウェルビーイングとの負の関連が示されている一方で課題葛藤とそれらとの関連はみられないことがわかった。つまり、集団内葛藤の中でも特に関係葛藤を感じている者はストレスや抑うつ、バーンアウトが生じやすいといえる。

しかし、集団内葛藤は個人ごとに感じる程度が異なる可能性がある。Lazarus(1984)のストレス理論では、ストレス状況への評価や対処によって個人のストレスの程度が決定され、ストレス状況への評価や対処には個人要因が影響を及ぼしているとされている。加藤(2001)は実際にこの理論に基づいた検討を行い、パーソナリティと対人葛藤の評価が関連することを示している。そこで本研究は、集団内葛藤を高く認識する要因の一つとしてパーソナリティを挙げ、パーソナリティと集団内葛藤との間にどのような関連があるかを調査することを目的とした。Big Fiveのうち情緒不安定性が高い人や外向性が低い人は抑うつ症状が高まるという報告がある(Hakulinen et al, 2015)。また、Nettle(2007, 竹内訳 2009)は情緒不安定性と葛藤経験の頻度が関連していることを示している。つまり、パーソナリティによって負の経験の程度は異なると考えられる。特に情緒不安定性や外向性との関連は見られやすいと予測する。

## 方法

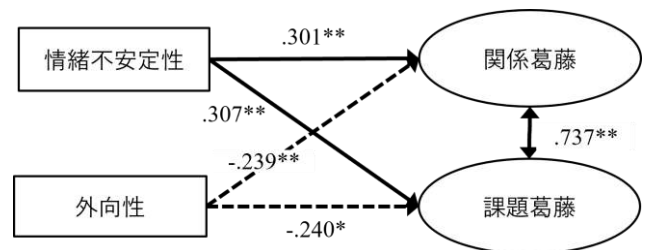
調査対象は大学生185名(男性43名,女性142名)であった。調査では質問紙はNEO-FFIと集団内葛藤尺度(Jehn, 1994)を使用した。初めにNEO-FFIへの回答を行わせた。次に大学生が普遍的に経験したことがあると考えられ、かつ集団内葛藤が生起している場面が書かれたシナリオを読ませ、そのシナリオに対する内容理解を問うための質問に回答させた。内容に関する質問に回答したのち、集団内葛藤尺度に回答させた。回答する際は、「自身が実際にシナリオにあるような状況に遭遇した際にどのように感じるか」を想起するように教示した。内容理解を問う質問に誤答した参加者から得られたデータは除外して分析を行った。分析はHAD(清水, 2016)を用いて、Big Fiveにおける5つの因子から集団内葛藤を構成する2因子へのパスを描いたSEMを行った。

## 結果

分析はパーソナリティから集団内葛藤へパスを描いたSEMを実施した(Figure1参照)。分析結果より、情緒不安定性

から課題葛藤・関係葛藤へのどちらも正のパスが確認された( $\beta = .301, p < .001, \beta = .307, p = .003$ )。また、外向性からは課題葛藤・関係葛藤へ負のパスが確認された( $\beta = -.239, p = .002, \beta = -.240, p = .011$ )。適合度は  $\chi^2(40) = 64.686, p = .008, GFI = .941, AGFI = .902, CFI = .957, RMSEA = .059, SRMR = .050$ であり、CFIが基準値を満たしており、GFIやRMSEAは許容できる値であるため、このモデルは妥当であると判断した。これらの結果より、情緒不安定性から集団内葛藤に対して正の係数が、外向性から集団内葛藤へは負の係数が示されることがわかった。

Figure 1 パーソナリティから集団内葛藤への説明力



注) \*:  $p < .05$  \*\*:  $p < .01$

値は標準化係数であり、負の結果は点線で示した。

## 考察

本研究では同一のシナリオを読んだ人々のパーソナリティによって、彼らを感じる集団内葛藤がどのように異なるかを検討した。本研究の結果、情緒不安定性が高い人は集団内葛藤を感じる程度が高く、外向性が低い人も集団内葛藤を感じる程度が高いことがわかった。集団内葛藤は負の感情に伴って生起するものであるため(Jehn, 1995)、抑うつ症状や葛藤経験などと同様にネガティブな概念であると考えられる。そのため、抑うつ症状や葛藤経験との間に正の関連がみられている情緒不安定性(Hakulinen et al, 2015; Nettle, 2007, 竹内訳 2009)と集団内葛藤との間に正の関連がみられたことや、抑うつ症状との間に負の関連がみられた外向性と集団内葛藤との間に負の関連がみられたことは妥当な結果といえるだろう。

本研究の課題は、課題の都合上、シナリオを読んで参加者自身で葛藤を想像させたため、実際に集団内葛藤が生起している状況に置かれた時と同様の結果が得られない可能性がある点である。集団内葛藤とは対人場面において感じるものであり、集団内における人々が有するパーソナリティの偏りや多様さなどによっても、結果が異なると考えられる。したがって、実際に参加者らの間で集団内葛藤が生起するような議論を行わせた際に、今回と同様の結果が得られるかどうか再検討が必要である。

## 引用文献

加藤司 (2001). 対人ストレスの過程 教育心理学研究, 49(3), 295-304.

(たけむら いおり, しまぎき つねお)



# いじめ被害者への非難的態度が有責性意識に及ぼす影響

—社会的望ましさといじめ被害・加害経験の有無の調整効果—

○堀 孝司<sup>1</sup>・福井義一<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>甲南大学大学院人文科学研究科・<sup>2</sup>甲南大学)

キーワード：いじめ、いじめ被害・加害経験、被害者非難、有責性意識、社会的望ましさ

## 目的

学校現場におけるいじめ問題の解決を妨げる一因に、「いじめられる側にも責任がある」という被害者への有責性意識(竹川, 2002)が挙げられる。こうした意識は、いじめの当事者である子ども(平尾, 2021)から、周囲の大人(福井他, 2022; 堀他, 2022a)に至るまで広く共有されている。こうした意識が当事者を取り巻く周囲の人々に広く受け入れられている状況では、いじめ加害が正当化されるため、解決への機運も高まらないだろう。そのため、いじめ問題の解決には、こうした不適切な認識の修正が急務であろう。

こうした意識の背後には、いじめ被害者への非難的態度の存在が示唆されており(堀他, 2022a)、両者の関係において、共感性(堀他, 2022b, 2023a; Hori et al., 2023a, b)や公正世界信念(堀他, 2023b, c)、良性・悪性妬み(福井他, 2023a, b)の調整効果がこれまでに検討されてきた。

さらなる調整変数の候補として、社会的望ましさ(堀他, 2022a)が挙げられる。これは、自己欺瞞と印象操作の2因子からなり、前者が無意識的に、後者が意識的にそれぞれ社会的に望ましい方向へ回答を歪める傾向に相当する(谷, 2008)。「いじめられる側ではなく、いじめる側に100%の責任がある」という認識が社会的に望ましいと仮定すると、社会的望ましさは両者の関係を弱める可能性がある。また、社会的望ましさの意識的・無意識的水準の階層構造を踏まえると、それぞれが独自の調整効果を有する可能性もある。さらに、これまでに見出された調整変数には、いずれもいじめ被害・加害経験との交絡があったことから、社会的望ましさの両側面についても同様の交絡が生じる可能性が高い。

そこで本研究では、被害者に対する非難的態度が有責性意識に及ぼす影響における社会的望ましさと被害・加害経験の有無の調整効果を探索的に検討した。

## 方法

**調査協力者**：平均年齢41.21歳( $SD = 8.90$ )の一般成人300名(うち男性150名)の協力を得た。データには、一連の研究(福井他, 2023a, b; 堀他, 2022b-d; 2023a-e; Hori et al., 2023a, b)と一部重複がある。

**尺度構成**：いじめ被害・加害経験の有無を「はい」か「いいえ」で尋ねた。いじめ被害者への非難的態度を日本語版いじめ被害者非難の態度尺度(堀他, 2022c, d)で測定し、得られた2つの下位尺度得点(いじめ被害者非難、いじめ矮小化)のうち、前者を用いた。いじめ被害者への有責性意識を被害者と加害者の責任割合を計100%になるよう尋ね、前者を角変換した値を用いた。社会的望ましさをバランス型社会的望ましさ反応尺度日本語版(谷, 2008)で測定し、2つの下位尺度得点(自己欺瞞、印象操作)を得た。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。

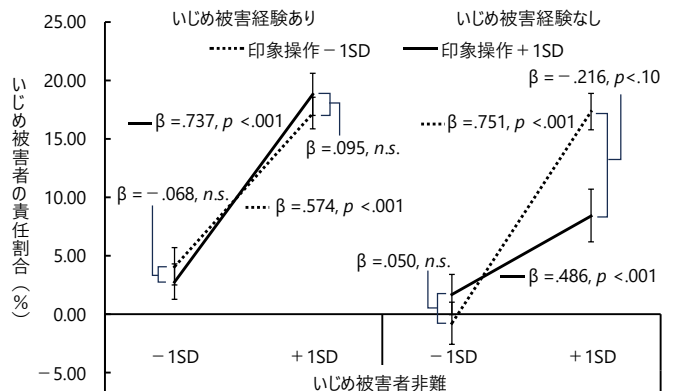
**手続き**：Lancers社のクラウド・ソーシング・サービスを用いて、調査の趣旨や協力の任意性・匿名性などについて同意を得た後、Qualtricsでオンライン質問票調査を実施した。

**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(21-16)を得た。

## 結果

いじめ被害者非難といじめ被害・加害経験の有無、自己欺瞞、印象操作、性別およびこれらの二次までの交互作用項を独立変数、被害者の責任割合を従属変数とした重回帰分析を実施した。ただし、多重共線性の問題を避けるために、いじめ被害・加害経験の有無をそれぞれ別々に投入した2つのモデルを設定した。分析の結果、いずれのモデルにおいても、当然のことながら、被害者非難の正の影響が有意であった( $\beta_s > .600, p < .001$ )。さらに、被害経験の有無を投入したモデルにおいては、被害者非難×被害経験の有無×自己欺瞞の二次の交互作用が有意傾向、被害者非難×被害経験の有無×印象操作の二次の交互作用がそれぞれ有意であった。そこで、被害経験の有無ごとに下位検定を実施したところ、被害未経験者においてのみ、被害者非難×自己欺瞞の一次の交互作用が有意で、被害者非難×印象操作の一次の交互作用が有意傾向であった。単純傾斜検定の結果、被害者非難の正の影響は、被害未経験で自己欺瞞が低い者( $\beta = .425, p < .001$ )のほうが、高い者( $\beta = .812, p < .001$ )よりも弱かったのに対して、被害未経験で印象操作が高い者( $\beta = .486, p < .001$ )のほうが、低い者( $\beta = .751, p < .001$ )よりも弱いことがそれぞれ分かった。このうち、後者の単純傾斜検定の結果をFigure 1に示した。

Figure 1 印象操作を調整変数とした交互作用パターン



注) エラーバーは標準誤差

## 考察

本研究から、被害経験がない群においてのみ、被害者非難が有責性認知に及ぼす緩和効果が、社会的望ましさの意識的・非意識的側面の高低によって正反対になることが示された。被害経験がない群においてのみこうした効果が見られたのは、被害経験がある群では、極度の苦痛を伴う実体験の効果が、認知的操作では抑制できないほど強いものに対して、被害経験がない群では、その苦痛はあくまでも想像の範囲に留まることから、認知的操作による上書きやごまかしが可能であったためかもしれない。本研究では、社会的望ましさの意識面と非意識面で緩和効果の方向性が正反対であった理由について考察することは困難であった。他の調整変数群の振る舞いを踏まえた慎重な検討が望まれる。(ほり たかし, ふくい よしかず)

# Yahoo!知恵袋への相談内容から見た心理専門職に対するイメージ

—自己組織化マップを用いた追加的検討—

○江見かほり<sup>1</sup>・中谷智美<sup>2</sup>・福井義一<sup>3</sup>

(<sup>1</sup>甲南大学文学部人間科学科・<sup>2</sup>甲南大学大学院人文科学研究科・<sup>3</sup>甲南大学)

キーワード：臨床心理士，公認心理師，イメージ，自己組織化マップ

## 目的

わが国における心理専門職の有資格者数は，臨床心理士では41,883名（日本臨床心理士資格認定協会，2023），公認心理師では71,732名（日本心理研修センター，2024）にも上り（2023年末現在），年々増加の一途を辿っている。にもかかわらず，心理専門職の活用状況は低調なままである（Fukui & Hori, 2021）。その背景に，深刻な心理的問題を気軽にオンラインで相談する風潮（澤田・福井，2022）や，心理専門職に対する情報・知識不足（中岡・兒玉，2011）の他に，心理専門職についての否定的イメージが想定される。

江見他（2024）は，心理専門職の一般的なイメージを把握するために，代表的なオンライン・コミュニティ Q&A サイトである Yahoo!知恵袋において，臨床心理士や公認心理師を含む質問を抽出し，共起ネットワーク分析を実施した。しかしながら，前者についての質問には，資格取得を目指す側からの質問が多く含まれており，支援を受ける側からの質問は少なかった。そのため，臨床心理士についての一般的なイメージを捉えられたとは言い難い。さらに，後者では，公認心理師の資格取得を目指す側からの質問が大部分であり，支援を受ける側からの質問はほとんどなかったことから，こちらも公認心理師についての一般的なイメージを把握し得たとは言い難い。そこで本研究では，心理専門職を利用する側が有する一般的なイメージを把握することを諦め，心理専門職を目指す側や既に心理専門職にある側のイメージの把握を試みた。

ところで，上述した江見他（2024）では，数ある計量テキスト分析の手法の中でも共起ネットワーク分析しか実施されていないため，抽出語とそのまとまり間の距離や関係性，全体の構造は把握できなかった。それに対して，自己組織化マップ（Self-Organizing Map：以後 SOP）は，語同士の共起関係の頻度や強度を考慮してクラスターを抽出することで，語やそのまとまりの全体構造を視覚的に捉えることが可能である。そこで本研究では，同じデータに対して SOP を適用し，共起ネットワーク分析の結果（江見他，2024）と比較することで，心理専門職にある者や目指す側が有するイメージを整理した。

## 方法

国立情報学研究所の IDR（Informatics Research Data Repository）データセット提供サービスにより，LINE ヤフー株式会社から提供を受けた Yahoo!知恵袋データ第3版（2022, 2023 年度提供版）から，臨床心理士（362 件）と公認心理師（141 件）を含む質問を分析に使用した。

## 結果

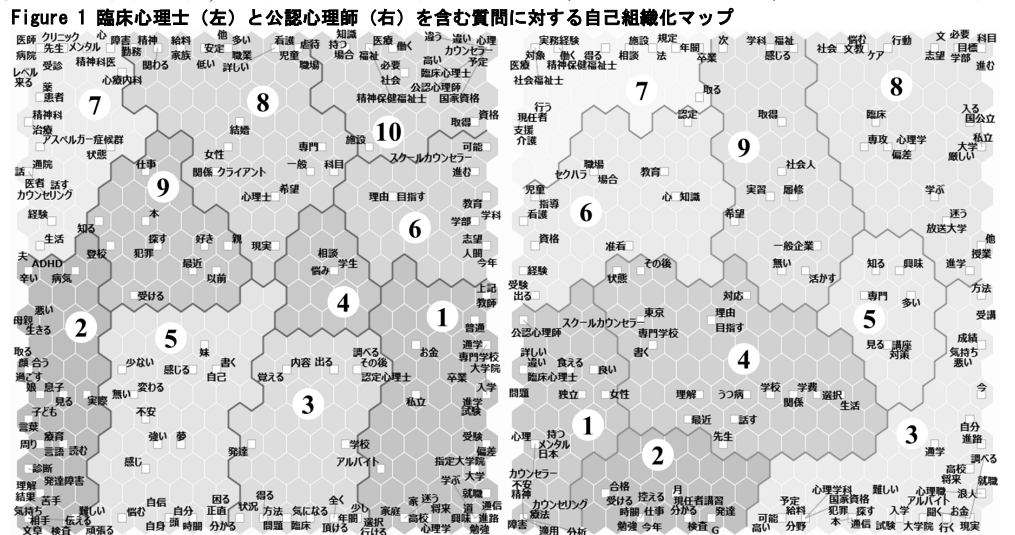
臨床心理士を含む質問から

出現頻度 15 以上の 199 語に SOP を適用した結果，10 のクラスター（以後 CL）が得られた。左側には被支援者からの質問（CL2, 7）が，右側には資格取得を目指す側からの質問（CL1, 6, 10）がそれぞれ集約された。前者からは，我が子の発達・療育に関する3つの共起ネットワークが，SOPではCL2に集約された。さらに，精神科における相談に関する語は，CL7に配置された。それに対して，後者の側からは，資格取得に向けた進路選択や他の資格の必要性に関する共起ネットワークが，SOPではCL1, 6, 10にそれぞれ分かれて配置された。また，公認心理師を含む質問から出現頻度 5 以上の 167 語に SOP を適用した結果，9 の CL が得られた。左側には，他領域を専攻する学生や現任者からの質問（CL1, 2, 6, 7）が，右側には，将来，公認心理師になりたい学生からの質問（CL3, 5, 8）がそれぞれ配置された。前者からは，職域や資格取得のルートに関する共起ネットワークが，SOPではCL2, 6, 7に分かれて配置された。後者からは，資格取得に向けた進路選択に関する共起ネットワークが，SOPではCL3, 5, 8に分かれて配置された。「資格取得を志す中での不安」や「資格取得に適切な進路」の2つの共起ネットワークに含まれた語は，SOPでは両側に分散し，複数の異なるクラスターに配置された。

加えて，両資格とも共起ネットワーク分析では見られなかったが，専門職に就いた際の経済的困窮への不安や心配に関連する語が見出され，臨床心理士では上中央部（給料，安定，低い）に，公認心理師では左下部（食べる）にそれぞれ配置された。SOP を Figure 1 に示した。

## 考察

SOP により，質問者の属性が上位構造として見出された。臨床心理士では支援を受ける側と資格取得を目指す側，公認心理師では資格取得を目指す現任者と，目指す学生からの質問に分かれており，属性ごとに内容や文脈に違いが見られた。さらに，両資格に共通して，経済的困窮を避けられないというイメージが広く普及していることも判明した。（えみ かおり，なかにこともみ，ふくい よしかず）





# 正当化のしやすさが選択のオーバーロード現象の再現性に及ぼす影響

○中島 すみれ<sup>1</sup>・前田 洋光<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>京都橋大学 健康科学部・<sup>2</sup>京都橋大学 総合心理学部)

キーワード：選択のオーバーロード現象，機会コスト，正当化，再現性

## 目的

Iyengar & Lepper (2000) は、商品選択肢が多い場合に少ない場合よりも、消費者の購買率や満足度が低下する現象を報告した。この現象を選択のオーバーロード現象という。選択のオーバーロード現象の生起には、機会コストと認知的過負荷が関係していると考えられている。まず機会コストとは、ある選択を行うことで失ったものの価値を指す。消費者は選択肢が多いほど、選ばなかった他の選択肢への後悔にかられるため満足度が低下する。次に認知的過負荷とは、選択肢間の比較や情報処理にかかる労力のことをいう。選択肢が多いと消費者は全ての選択肢を処理することができないため、結果として購買意欲や満足度が低下する。

ところが近年、選択のオーバーロード現象の再現性は疑問視されており (Scheibehenne et al., 2010)、限定的な条件下で発生する現象 (e.g., Chernev et al., 2015) として研究が進められている。例えば Ariga (2018) は、選択肢の呈示方法によって認知的過負荷を実験的に操作したところ、負荷の高い状況高い状況においてのみ選択のオーバーロード現象が再現されることを示している。本研究では、機会コストに着目し、選択のオーバーロード現象の再現性について検討する。ここで、選ばなかった選択肢に対する考慮が後悔を生むという機会コストの作用がある一方で、自由意思による選択によって選択後の満足度が高まるという知見も存在している (Ariely & Levav, 2001)。その背景には、選択肢が増大すると葛藤が増大して理由に基づく選択をすることで選択の正当化を行う (Shafir et al., 1993) という指摘も見られることから、「正当化」の可否が推察される。すなわち、機会コストによる満足度の低下と、選択の正当化による満足度の向上が混在していることによって、選択のオーバーロード現象の再現性が妨げられている可能性が考えられる。

これらを基に、本研究では選択肢数に加えて選択後の正当化可能性を操作し、特に正当化の低い条件でのみ選択のオーバーロード現象が再現されるのかを検討する。**仮説1**：選択の正当化がしにくい条件の方が選択の正当化がしやすい条件よりも満足度は低下するだろう。**仮説2**：選択の正当化がしやすい条件では、選択肢多数条件と選択肢少数条件における満足度に差が出ないだろう。**仮説3**：選択の正当化がしにくい条件では、選択肢少数条件よりも選択肢多数条件の方が、満足度は低下するだろう。

## 方法

**要因計画** 選択肢数2 (多数・少数) ×正当化3 (高・低・統制) とした。両要因ともに参加者間要因であった。

**実験参加者** 2024年4月18日から5月10日にかけて、大学生49名 (男性13名, 女性36名) が実験に参加した。

**材料** 本研究では、選択する対象としてオレンジジュースを使用した。オレンジジュースは一般認知度の低いものを16種類選び、多数条件では16種類、少数条件ではその16種類の中からランダムに選んだ4種類を使用した。多数条件はA3サイズで、少数条件はA4サイズで全選択肢を一斉提示し、その中から1種類選択して試飲してもらった。なお、実際に試飲してもらったジュースは、どれを選択した場合でも、選択肢にはない「えひめ飲料のポンジュース」であった。

**手続き** 実験は個別に実施した。実験室に入室し着席してもらい、実験依頼書を配布して倫理的配慮等の説明を行ったうえで、同意書に署名してもらった。この時、本来の目的を悟られないように、実験の目的は「パッケージが味覚および購買意欲に及ぼす影響」を検討することであると説明した。はじめに、16類もしくは4種類のオレンジジュースの一覧を提示し、飲みたいと思うものを、制限時

間を設けずに1種類選択してもらった。選択後、実験者がオレンジジュースを紙コップに入れていた間に、選択したジュースの架空の商品レビューを熟読してもらうことで正当化の操作を行った。商品レビューは、上部に

商品名とメーカー名、左に商品画像、右上部に商品説明と人気度、

右下部にカスタマーレビューを配置した。また、正当化高条件では、高い人気度であることと、実験参加者の選択を支持する内容のレビューを模した情報を提示し、正当化低条件では、低い人気度であることと、実験参加者の選択を支持しない内容のレビューを模した情報を提示した。統制条件では情報の提示は行わなかった。その後、操作チェックの質問紙に回答してもらった。質問紙へ回答後、実際にジュースを試飲してもらい、質問紙に回答してもらった。

質問項目は、後悔 (「選択を後悔している」等;  $\alpha=.89$ ) 4項目、満足度 (「選択したジュースはおいしかった」等;  $r=.77, p<.001$ ) 2項目など10項目等を、「1:まったくそう思わない」から「7:非常にそう思う」の7件法で回答を求めた。実験終了後、デブリーフイングを行い、改めて同意書に署名してもらった。

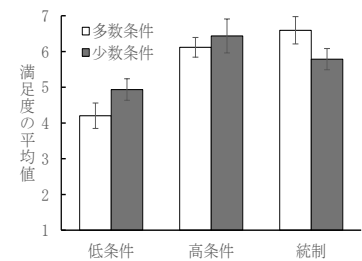
## 結果・考察

**操作チェック** はじめに、操作チェック項目について2要因の分散分析を行った。まず、「選択肢数が多かった」の項目に選択肢数の主効果が有意であり ( $F(1, 43) = 10.54, p<.01, \eta_p^2=.20$ )、選択肢多数条件 ( $M = 4.36, SD = 1.80$ ) は少数条件 ( $M = 2.75, SD = 1.92$ ) よりも高いことが示された。また、「選択した商品の人気度は高そうだ」と「商品レビューは肯定的だった」の項目を合成した得点を従属変数とした結果、正当化の主効果が有意であり ( $F(1, 43) = 50.64, p<.01, \eta_p^2=.70$ )、高条件 ( $M = 6.13, SD = 1.09$ ) は統制条件 ( $M = 5.06, SD = 0.87$ ) よりも高く、統制条件は低条件 ( $M = 2.41, SD = 1.15$ ) よりも高いことが示された。以上より、独立変数の操作は概ね適切であると判断した。

**仮説の検討** 仮説の検討にあたって、「後悔」を従属変数とした2要因の分散分析を実施した結果、正当化の主効果のみ有意であり ( $F(2, 43) = 13.79, p<.01, \eta_p^2=.344$ )、高条件 ( $M = 2.31, SD = 0.588$ ) は低条件 ( $M = 3.90, SD = 1.49$ ) よりも低かった。次に、満足度を指標にした場合、「年齢」との間に有意な相関が認められたため ( $r = -.31, p<.05$ )、これを共変動とする共分散分析を行った。その結果、正当化の主効果に有意差が認められ ( $F(2, 42) = 15.48, p<.001, \eta_p^2=.424$ )、低条件 ( $M = 4.71, SD = 1.36$ ) は高条件 ( $M = 6.38, SD = 0.50$ ) 及び統制条件 ( $M = 6.22, SD = 0.89$ ) よりも低いことが示された。また、交互作用では有意傾向ではあるが一定の効果量がみられたため ( $F(2, 42) = 3.24, p = .049, \eta_p^2 = .134$ )、単純主効果検定を行った。その結果、高条件では多数条件と少数条件間に差は生じず、また、統制条件では多数条件の方が満足度は高く、選択のオーバーロード現象が見られなかった。一方、低条件のみ、多数条件の方がより満足度が低い傾向にあった。すなわち、仮説1・2・3はすべて支持され、再現性が低いと考えられていた選択のオーバーロード現象は、正当化しにくい状況において再現可能であることが明らかになった。

(なかじま すみれ・まえだ ひろみつ)

図1 各条件の満足度の平均値



# 物理的重さとテーマの重さが道德教育の理解度と浸透度に及ぼす影響

○奥野千愛<sup>1</sup> (非会員)・前田洋光<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>京都橋大学健康科学部 <sup>2</sup>京都橋大学総合心理学部)

キーワード：身体化認知、物理的重さ、テーマの重さ、小学道德、教育効果

## 目的

五感によってもたらされる身体的な感覚が、意思決定や対人認知などの社会的判断に影響を及ぼす認知理論のことを、身体化認知という。例えばAckerman et al. (2010) では、実験参加者に重さの異なるクリップボードで求職者の履歴書を見せて人物評価をさせた結果、重いクリップボード(約2000g)で質問に回答した実験参加者は、軽いクリップボード(約340g)で質問に回答した実験参加者よりも、架空の求職者の能力を高く評価し、応募動機が真剣だと評価する傾向があった。この実験より、物理的な重さは重要性判断を高めることが示された。

近年、子どもの学習意欲の低さが問題視されている。この点について、教育方法など様々な議論がなされているが、重さの身体化認知を応用し、教材などの質量を操作することで、内容をより重く受け止めさせる等の応用も可能であろう。しかし、いかなる場合でも教材が重いとときに教育効果が高まるとは言い切れない。例えば、処理流暢性の概念を導入すると、物理的重さとテーマの重さの相互作用を検討する必要性を見出すことができる。処理流暢性とは、人の認知的処理の容易さに関する主観的体験を意味する(Schwarz, 2004)。処理流暢性の増加は様々な判断を肯定的に変化させることが示されてきた(Alter & Oppenheimer, 2009)。つまり、重く受け止めるべき話のときは重い教材を、軽く受け止めるべき話のときは軽い教材を持たせると、処理流暢性が高まり、より教育効果が高まると考えられる。

このことを検証するために、本研究では小学道德を題材に、物理的重さに加えてテーマの重さを操作して実験を行った。特に、重さが重要性判断(深刻度)を高めることのみならず、処理流暢性の観点から、物理的重さとテーマの重さが合致しているときに道德的教育効果が高まるのか検討することを目的とした。物理的な重さは重要性判断を高めるというAckerman et al. (2010) より、教材が物理的に重い方が、深刻度は大きくなると考えられる。一方、道德的教育効果では、両条件がともに軽い時と重い時に処理流暢性が高まり、効果が大きくなると考えた。

## 方法

**実験参加者** 2024年5月10日から6月4日にかけて、京都橋大学の学生66名(男性22名、女性44名;  $M_{age}=20.41$ ,  $SD_{age}=.98$ )を対象に実験を行った。

**実験デザイン** 物理的重さ(重い・軽い; 参加者間)×テーマの重さ(重い・軽い; 参加者内)の混合計画で行った。

**材料** 小学道德の授業を想定し、物理的重さは、リングファイルの質量によって操作された。約340gのリングファイル(キョクトウ・アソシエイツ LN40K)をそのまま使用したものを「軽い」群、そのリングファイルに、約500gのステンレス板2枚挟んだもの(約1340g)を「重い」群とした。その一方、テーマの重さについては予備実験より、重い話にははじめの話を扱った「ひきょうだよ(小学道德⑥教育出版)」を、軽い話にはクラスが団結する話の「絵地図の思い出(小学道德⑥教育出版)」を引用した。

**手続き** 本実験は「立ち読み姿勢が教育効果に及ぼす影響について検討する」という嘘の実験目的を伝え、条件に合わせたリングファイルを渡し、起立して目線の高さに合わせた状態で2つのいずれかのストーリーを黙読してもらった。その後、1つ目の質問紙に回答してもらった。質問紙は、道德的教育効果の認知的要素として「理解度」3項目( $\alpha=.696\sim.842$ )、感情的要素として「浸透度」4項目( $\alpha=.708\sim.844$ )を用いた。深刻度に関しては、「心理的深刻度」4項目( $\alpha=.772\sim.814$ )、「社会的深刻度」2項目( $\alpha=.655\sim.781$ )を作成した。以上の計15

項目について「1. まったくそう思わない」～「7. 非常にそう思う」の7段階で測定した。次に、実験参加者に再度その場で立ってもらい、目線の高さに合わせた状態でもう一方のストーリーを黙読して同一項目に回答を求めた。なお、ストーリーの提示順はカウンターバランスをとった。質問紙への回答後、デブリーフィングを行い、実験を終了した。

## 結果・考察

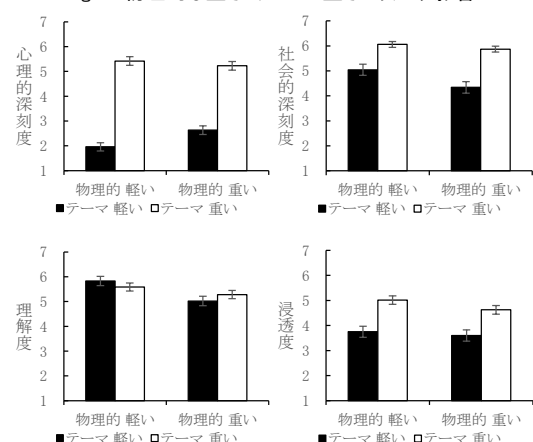
「心理的深刻度」「社会的深刻度」「理解度」「浸透度」の尺度得点を従属変数とした2要因の分散分析を行った(Fig. 1)。その結果、「心理的深刻度」に関して、テーマの重さの主効果が0.1%水準で有意であり( $F(1, 64)=403.7, p<.001, \eta_p^2=.863$ )、重い方が高かった。また、交互作用が1%水準で有意であり( $F(1, 64)=8.2, p=.006, \eta_p^2=.114$ )、単純主効果検定を行った結果、テーマの重さが軽いときのみ物理的に重い方が得点が高かった。「社会的深刻度」に関して、テーマの重さの主効果が0.1%水準で有意であり( $F(1, 63)=68.2, p<.001, \eta_p^2=.520$ )、重い方が高かった。また、交互作用が有意傾向であり( $F(1, 63)=2.8, p=.098, \eta_p^2=.043$ )、単純主効果検定を行った結果、テーマの重さが軽いときのみ物理的に軽い方が得点が高かった。これらより、「深刻度」について、物理的重さの主効果に有意な差は認められなかったが、「心理的深刻度」ではテーマが軽い時にのみ物理的に重い方が高く見積もり傾向がみられ、これは重さの身体化認知を一部支持する結果と考えられる。一方、「社会的深刻度」では、テーマが軽い時に物理的に軽い方が重い方より高く評価することが示され、処理流暢性の効果と考えられる。

一方、道德的教育効果の一側面である「理解度」に関しては、物理的重さの主効果が1%水準で有意であり( $F(1, 64)=7.9, p=.006, \eta_p^2=.110$ )、軽い方が高かった。また、交互作用が有意傾向であり( $F(1, 64)=2.8, p=.099, \eta_p^2=.042$ )、単純主効果検定を行った結果、テーマの重さが軽いときのみ物理的に軽い方が得点が高かった。

「浸透度」に関して、テーマの重さの主効果のみが0.1%水準で有意であり( $F(1, 63)=52.7, p<.001, \eta_p^2=.455$ )、重い方が高かった。これらより、「道德的教育効果」について、「浸透度」に物理的重さの影響は認められなかったが、「理解度」では両条件ともに軽い時にのみ得点が高く、有意な差が認められ、処理流暢性に基づく仮説は一部支持された。

以上より、「社会的深刻度」と「理解度」の認知的側面の要因に関しては、物理的重さとテーマの重さの処理流暢性が一部作用した可能性があり、実際の教育場面への実装が今後の課題として挙げられる。(おくの ちなり、まへだ ひろみつ)

Fig. 1 物理的な重さとテーマの重さが及ぼす影響



# 味覚における「苦さ」が後悔の程度に及ぼす影響

○渡邊歩実<sup>1</sup>(非会員)・前田洋光<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>京都橋大学健康科学部 <sup>2</sup>京都橋大学総合心理学部)

キーワード：身体化認知、味覚、甘さ、苦さ、後悔の程度

## 目的

私たちの日常生活には、身体的な感覚によって意思決定や対人認知などの社会的判断に影響を及ぼす、身体化認知がありふれている。例えばAckerman et al. (2010) では、履歴書を見て求職者に評価をするよう求めた場面で、重いクリップボードを持った群はある人物の能力が高く、応募動機も真剣であると評価することを示しており、物理的な重さと心理的な重要性評価が結びつくことを明らかにしている。視覚においては、明るい部屋は暗い部屋より不正が抑制されやすいこと (Zhong et al., 2010)、嗅覚においては、清潔な香りの部屋では浄化行動を行いやすいこと (Holland et al., 2005) 等を明らかにしている。このように、さまざまな感覚器官を題材とした知見が蓄積されている中で、本研究では、味覚の影響について検討を行う。味覚に関して、Meier et al. (2012) では、甘いチョコレートを食べた人は、実験協力を促した際に、より長い時間実験に協力したことから、味覚の甘さ (sweet) が親切さ (sweet) と結びつくことが示されている。また水川ほか (2018) では、辛い飲料を飲んだ直後に、加害者への罰評価を求めた場面で、辛口になりやすいことが示されている。本研究では、苦さに着目する。一般的に「苦さ」は、「苦い経験」など失敗や挫折といった比喻表現が用いられる。味覚における苦さと経験における苦さが関連しているのであれば、ある出来事に対して失敗したことがより強く印象付けられ、後悔の程度が高まると考えられる。本実験では、必ず失敗するギャンブル課題を実施してもらい、そのあとに甘いまたは苦いチョコを食べてもらいながら後悔の程度を測定する質問紙に回答してもらうことで、味覚の影響を検討した。さらに本研究では、味覚の及ぼす影響範囲を検討するために、ギャンブル課題への外れ方も操作した。一般に、課題の結果が正解からかけ離れていた場合よりも、僅かに正解から外れていた場合に後悔は高まりやすい (e.g., 道家・村田, 2009)。すなわち、僅かに成功に至らない場合を僅差条件、成功にほど遠い場合を大差条件とし、成功にほど遠い状況ではそもそも後悔は生じないが、僅かに成功に至らなかった状況においてのみ味覚の効果が生じると仮定する。

## 方法

**実験参加者** 2024年6月3日から6月20日にかけて、京都市内の大学の学生60名 (男性20名、女性40名;  $M_{age}=19.47, SD_{age}=.91$ ) を対象に実験を行った。また本実験は、味覚2 (甘い・苦い) × 外れ方2 (僅差・大差) の参加者間計画であった。

**材料** 味覚の操作では、甘さは「明治ミルクチョコレート」、苦さは「明治チョコレート効果86%」を使用した。

**課題** 課題は、お菓子メーカーの売上ランキングTOP5を予想するクイズであり、事前に「全問正解すれば報酬として500円分のギフト券が与えられます」という偽の教示を行った。外れ方は、僅差条件は「あなたの回答は3位と4位の順位を入れ替えると正解でした」、大差条件は「全

ての順位で不正解でした」と伝えることで操作した。

**手続き** 本実験は「チョコが思考に及ぼす影響について」という偽の実験目的を教示し、前述のクイズを行ってもらった。その際、「初めはチョコなしで実施します」と教示した。実験参加者がクイズに回答し終わった後、クイズに僅差または大差ではずれていたことを伝え、「次はチョコを食べた状態で実施します」と教示し、約5gの甘いまたは苦いチョコを食べてもらいながら質問紙に答えてもらった。質問紙は「手続き後悔」2項目 ( $\alpha=.789$ )、「結果後悔」3項目 ( $\alpha=.751$ )、「予期後悔」1項目、外れ方の操作として「僅差感」2項目 ( $\alpha=.971$ )、個人差として「難易度」2項目 ( $\alpha=.660$ )、味覚の操作チェックとしてチョコの味覚評価を「1.まったくそう思わない」～「7.非常にそう思う」の7段階で質問した。質問紙への回答後、デブリーフィングを行い、実験を終了した。

## 結果・考察

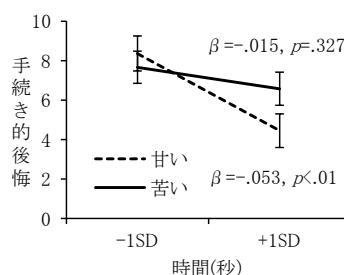
**操作チェック** はじめに、操作チェック項目について、2要因分散分析を行った。「食べたチョコは甘かった」では、味覚の主効果が有意であり ( $F(1, 56)=401.33, p<.001, \eta_p^2=.88$ )、甘い条件 ( $M=6.57, SD=.50$ ) の方が苦い条件 ( $M=1.93, SD=1.14$ ) よりも高いことが示された。また、「僅差感」では、外れ方の主効果が有意であり ( $F(1, 56)=398.53, p<.001, \eta_p^2=.88$ )、僅差条件 ( $M=12.73, SD=1.26$ ) の方が大差条件 ( $M=3.53, SD=2.22$ ) よりも高いことが示された。以上より、独立変数の操作は概ね適切であると判断した。

**味覚が後悔の程度に及ぼす影響** 味覚と外れ方が後悔の程度に及ぼす影響を検討するために、「手続き後悔」「結果後悔」「予期後悔」を従属変数とする2要因分散分析を行った。その結果、「手続き後悔」「結果後悔」に関しては、主効果・交互作用いずれも有意にはならなかった ( $F_s(1, 56)=.01\sim 2.83, p_s>.05, \eta_p^2=.00\sim .05$ )。「予期後悔」に対して、交互作用が有意であり ( $F(1, 56)=4.81, p<.05, \eta_p^2=.08$ )、「僅差条件」かつ「甘い条件」のときに、他の条件より低くなることが示された。このことは仮説と異なり、苦さが、成功に程遠い場合に後悔の程度を高めたと考えられる。

ただし、本研究で使用したチョコは、「食べたチョコはおいしかった」に差が生じており、苦さの操作とおいしさの操作が交絡している可能性もある。また、後悔に対して、意思決定に要する所要時間は交互作用項となる可能性も指摘される。そこで、ダミー変数化した独立変数に、前者を統制変数、後者を交互作用項とする階層的重回帰分析を行った。その結果、「手続き後悔」を従属変数にした場合のみ、「苦いダミー」と「所要時間」の交互作用が認められた ( $\beta=-.034, SE=.012, t(51)=-2.93, p=.079$ )。単純傾斜検定を実施した結果 (Fig. 1)、甘い条件は、所要時間が長いほど「手続き後悔」が低くなることが示された。所要時間は課題への関与を示すため、一般にはかけるほど「手続き後悔」が低減すると考えられよう。しかし、苦い条件では、所要時間が長い場合でも、「手続き後悔」は高くなることが示された。すなわち、しっかりと回答に時間をかけたにも関わらず、直前に苦さを経験することで「手続き後悔」が高まることが認められ、部分的に仮説が支持された。

(わたなべ あゆみ、まえだ ひろみつ)

Fig. 1 単純傾斜検定の結果 (値は非標準化係数)



# 一般消費者による食べ物のにおいの印象尺度の構築と測定を試み

竹澤 智美  
(甲子園大学)

食べ物のにおい, 感性印象, 尺度構築, 可視化

においは個人内の体験であるため、そのまま他者と共有することが難しく、視覚的表現による共有が望まれてきた。誰もが程度においの印象をもつ一方で、知識や経験が異なる人同士がわかりあうには困難がともなう。しかし、においの分類やそれぞれのにおいの相対的な関係を視覚的に表すことが叶えば、大きな助けとなる可能性がある。

これに対して竹澤ら(2022)は、エッセンシャルオイルの香りの印象をマップ化し、においの感じ方を可視化した。この際、まずにおいの印象を表現することば(評価語)を選出し、それを用いて単一材料のエッセンシャルオイルの印象を実測した。この実測値の分析によって、におい体験の客観的・直感的な共有が可能となった。

そこで本研究では、竹澤ら(2022)と同様の方法で食べ物のにおいの印象を検討を加える。まず一般消費者がにおいを思い浮かべられる代表的な食べ物を偏りなく網羅的に選出することを試みる。また料理のにおいを規定すると予想される調味料のにおいの評価語の選出を行ったうえで、食べ物のにおいの印象を実測する。食べ物のにおいの印象の構成要素や関係性を可視化し、共有することを目指す。

## 方法

**評価対象** 料理本および嗜好調査で扱われた食べ物を収集して重複を除いた結果、290の食べ物が得られた。大学生20名(男性15名、女性5名;平均20.1歳)の協力を得て、これらに対し、そのにおいを思い浮かべられる程度を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223の食べ物のにおいを、大学生13名(男性13名;平均19.8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、16クラスタが得られたため、MDS(PROXSCAL)の結果に基づき各クラスタから1つずつ食べ物を選出した。図1中に示した食べ物は、選出された16の評価対象である。

**評価語** 複数の先行研究からにおいの印象語531語を収集した。成人11名(女性8名、男性3名;平均28.5歳)の協力を得て、これらに対し、調味料を評価することばとしてふさわしさを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105語を、成人10名(女性7名、男性3名;平均28.5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、16クラスタが得られたため、ふさわしさを得点とMDS(PROXSCAL)の結果に基づき各クラスタから1つずつ、計16語を選出した(表1)。

**手続き** 既述の16の食べ物のにおいを思い浮かべたうえで、16語および「この食べ物が好き」があてはまる度合いを7段階で評価した。

**参加者** 大学生42名(男性30名、女性12名;平均20.0歳)。

## 結果と考察

計4つの調査に基づき、代表的な料理および評価語の選出を試みた。さらに食べ物のにおいの印象を実測して因子分析(最尤法・プロマックス回転)を行った結果、表1の4因子が得られ、食べ物のにおいの印象はこれら4視点からなる可能性がある。たとえばコクや濃さを感じるのは焼肉、フレッシュさを感じるのはみかんのにおいである(図1)。

一方、選出された食べ物や評価語が適切でない可能性もある。たとえば図1左は下部に、図1右は右方にプロットが固まっているうえ、みかん・ドーナツなどの食べ物と、ほかの料理とはマップ上での位置が大きく異なる。まず食材や菓子など性格の異なる食べ物が混在したため、料理の印象の違いがマップ上に現れにくかったと考えられる。料理を主菜やデザートに分け、それぞれ適した尺度で別個に測ることで一層適切なマップが構築できるかもしれない。また竹澤ら(2022)と同じく、料理を深く・広く知る専門家の協力を得ることで、よりよい尺度を得ることが期待される。今後は、食材や菓子類を除く料理を念頭に専用の尺度を構築したうえで、においの印象を可視化したい。

## 引用文献

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: 専門家による香りの感性印象尺度 第24回日本感性工学会大会予稿集, 2B-1-05.

※本研究はJSPS 科研費基盤研究(C)23K11295の助成を受けた。  
(たけざわ ともみ)

表1. 因子別(太字)評価語一覧

<b>コク・濃さ因子</b>	<b>惹かれる因子</b>	◆ みかん
コクのある	おいしそう	
濃い	親しみのある	
香ばしい	<b>スウィート因子</b>	
脂っぽい	マイルド	◆ にぎりずし
クセのある	甘い	
辛い	<b>その他</b>	
<b>フレッシュ因子</b>	苦い	◆ きんぴらごぼう
新鮮	上質	◆ 卵焼き
酸っぱい		◆ さつまいも
スーッとする		◆ ドーナツ
さっぱりとした		◆ 菓子パン

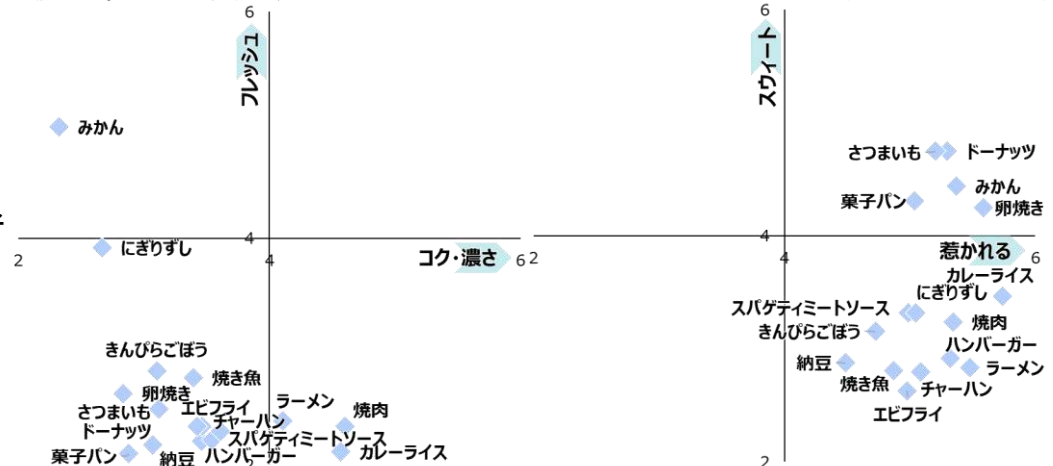


図1. 食べ物のにおいの印象

## 否認が犯罪場面の記憶に及ぼす影響

○大塚拓朗<sup>1</sup>・平野哲司<sup>2</sup>

(1)兵庫県警察本部刑事部科学捜査研究所・(2)大阪人間科学大学心理学部)

memory undermining effect, 欺瞞, 否認, 記憶

## 目的

本研究では、犯罪捜査場面における否認による記憶変容の仕組みを明らかにすることを目的とした。

犯罪捜査では、容疑者や犯人が覚えている事件の内容に対して虚偽の作話や否認したり、偽の健忘を装ったりする欺瞞行為を試みることがある。これまでの研究で、出来事を符号化した後の報告で欺瞞行為をすると、正直に報告した時と比べて後の記憶テストの成績が低下する Memory undermining effect が報告されている (Bylin and Christianson, 2002)。Memory undermining effect の機序について検討する研究では、覚えている内容を正直に報告する群 (正直群) と欺瞞を用いて報告する群 (欺瞞群) のほかに、覚えている内容を報告することなく、1週間後に記憶テストを受ける群 (delay 群) が比較されているが、先行研究の結果は一致していない。記憶成績について欺瞞群と delay 群に有意差がないことから、効果は、欺瞞行為によってもたらされるのではなく、符号化直後に正直に内容を話すというリハーサルが欠如することによって生じる (リハーサル欠如仮説) とする研究 (van Oorsouw and Merckelbach, 2004) と、正直群、欺瞞群及び delay 群の順に成績の低下を報告する研究がある (Mangiulli et al., 2018)。ただし、これら研究では、欺瞞行為を行う際の方略が一致していなかった。そこで、本研究では欺瞞行為の方法を否認することに限定して検討を行った。

## 方法

**実験参加者** 実験参加を同意し、手続きに不備がなかった 108 名 (平均年齢 21.0 歳) の学生を分析対象とした。

**手続き** 実験は、作話や歪曲による欺瞞行為を行わせた先行研究 (e.g., Mangiulli et al., 2018) に準拠した。実験参加者 (正直群、否認群、delay 群) には、1 日目に模擬窃盗場面を撮影した動画を視聴させた。動画は一人称視点で撮影されており、参加者には動画を犯人として視聴するように教示した。次に、正直群と否認群には視聴した動画の内容 (快-不快の程度、落ち着き-興奮の程度、安心-心配の程度) と自責感 (責任を感じている-感じていない) について評定させた。その後、両群の参加者に警察からの取り調べ場面を想定した供述課題と 1 回目の記憶テスト (手がかり再生質問) を行わせた。供述課題では、正直群には視聴動画について覚えている内容をできるだけ多く正直に記述させた。一方、否認群の参加者には、虚偽の作話や歪曲の方略をとらせることなく、非協力的な態度で、窃盗への関与を否認する言葉をできるだけ多く記述させた。記憶テストでは、正直群は思い出した内容を正直に回答させた一方、否認群には、供述課題で生成した言葉だけを使って回答をさせた (否認させた)。delay 群の参加者は動画視聴後に 1 日目の実験を終了した。実験参加者は、動画視聴 2 週間後に再び実験に参加した。全ての参加者には動画の内容 (安心-心配の程度) と 2 週間の想起態度 (思い出したくない内容-思い出したい内容、忘れようとした-思い出そうとした) について主観評定させた後に、2 回目の記憶テストに回答さ

せた。その際、回答に対する確信度も評定させた。1 回目の記憶テストは 12 問、2 回目のテストは 24 問で構成した。2 回目の半分は 1 回目で尋ねた質問を使用し、各テストの正答率を測度とした。1 回目の記憶テストで使用する 12 問の質問は 2 セット設け、それぞれの群の中において、1 回目使用するセットをカウンタバランスした。確信度と主観評定は 7 point リッカート法を用いた。また、正直群と否認群の参加者には、1 日目の実験終了後から 2 週間の間、視聴動画や実験について想起した都度、実験者に SNS 介して報告させた (本報では結果は割愛する)。

## 結果

1 日目の各主観評定値を群間で比較した結果、自責感のみ否認群が正直群より低かった ( $p < .05$ )。2 日目の主観評定値について群間で比較したところ、2 週間の想起態度において群の主効果が認められた ( $ps < .05$ )。多重比較の結果、正直群と否認群は delay 群と比べ、動画の内容について思い出したくないと評定した ( $ps < .05$ )。また、否認群は delay 群より動画の内容について忘れようとしたと評定した ( $p < .05$ )。

表 1 に記憶テストの結果を示す。正答率に対して、群 (正直群・否認群) × 時期 (1 日目・2 日目) の ANOVA を実施したところ、群と時期の主効果のほか、群と時期の交互作用が認められた ( $ps < .001$ )。また、2 日目の再生率を群間で比較したところ、群の主効果が認められ ( $p < .05$ )、各群間で有意な差が認められた ( $ps < .05$ )。確信度に群の主効果は認められなかった。

## 考察

先行研究では、実験参加者に主として作話させたり情報を歪ませたりする欺瞞行為による Memory undermining effect を報告していたが、本研究では、否認でも同様の効果が確認された。その機序に関し、リハーサル欠如仮説が提唱されていたが、本研究では、delay 群と比べ、否認群の記憶テストの正答率は高かった。この結果は、質問内容に対して元記憶の想起を必要とする作話や歪曲を行わない否認群であっても、質問回答時に符号化した内容を内的にリハーサルしている可能性を示唆するものであった。ただし、正直群との比較から、否認時には正直に話す時に比べ、精度の低いリハーサルや記憶の抑制が行われている可能性も考えられた。

表 1 記憶テストの正答率と回答に対する確信度

	正直群		否認群		delay 群	
	1 日目	2 日目	1 日目	2 日目	1 日目	2 日目
正答率	66.90(15.23)	54.75(13.59)	0.00(0.00)	43.81(11.38)	-	35.30(11.21)
確信度		5.52(0.77)		4.94(1.15)		4.84(1.31)

正答率の単位は%で、確信度はリッカート法の評定値を示す。カッコ内は標準偏差を示す。

## 引用文献

- Bylin, S. and Christianson, S. A. (2002). *Legal and Criminological Psychology*, 7, 45-61. van Oorsouw, and Merckelbach, H. (2004) *Applied Cognitive Psychology*, 18, 505-518. Mangiulli, I., van Oorsouw, K., Merckelbach, H., & Jelic, M. (2018). *Frontiers in Psychology*, Apr 30:9:625.



# 意図記憶における分散効果と情動の制御と調節

－日本版 WLEIS 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, 情動の制御と調節, WLEIS

## 問題と目的

分散効果(集中提示<分散提示)量は多くの要因によって影響されるが、個人差は重要な要因である。中でも情動を処理する能力の個人差と記憶の関係は従来から検討されてきた (Toyota, 2013)。例えば, Toyota(2013)は, 偶発記憶における分散効果と情動知能 (EI) における情動の制御と調節 (Managing and Regulating Emotion; MR) 能力の個人差の関係を検討した。そこでは, MR能力を日本版ESCQ (Toyota, Morita, & Takšić, 2007) で測定し, 実験では記銘語から過去もしくは未来エピソードの想起させる方向づけ課題を行い, その後, 偶発自由再生テストを実施した。その結果, 参加者が不快なエピソードを想起した場合に, 集中提示された場合よりも分散提示された場合の再生率が高かった。すなわち, 分散効果量(分散提示再生率-集中提示再生率)はMRの低い参加者の方が大きかったのである。この結果は, MRによってエピソードから喚起される情動が抑制されたために分散提示によって生じる情動の変動性が少なく, 検索手がかりが減少したと解釈された。

本報では, 意図記憶においても同じようにMR能力水準の個人差と分散効果の間に関係が見いだせるか否かを検討する。符号化変動性仮説では分散提示によって符号化の変動が促され, その結果, 検索手がかりが増大するとされている。したがって, MRの高い者は情動の符号化を抑制するので, 分散提示されても情動による符号化が変動しにくい。一方, MRの低い者は情動の符号化が抑制されないで, 分散提示による情動の変動によって検索手がかりが増大する。それ故, 分散効果量はMR高群よりもMR低群の方が大きいであろう。こ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 (MR能力水準; 高, 低) × 2 (提示形式; 集中, 分散)。前者は参加者間, 後者は参加者内要因。

参加者 採点票の提出を了解した上で記載に誤りがなかった大学生103名を参加者とした。そして, その中で後述する日本版WLEIS尺度のMR得点の上位及び下位の者を14名ずつ選択し, 本研究の分析対象とした。

材料 a) 記銘リスト 記銘語は, Toyota (2013) と同じ兵藤ら (2003) から選択された漢字2字熟語 (快語) であり, 集中及び分散提示条件に7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28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, 30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), その下に過去・未来という語が表示されていた。b) 採点票 A4判用紙。提示されたリスト構成に対応して, 集中提示及び分散提示された記銘語が印刷されていた。

手続 著者の担当する授業内で参加者の了承を得て実施した。意図記憶手続による集団実験。1) 記銘試行 実験者が教室前方のスクリーンにPowerPointスライドを提示し,

練習のスライドを示しながら, 参加者にはスライドで提示された語から連想する出来事が過去の出来事か, 未来の出来事かを考えながらその語を記銘するように, 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, 過去か未来かを考えるように教示された。その後, 本試行に入り, 参加者はPowerPointスライドで5秒ごとに提示された語からエピソードを想起しながら, その語を記銘していった。2) 自由再生テスト 参加者自身のPCからWeb上の提出欄に再生語を入力した。3分。3) 採点と解説 参加者は採点票に基づき採点し, 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採点票を提出した。4) 日本版WLEIS (Won & Law Emotional Intelligence Scale) 4つの下位尺度 (自己の情動評価, 他者の情動評価, 情動の利用, 情動の制御と調節各4項目) 計16項目から構成され, 7件法で実施。ただし, 本実験とは別日に実施。

## 結果と考察

再生率 (Table 1) MR能力水準×提示形式の分散分析を行ったところ, 提示形式の主効果 ( $p<.001$ ) 及びMR能力水準×提示形式の交互作用が有意であった ( $p<.05$ )。この交互作用について単純主効果検定を行ったところ, 集中提示においてはMR能力水準の単純主効果は有意でなかったが, 分散提示においてはその単純主効果は有意であり ( $p<.05$ ), MR低群がMR高群よりも分散提示における再生率が高かった。また, 分散効果量についても分散分析の結果, MR能力水準の主効果が有意であり ( $p<.05$ ), MR低群が高群より分散効果量の多いことが示された。

本報の結果は, 予想通りであり, 意図記憶手続を用いた場合でも, MR能力によって情動の符号化が抑制され, 分散提示された場合の情動の符号化の変動が乏しくなる。その結果, 記銘語を検索する手がかりが減少すると解釈された。ただし, 本報では記銘語から想起されるエピソードの感情 (快, 不快) による分析は実施していない。Toyota (2013) では不快感情を喚起した場合にのみMR水準による違いが見いだされている。不快感情が快感情よりも強固であるというネガティブバイアスも指摘されているので, 今後はエピソードの感情による違いを分析すること, 記銘試行においてより感情を喚起する教示や方向づけを用いて感情を制御する能力の影響を検討することが必要である。

Table 1 MR能力水準と提示形式ごとの平均再生率

MR水準	提示形式		分散効果量	
	集中	分散		
高	<i>M</i>	.38	.50	.12
	<i>SD</i>	.20	.22	.20
低	<i>M</i>	.36	.66	.31
	<i>SD</i>	.18	.17	.24

(とよた ひろし)



# 視覚情報によって抑制される前腕傾斜の順応 2

—前額平行面内において前腕を重ねた場合—

東山篤規

(立命館大学 OIC 総合研究機構・奈良大学社会学部)

鍵語：傾斜知覚，前腕，体性感覚，視覚，抑制

## 目的

腕の傾斜知覚の順応に影響を与える要因について考察する。関心大会(2023)において発表した実験では、閉眼して右前腕をシーソーのような台に乗せ、ある縦傾斜  $slant$  に順応させたのち、主観的水平 SH を求めたところ、SH は順応傾斜の方に  $5\sim 12^\circ$  ほど変位した(図1)。これを順応効果とよぶ。また重力効果とみなされる効果も検出された。同じ課題を開眼して行くと順応効果は減少した。

本報告では、前額平行面に置かれた台の上に前腕を重ねて、ある横傾斜  $tilt$  に順応させた後、前回と同様に腕の傾斜判断を参加者に求めた(図2)。このとき右左の腕にかかる重力モーメントは打ち消し合うので、順応効果のみが SH を決定する要因としてはたらくと考えた。

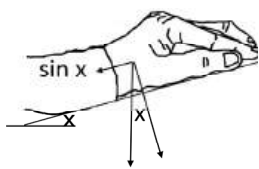


図1. 縦傾斜  $slant$  (前回)



図2. 横傾斜  $tilt$  (今回)

## 方法

参加者：24人の大学生。

装置：腹の前に置かれた  $10\text{ cm} \times 45\text{ cm}$  の傾斜板。参加者はその上に両前腕を置き、それに軽く力を加えることによって板を回転させ傾けることができた(図2)。傾斜範囲は  $\pm 60^\circ$ 。市販の分度器を板の回転軸に取り付け、 $1^\circ$  の精度で傾斜角を読みとった。+は右上り、-は右下り。

手続き：遮蔽視条件では12参加者が目隠しをしていた。自然視条件では別の12参加者が自身の腕を含めて部屋の内を見ることができた。どちらの条件でも順応とテストからなっていた。順応では、参加者は  $30^\circ$ 、 $-30^\circ$  あるいは  $0^\circ$  に傾斜した板の上に両前腕を重ね 90 秒間その状態を保った。テストでは、参加者には両腕を板上に置いたままにして、実験者は順応刺激とその上下の各3傾斜に板をランダムに傾け、その角を参加者に推定させた。さらに別の方法として、順応後、実験者は順応傾斜とその上下の各3傾斜角をランダムに告げ、その都度参加者に板の方向を産出(設定)させた。順応刺激の提示順序と推定法/産出法の実施順序は参加者間で均衡化が図られた。

## 結果と考察

結果を図3と図4に示す。表1と2はデータに傾斜角  $x$  あるいは  $\sin x$  の一次関数をあてはめたときの勾配、切片、 $r^2$  と、 $\sin x$  の関数から得られた SH ( $x$  軸切片)を示す。1) 遮蔽視条件では  $\sin x$  の一次関数が、自然視条件では  $x$  の一次関数が適合した、2) 遮蔽・自然視条件ともに、適合関数の  $y$  軸切片は有意に異なった。SH も順応条件とともに変化した。自然視条件よりも遮蔽視条件において順応刺激間の差異が大きかった。3) 遮蔽視条件の勾配(平均123)は自然視条件(平均90)よりも有意に大きくなった。

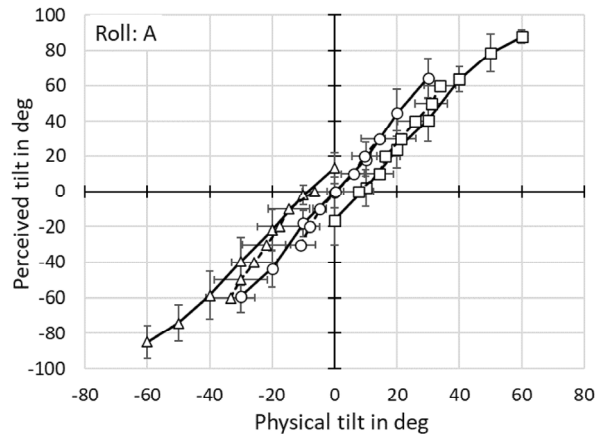


図3. 遮蔽視条件における推定法と産出法。平均と SE。

表1. 遮蔽視条件：各順応刺激に対して得られた適合曲線。

順応刺激 ( $^\circ$ )	傾斜 $x$ ( $^\circ$ ) の一次関数	$r^2$	$\sin x$ の一次関数	$r^2$	主観的水平 ( $^\circ$ )
-30	$1.7x + 10.4$	.962	$118\sin x + 15$	.978	-7.3
0	$2.1x - 0.5$	.993	$125\sin x - 1$	.993	.3
30	$1.8x - 12.1$	.973	$125\sin x - 17$	.989	7.8

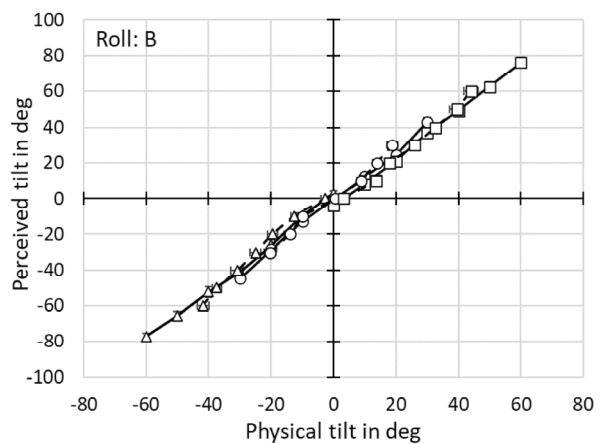


図4. 自然視条件における推定法と産出法。平均と SE。

表2. 自然視条件：各順応刺激に対して得られた適合曲線。

順応刺激 ( $^\circ$ )	傾斜 $x$ ( $^\circ$ ) の一次関数	$r^2$	$\sin x$ の一次関数	$r^2$	主観的水平 ( $^\circ$ )
-30	$1.4x + 4.2$	.990	$95\sin x + 7$	.989	-4.3
0	$1.4x - 0.3$	.992	$84\sin x - 0$	.991	.2
30	$1.4x - 5.3$	.995	$92\sin x - 9$	.988	5.0

よって体性感覚のみによって得られた SH および感度(関数の勾配)は周囲の視覚情報に曝されることによって縮減したといえる。これは体性感覚の活動が視覚によって抑制された証拠である。

(ひがしやま あつき)

# 利き手・非利き手の処理流暢性と製品の利き手依存度が保有効果に及ぼす影響

○高比良 澄人<sup>1</sup>(非会員)・前田 洋光<sup>2</sup>  
(<sup>1</sup>京都橘大学健康科学部 <sup>2</sup>京都橘大学総合心理学部)

キーワード：処理流暢性、保有効果、接触欲求、利き手

## 目的

近年、自身を取り巻く空間と情動を結びつけていることが示されている。Casasanto (2009)は、パンダとシマウマ課題という独自の実験方法で、左右空間と情動の連合は利き手に依存していることを明らかにしている。具体的には、右利きの人物は自身の右側の空間を快情動と、左側を不快情動と結びつけており、左利きの人物ではこの連合が逆転するとされ、この現象は水平情動メタファと呼ばれている。水平情動メタファが生じる要因として、利き手の処理流暢性が挙げられている。非利き手よりも、利き手の方が流暢に外界と触れ合えることができるため、利き手が快、非利き手が不快情動と連合しているのではないかと考えられている。Casasanto & Chrysikou (2011)は、事故で右半身が片麻痺になった人物や、一時的に利き手を使いづらい経験をした右利きの人物を対象に実験を行なったところ、水平情動メタファは消失することが確認されている。これらの知見は利き手、非利き手の処理流暢性が水平情動メタファに関与していることを示唆している。

そこで本研究では、利き手・非利き手の処理流暢性が左右空間と情動の連合のみならず、利き手・非利き手を使用する体験をした際に、直接的にも我々の情動に影響を与えているのかを、製品との接触により生じる保有効果から検討することを目的とする。保有効果とは、自身が所有する物に高い価値を感じ、手放すことに強い抵抗を感じることである (Kaheman et al. 1990)。この現象は自身の所有物だけでなく、製品に触れることでも所有感覚が生じ、その価値を高く見積もることが明らかになっている (Peck & Shu, 2009)。すなわち、利き手で製品に触れることは、処理流暢性の影響により、非利き手での接触よりも所有感覚が生じやすく、その価値を高く見積もるようになり、結果として購買意欲が高まるのではないかと考えられる。本実験では、使用する際に利き手の依存度が高い・低い製品を設定し、それらの製品に利き手、もしくは非利き手のどちらかで接触を行い、その結果から生じる保有効果を検討することで利き手・非利き手の処理流暢性による直接的な情動への影響を明らかにする。

**仮説：**利き手での製品への接触は、非利き手での接触よりも所有感覚が生じやすくなり、その評価を高め、利き手依存度が高い製品の時にその差が大きく見られるだろう。

## 方法

**実験参加者** 大学生 39名(男性6名, 女性33名)を対象に、実験を行った。参加者の利き手の内訳は、右利き38名、両利き1名であり、両利き1名のデータは分析から除外した。

**実験計画** 製品に接触する手(利き手・非利き手)を参加者間、製品の利き手依存度(高・低)を参加者内とした混合計画で実験を行った。

**材料** 製品の接触重要性や、非利き手で使用することの違和感などの質問をした予備調査から、利き手依存が高い製品にボールペン(ペンてる ゲルインキボールペン エナージェルフィログラフィ BLN2005A 05 ブラック)を、低い製品にペンケース(ミドリ MD ペンケース)を選定し、使用した。

**手続き** 本実験は「ストレス負荷が製品の評価・購買意欲に及ぼす影響に関する実験」という偽の実験目的を伝え、片方の手で500gのダンベルを持ちながら製品との接触をしてもらうことを説明した。その後、椅子から立ち上がった状態で(利き手・非利き手の反対の手)でダンベルを持つよう指示し、製品に触れる場面を想定したシナリオを読み上げ、ダンベルを持っていない方の手で製品に1分間自由に触れても

らった。接触後、独自に作成した「所有感覚」5項目( $\alpha_{ボールペン}=.91$ ,  $\alpha_{ペンケース}=.83$ )、「購買意欲」6項目( $\alpha_{ボールペン}=.90$ ,  $\alpha_{ペンケース}=.75$ )、「触り心地」1項目に関する質問紙に「1. まったくあてはまらない」～「7. 非常にあてはまる」の7件法で回答を求めた。同様の手順で2つ目の製品への「所有感覚」、「購買意欲」、「触り心地」を測定した。その後、個人の製品への接触欲求であるNFT尺度 (Peck & Childers, 2003)、および操作チェック項目に質問紙に7件法で回答を求めた。質問紙を回収後、デブリーフィングを行った。

## 結果・考察

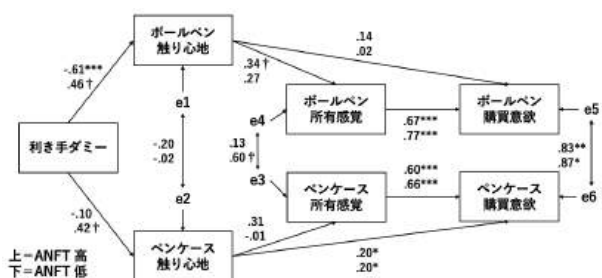
操作チェックとして対応のない *t* 検定を行った。「商品に触れるのに違和感があつた」の項目に関して、有意傾向ではあるが中程度の効果量がみられ( $t(36)=1.91$ ,  $p=.06$ ,  $d=.62$ )、非利き手条件の方が利き手条件より高かった。従って、操作は適切であったと判断した。

次に仮説を検証するため、「所有感覚」、「購買意欲」に対して、接触する手を参加者間、製品の利き手依存度を参加者内とする2要因混合計画の分散分析を行った。その結果、「購買意欲」を従属変数とした交互作用のみに有意傾向が見られ( $F(1,36)=3.54$ ,  $p=.07$ ,  $\eta_p^2=.09$ )、単純主効果検定を行ったところ、ボールペンにおいては、非利き手条件の方が高く、ペンケースにおいては、利き手条件の方が高かった。その他には主効果・交互作用ともに有意な差は見られなかった。

この結果を踏まえ、「触り心地」が媒介している可能性や、接触研究でたびたび調整効果が指摘されている自己目的接触欲求 (ANFT)を考慮した、パス解析の多母集団同時分析を実施した。ここでは、製品を接触する手が直接、または「触り心地」を介して「所有感覚」へ影響し、「所有感覚」が「購買意欲」を規定するモデルを構築した。また、同一変数の間には共分散を仮定した。さらにANFT得点を平均値( $M=29.21$ )で高低に分類し、グループ化変数とした。その後、LM検定・Wald検定を参考にし、モデルの修正を加えた。最終的に得られたモデルの適合度は  $\chi^2(20)=20.87$ ,  $p=.40$ , GFI=.864, CFI=.992, RMSEA=.035 であり、採択するに十分な値であった(Figure 1)。ANFT高群は、非利き手でボールペンを接触する際に、「触り心地」が高まり、「所有感覚」が高まる傾向が見られた。処理流暢性を基とした仮説に反して、非利き手でボールペンを接触するという体験の新奇性が触り心地を高めた可能性が考えられた。一方で、ANFT低群では、どちらの製品においても利き手での接触が「触り心地」を高める傾向が見られた。ANFTが低い人は日常的な製品への接触経験が乏しいため、利き手の処理流暢性によるポジティブな「触り心地」への影響を受けやすいという可能性が示唆された。

(たかひら すみと, まえだ ひろみつ)

Figure 1 採択モデル



注1) † $p<.10$ , \* $p<.05$ , \*\* $p<.01$ , \*\*\* $p<.001$

## 利己的および利他的な状況が不正行為に及ぼす影響

：関係価値の調整効果

○小泉亜美香<sup>1</sup>(非会員)・前田洋光<sup>2</sup><sup>1</sup>京都橋大学健康科学部<sup>2</sup>京都橋大学総合心理学部

キーワード：不正、利己、利他、関係価値、die-roll 課題

## 目的

近年、企業の組織内で行われる不正について問題視されている。これまでの研究では、誰かが大きな不正をすることはなく、多くの人が僅かな不正をすることが示されており(Mazar et al., 2008)、いかに抑制するかは重要な社会的課題である。こうした不正は、不正に至る動機によって抑制・促進される。Gino et al. (2013) は、正答数に基いて報酬が与えられる課題を実施した際、不正可能な統制群はおろか、不正可能で報酬が個人のみ還元される群(利己群)と比べても、報酬がグループ内に等分されて他者の利益にも反映される群(利他群)は、より一層正答数を不正に水増しして報告することを明らかにしている。この結果は、個人の作業量に伴う報酬が他者利益にも反映されるため、自身の非倫理的な行為を正当化しやすくなることが不正の促進要因であることを示唆している。

ただし、Gino et al. (2013) では集団内の関係性について言及されていない。集団内の関係性に着目したところ、一般に関係価値の高い対象には、互恵性規範が働く(Coulter, 1960)。すなわち、不正に伴う報酬が他者利益にも反映される利他的な状況であっても、互恵性規範の働く対象でなければ不正の促進には繋がらないと考えられる。また、不正に伴う報酬が自己利益に還元される場合、今後も関係継続する関係価値の高い対象では、不正に水増しをするという社会規範の逸脱が露見するリスクを考慮するため、関係価値の低い対象と比べて不正が抑制されると考えられる。

本研究では、自己の課題の成績が他者の利益にもなる場合には、自己の利益になる場合に比べて、より多くの不正が行われることを再確認する(仮説1)とともに、関係価値の高低(親密度の違い)による不正への影響を明らかにする。特に関係価値が低い条件かつ報酬の分配が利己的な場合には不正が促進されるのか、一方、関係価値が高い条件かつ報酬の分配が利他的な場合には互恵性規範が生じ、不正が促進される(仮説2)のか検討することを目的とする。

## 方法

**参加者** 実験はペア(2人)で参加してもらい、関係価値(高・低)×不正可能性(統制・利己・利他)の6条件を設け、参加者間で実験を行った。2024年6月12日～同年6月24日にかけて、京都市内の大学生59名(男性14名、女性45名)を対象に行った。実験は、関係価値が高い条件では友人同士で、関係価値が低い条件では互いにほとんど面識のない状態で参加してもらった。なお、関係価値の低い条件では、ペアの片方が急遽参加できなくなった場合に、実験協力者がダミー参加者となった。

**課題** Fischbacher & Föllmi-Heusi. (2013) の die-roll 課題を実

Table1 各条件の不正者の割合(不正者/参加者)

		不正可能性			計
		統制	利己	利他	
関係価値(高い)	友人	30%	0%	36.4%	22.6%
	知り合い	3/10	0/10	4/11	7/31
関係価値(低い)	友人	0%	30%	0%	10.7%
	知り合い	0/9	3/10	0/9	3/28
計		15.8%	15%	20%	
		3/19	3/20	4/20	

施した。この課題は、1人3つのサイコロを10回振り、計30回の目の合計得点を実験者の得点と比較し、高かった場合に報酬がもらえるというものがある。報酬は金銭であり、サイコロの目の合計の10倍の金額を獲得でき

ると教示した。統制・利己条件では全て参加者のものになると教示し、利他条件では参加者とペアの参加者との折半になることを教示した。不正可能性について、統制条件では die-roll 課題の際、実験者は参加者2名と同じ部屋で課題に取り組み、かつパーティションを無くすことで他者からの視線が存在するため、得点を水増しするなどの不正がほぼ不可能であった。不正が可能な利己・利他条件は、die-roll 課題を実施している最中、実験者は隣室に移動し、かつ参加者間にパーティションを設置することで、他者からの視線のない個人空間が作られたため、不正に得点を水増しすることが可能であった。さらに、利己・利他条件では、得点記録用紙も回収せず、最終的な合計得点のみ報告してもらおうと教示したため、より不正な得点の水増しが可能であった。なお、隣室はマジックミラーとなっており、いずれの条件も、実験協力者及び実験者が観察を行い、実際のサイコロの目や合計得点を集計した。

**手続き** 2人一組で実験を行い、参加者は向かい合う形で座ってもらった。はじめに、偽の実験目的である「運によるゲームの勝敗が他者との親密度に及ぼす影響」について説明し、同意書項目の確認とチェックを行った。次に、die-roll 課題について説明を行い、練習試行を実施した。その後、報酬の分配について説明を行った後、本試行を実施した。本試行は、統制条件では実験参加者の前で、利己・利他条件では隣室から、実験参加者の掛け声のもと課題に取り組んだ。課題終了後、ペアに対する「主観的親密度」、不正可能性の操作チェックや die-roll 課題に対する態度計14項目について7件法で質問紙に回答を求めた。そして、デブリーフィングを行い、そのうえで再度同意書に記入をしてもらった。最後に、実際に不正を行ったのか等の質問紙に答えてもらい実験を終了した。

## 結果・考察

**操作チェック** 関係価値の操作チェックとして2要因分散分析を行った。「主観的親密度」の項目に関して、0.1%水準で有意であり( $F(1, 51)=771.25, p<.001, \eta_p^2=.94$ )、知り合い条件( $M=1.15, SD=0.09$ )より友人条件( $M=4.72, SD=0.09$ )の方が相手との親密度を主観的に高いと感じていた。

不正可能性の操作チェックとして2要因分散分析を行った。「自分の得点が高ければ、相手の参加者が喜ぶと思った」の項目に関して、0.1%水準で有意であり( $F(2, 53)=9.25, p<.001, \eta_p^2=.26$ )、統制条件( $M=3.06, SD=0.33$ )や利己条件( $M=2.50, SD=0.32$ )と比べて、利他条件( $M=4.42, SD=0.33$ )は高いことが示された。両要因とも意図した方向に差が生じているため、操作は適切であると判断した。

**仮説の検討** 実験参加者から報告された合計得点と、観察した実際の得点を比較し、水増しして報告している場合を「不正者」と位置づけ、その割合が条件間で差が生じるのか検討を行った。関係価値・不正可能性を独立変数とし、正弦変換をおこなった後、分散分析を実施した結果、交互作用のみが有意であり( $\chi^2(2)=9.85, p<.01$ )、利己条件では相手が知り合いのときに、一方、利他条件では相手が友人のときに、不正の割合が高まることが認められた。すなわち、Gino et al. (2013) で示された利己・利他的な状況による不正は、集団内の関係性にも依存するということが示唆された。(こいずみ あみか、ままだ ひろみつ)

# 自尊感情の低下による補償的消費の対象は性別により異なる？

—性的魅力についての誤情報を用いて—  
○#西村美音<sup>1</sup>・#三木綾華<sup>1</sup>・福井義一<sup>2</sup>  
(<sup>1</sup>甲南大学文学部人間科学科・<sup>2</sup>甲南大学)

キーワード：性的魅力，自尊感情，補償的消費，性差

## 目的

自尊感情は、心理学において非常に重要な構成概念の一つであり、これまでに精神的健康や社会適応との関連が繰り返し検討されてきた。その一例として、自尊感情は補償的消費（ニーズや欲求の未充足などによる心理的脅威を、消費行動によって相殺すること）の決定因であることが知られている（速水, 2022）。例えば、Richardson et al. (2023) は、男性にペニスのサイズに関する誤情報を与えることで自尊感情を低下させると、高級スポーツカーに対する購買意欲が高まることを報告した。

そこで、三木他 (2023) は、Richardson et al. (2023) を参考に、女性にバストサイズに関する誤情報を与えることで、自尊感情を低下させる手法を開発した。その手法を用いた検討の結果、女性は誤情報の与えられ方によって、補償的消費の対象となる高級品が異なることが示された（西村他, 2024）。しかしながら、男性で補償的消費の対象となった高級スポーツカーが、女性でも同等の価値を有するかについては未検討であった。そこで本研究では、西村他 (2024) で未使用のデータを追加し、自尊感情の低下による女性の補償的消費の対象に高級スポーツカーを含めて比較した。

## 方法

**調査協力者：**有効回答が得られた大学生女子 249 名（平均年齢 19.65 歳（SD = 1.43））のデータを用いた。

**手続き：**まず、記憶テストであると教示し、本来の目的を隠した上で、事実であるとされた文（以後、事実文）をランダムに 1 文ずつ 7 秒間呈示し、記憶のために無地の画面を 5 秒間呈示した。直後、写真でランダムに 1 枚呈示された商品への評価を、「0：欲しくない～100：欲しい」の 1 点刻みで評定させた。これを計 12 試行繰り返した。その際、高級品の写真は、必ず自尊感情を操作する事実文の後に呈示された。記憶テストという文脈と齟齬がないよう、4, 8, 12 試行目の後、既出の事実文に関する正誤問題に解答させた。終了後に、本研究の真の意図について説明し、バストサイズに関する事実文が偽りであったことを明かした。

**質問項目：**除外条件の設定のために、バストサイズを「1：A カップ未満～10：I カップ以上」の 10 件法で測定した。この質問に注目させないため、分析に使用しない 17 のダメージ項目群（身長、視力など）の中に紛れ込ませた。

**事実文の内容：**自尊感情を操作する 1 文を含む、計 12 文（例、キュウリの水分量は約 95%である）を用いた。

**自尊感情の操作：**平均的なバストサイズ（平均値条件）と、異性から見た理想のバストサイズ（異性の理想条件）についての 2 種類の誤情報により状態自尊感情を操作した（三木他, 2023）。事実文は、前者では「日本人女性の平均のバストサイズは B（または D）です」、後者では「日本人男性の 97.3%（または 83.7%）にとって、彼女の理想のバストサイズは B（または D）以上です」であった。状態自尊感情は、バストサイズ B の場合は維持または上昇するのに対し、D の場合は低下することが分かっている（三木他, 2023）。

**補償的消費の対象：**商品（マスク・テレビなど）の写真を

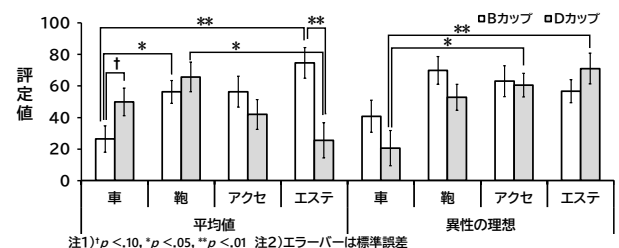
計 12 枚用いた。うち 1 枚の枠は高級品に当てられており、高級スポーツカー・ブランド品のバッグ・高級アクセサリ・高級エステのチケット（以後、車・鞆・アクセ・エステ）の 4 種のいずれかがランダムに呈示された。

**倫理的配慮：**調査の趣旨やプライバシーの保護、データの保管・使用目的、調査協力の任意性・匿名性、中断の自由等について同意した者だけが、オンライン調査に参加した。

## 結果

D カップ条件における F カップ以上の 13 名は、自尊感情が低下しない（三木他, 2023）ため、分析から除外した。各高級品に対する評定値を従属変数とし、操作の種別（平均値・異性の理想）×バストサイズ（B・D カップ）×高級品の種別（車・鞆・アクセ・エステ）の 3 要因分散分析を協力者間要因で実施した。その結果、高級品の種別の主効果（ $F(3, 233) = 6.48, p < .01$ ）と高級品の種別×操作の種別×バストサイズの二次の交互作用（ $F(3, 233) = 6.27, p < .01$ ）が有意であった。他の主効果や交互作用は有意ではなかった。高級品の種別の多重比較（Holm 法）の結果、車に対する評定値は他の 3 つの高級品に比して有意に低かった。次に、操作の種別ごとの単純交互作用検定の結果、平均値条件においてのみ有意（ $F(3, 114) = 5.67, p < .01$ ）であったため、高級品の種別ごとにバストサイズの単純主効果検定を実施した結果、車（ $F(1, 32) = 3.76, p < .10$ ）とエステ（ $F(1, 21) = 16.44, p < .01$ ）について有意または有意傾向であった。車に対する評定値は B < D カップであったのに対して、エステに対する評定値は B > D カップであった。その他の単純交互作用と単純主効果の検定結果も含めた 3 要因分散分析の結果を Figure 1 に示した。

Figure 1 各条件における商品に対する評定値



## 考察

本研究で、スポーツカーに対する所有欲が低かったのは、女性は外見をより重視する（安保他, 2012）ことから、外見的魅力に直接働きかけるエステ体験や、着用することで外見的魅力をアップすることが可能なブランドバッグやアクセサリに比して、外見的魅力とは直接関連しないスポーツカーの自尊感情回復効果が低く見積もられたためと考えられる。しかしながら、異性からの視線を意識せずに自尊感情が毀損された場合（平均値条件）、1回の体験による外見的魅力の改善度が不明瞭なエステよりも、高級品であることが一目瞭然なスポーツカーを所有することのほうが、自尊感情回復効果が高いと捉えられたのかもしれない。

（にしむら みおん, みき あやか, ふくい よしかず）

# 外見に対する満足度が気分や状態自尊感情に及ぼす影響

—外見を変動的要素と固定的要素に分けた場合の外見スキーマの調整効果—

○#須藤美歩<sup>1</sup>・中谷智美<sup>2</sup>・福井義一<sup>3</sup>

(<sup>1</sup>甲南大学文学部人間科学科・<sup>2</sup>甲南大学大学院人文科学研究科・<sup>3</sup>甲南大学)

キーワード：外見満足度，外見スキーマ，気分，状態自尊感情

## 目的

外見に対する満足度（以後、外見満足度）は、総じて気分や自己概念に肯定的な影響を及ぼす（例、安保・根建, 2013; 柴田, 1990; 鈴木, 2020）と言える。実際、須藤他（2024）は、外見満足度を化粧や髪型、服装といった短期的に変化する要素（以後、変動的要素）と、顔や体型といった長期的に安定した要素（以後、固定的要素）に分けて、クラス分析により検討した結果、変動的・固定的要素に対する外見満足度の組み合わせによって、気分と状態自尊感情の得点異なることを見出した。

ところで、外見と自己概念の関連を規定する要因に、外見スキーマが挙げられる（安保他, 2012）。これは、「自己評価の特徴（SES: Self-Evaluative Salience）（外見的魅力が自己評価を左右する程度）と、「動機づけの特徴（MS: Motivational Salience）」（外見的魅力の向上と持続に労力を費やす程度）から構成される（安保他, 2012）。SESは不安やうつ気分に対する正の影響を及ぼすのに対して、MSは前者にのみ負の影響を及ぼす（宮前他, 2019）ことから、SESは気分にも否定的影響を及ぼすのに対して、MSはやや肯定的影響を及ぼす可能性がある。さらに、SESは自尊感情との間に負の相関があるのに対して、MSは無相関である（安保他, 2012）。加えて、上述した通り、外見満足度は精神状態に肯定的な影響をもたらすことから、外見満足度と外見スキーマの相乗効果が予測される。例えば、外見満足度が高く、SESが低い場合や、外見満足度とMSの両方が高い場合には、気分や自己概念がより肯定的になる可能性がある。また、外見満足度が高い場合、MSに関わらず、状態自尊感情は肯定的になると予測される。

そこで本研究では、須藤他（2024）で未使用であった外見スキーマのデータを追加し、変動的・固定的要素に対する外見満足度が気分や状態自尊感情に及ぼす影響における外見スキーマの調整効果を検討した。その際、特性自尊感情は気分（箕浦・成田, 2013; 塗師, 2005）や状態自尊感情（阿部・今野, 2007）とそれぞれ相関することから、特性自尊感情の影響を統制した。

## 方法

**調査協力者：**有効回答が得られた大学生女子 139 名のデータを用いた（平均年齢 20.45 歳，SD = 1.09）。

**尺度構成：**外見の変動的要素について調査日の、固定的要素について普段の満足度をそれぞれ尋ねた。外見スキーマを日本語版 Revision of Appearance Schemas Inventory（安保他, 2012）で測定し、SES と MS の得点を得た。気分を日本語版 Positive and Negative Affect Schedule（佐藤・安田, 2001）で測定し、ポジティブ情動（PA: Positive Affect）とネガティブ情動（NA: Negative Affect）の得点を得た。状態自尊感情を状態自尊感情尺度（阿部・今野, 2007）で、特性自尊感情を Rosenberg（1965）の自尊感情尺度の邦訳版（山本他, 1982）でそれぞれ測定し、各尺度得点を得た。

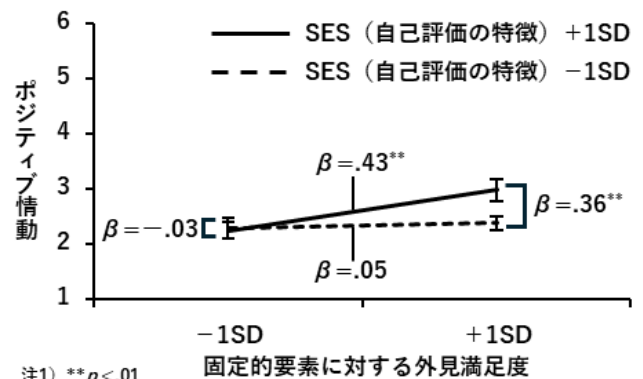
**手続き：**大学構内において協力者を募集し、同意が得られた者を対象として、Qualtricsで質問票調査を実施した。

**倫理的配慮：**調査概要と所要時間、データの保管方法、中断の自由、協力の任意性・匿名性について同意を得た。

## 結果

PA と NA、状態自尊感情を従属変数、変動的・固定的要素に対する外見満足度、SES と MS、外見満足度と外見スキーマの交互作用項を独立変数、自尊感情を統制変数とした重回帰分析を実施した。その結果、変動的要素に対する外見満足度が状態自尊感情 ( $\beta = .18, p < .001$ ) に、固定的要素に対する外見満足度が PA ( $\beta = .24, p < .05$ ) と NA ( $\beta = .33, p < .01$ ) に及ぼす正の影響がそれぞれ有意であった。さらに、NA について、変動的要素に対する外見満足度  $\times$  MS の交互作用が有意であった。単純傾斜検定の結果、MS が高い群で、変動的要素に対する外見満足度が NA に及ぼす負の影響が有意であった ( $\beta = -.32, p < .05$ )。PA について、固定的要素に対する外見満足度  $\times$  SES の交互作用が有意であった。単純傾斜検定の結果、SES が高い群で、固定的要素に対する外見満足度が PA に及ぼす正の影響が有意であった ( $\beta = .43, p < .01$ )。後者の結果を Figure 1 に示した。

Figure 1 単純傾斜検定の結果



注1) \*\* $p < .01$

注2) エラーバーは標準誤差

## 考察

本研究から、外見満足度を変動的要素と固定的要素に分けた場合、前者は自尊感情にのみ、後者は気分だけに影響することが分かった。ただし、予測と異なり、後者は肯定的気分だけでなく、否定的気分も促進することが分かった。顔や体型といった固定的要素に対する外見満足度は、変動的要素と異なり、何ら努力を要しない。そのため、外見満足度と自尊感情の共通成分の影響を統制した後は、過去に中身を伴わず外見だけで評価された体験などの影響で、肯定的気分の発生を阻害したのかもしれない。

また、変動的要素と固定的要素に対する満足度が、外見スキーマの異なる側面と交互作用を示した点も興味深い。紙幅の都合で、詳しい考察は割愛するが、変動的要素と固定的要素に分けて外見満足度を測定することの有用性が見出されたとと言える。

今後は、外見に対する満足度が気分や自己概念に及ぼす影響について、さらに精緻な検討が期待される。

(すどう みふ, なかたに ともみ, ふくい よしかず)



# 推し活をしている人たちは本当に幸せなのか？

—推し活非従事者との比較—

○福井義一<sup>1</sup>・中谷智美<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>甲南大学, <sup>2</sup>甲南大学大学院人文科学研究科)

キーワード：推し, 推し活, 人生満足度, 自己概念, 自尊感情

## 目的

近年, わが国では「推し」という概念が広く認知されるようになり, 若者だけでなく多くの人々が世代を超えて『推し活』に従事するようになってきた。『推し活』とは, アイドルや漫画・アニメ・キャラクターなどの「推し」を応援し, 消費行動を通じて自身の満足感や幸福感を得る活動であるとされる。2020年には, 宇佐見りん氏が小説『推し, 燃ゆ』で第164回芥川賞を受賞したことや, 同年には漫画『推しの子』の連載が始まったことは記憶に新しい。

こうした風潮に伴い, 『推し活』の心理的効果にも目が向けられるようになってきた。中でも, 『推し活』によって幸福感が高まるといった肯定的な言説は引きを切らず, その根拠となる調査や研究(例, 博報堂, 2024; 森山・吉岡, 2022; 野村総研未来創発センター, 2023; しゅふJOB総研, 2024; 上田・井上, 2023)も豊えている。

しかしながら, 『推し活』に従事してさえいれば幸福度が高まるという単純な話としては理解できない。『推し活』に従事していない人々は, 果たして不幸なのだろうか? それとも, 『推し活』とは精神的に満たされない人々がとる心理的補償行為なのだろうか? こうした疑問に答えるには, まず推しの有無と幸福感の関係についてのエビデンスの蓄積が不可欠である。上述した複数の調査では, 幸福度を尋ねるには不適切な主観的な質問(例, 「推し活すると, あなたの幸福度は高まると思いますか」)に対して「はい・いいえ」の単一回答で求めた結果に拠っていたり, 単に推しの数で幸福度を比較したり, あるいは幸福と答えた度数の群間差を示しただけであったりと, 方法論的な欠陥が目につく。

そこで本研究では, 『推し活』従事者と非従事者の間で, 自尊感情や本来感, 満たされない自己, 孤独感, 人生満足度の得点を比較した。検討対象に自己概念を含めた理由は以下の通りである。『推し活』従事者は, 推し対象に心理的所有感を抱くことで, 自身を拡張自己(extended self)として認識する(上田・井上, 2023)。「推し」に対する肯定的な感情は, 自己概念の一部と認識されることで, 自己概念も肯定的になる可能性があるため, 「推し」がない者との比較を試みた。また, 『推し活』が満たされない自己を満たすための補償的手段である可能性についても追加的な検討課題とした。さらに, 各指標には性差が見られる可

能性があるため, 要因に加えて検討した。

## 方法

**調査協力者**：協力が得られた18歳以上の一般成人651名のうち, 598名(女性297名, 男性301名)の有効回答を得た。平均年齢は, 40.81歳( $SD = 9.92$ )であった。

**尺度構成**：自尊感情を自尊感情尺度(山本他, 1982)で, 本来間を本来感尺度(伊藤・小玉, 2005)で, 満たされない自己を満たされない自己尺度(藤・湯川, 2005)で, 孤独感を孤独感尺度(諸井他, 1991)で, 人生満足度を人生に対する満足尺度(角野, 1994)でそれぞれ測定し, 各尺度得点を得た。また, 性別や年齢, 推しの有無などの属性も尋ねた。なお, 調査には本研究では使用しなかった尺度も含まれていた。

**手続き**：クラウドソーシング・サービスを利用し, オンラインで質問票調査を実施した。

**倫理的配慮**：調査開始前に, 研究協力の任意性, 不参加・離脱による不利益の非生起性, プライバシーの厳守などについての説明を受け, 同意が得られた者だけが, オンライン調査に参加した。

## 結果

各尺度得点を従属変数とした推しの有無×性別の2要因分散分析の結果をTable 1に示した。本来感について性別の主効果( $F(3, 597) = 6.714, p < .01$ )が有意であった(女性 < 男性)以外には, 有意な主効果や交互作用は見られなかった。

## 考察

本研究から, 『推し活』に従事している人たちが, 「推し」がない人たちとの比較において, 特に肯定的な自己概念や高い人生満足度を有しているわけではないことが分かった。このことは, 『推し活』が通常以上に幸福感を高める手段として機能しないことに加えて, 通常より低い幸福感を補償する手段として用いられている可能性を示唆すると言える。以上から, 『推し活』の肯定的な側面ばかりを煽るような発信は, 学術的観点からは差し控えるべきであると結論づけられる。

今後は, 『推し活』へのコミットメントが幸福感や人生満足度に作用するプロセスについて, さらなる詳細な検討が必要であろう。

(ふくい よしかず, なかたに ともみ)

Table 1 推しの有無と性別による各尺度得点

変数名	推しあり ( $N = 423$ )		推しなし ( $N = 175$ )		推しの有無	性別	交互作用
	女性 ( $N = 217$ )	男性 ( $N = 206$ )	女性 ( $N = 95$ )	男性 ( $N = 80$ )			
自尊感情	2.886	3.025	2.932	3.040	0.118	1.931	0.031
本来感	2.938	3.112	2.800	3.024	2.169	6.714 **	0.105
満たされない自己	2.991	3.009	2.989	3.008	0.001	0.230	0.000
孤独感	2.368	2.472	2.451	2.511	1.170	2.099	0.156
人生満足度	3.300	3.159	3.285	3.139	0.025	1.641	0.000

\*\* :  $p < .01$



# 染髪が自己肯定感に与える影響について

○#新立真和・箱井英寿  
(大阪人間科学大学)

キーワード 身体装飾, 自己肯定感, 染髪, 被服の社会・心理的効果, ファッション意識

## <問題>

外見を装うことは、非言語的コミュニケーションにおける「身体的特徴」や「人口品」などの側面にかかわっており、他者との相互作用を容易にする手段のひとつである。化粧や衣服で装うことによって自分の外見的弱点をカバーして自己防衛したり、理想に近づける道具として活用したりすることは、自己呈示に関わる社会的スキルでもある。カイザー (1985) は、外見を装飾する形態を「身体的-外部的」、「一時的-永続的」という2次元でとらえている。そして、それらの枠組みには、具体的な外見を装う方法が想定されている。化粧や衣服を着ることは一時的で外的な位置づけにされている。

本研究では、カイザーの枠組みから一時的で外部的な位置づけのものの中から染髪を取りあげて、身体装飾と自己肯定感の関連を検討する。

## <方法>

**対象者**：0 大学大学生 158 名 (男性：50 名, 女性：108 名)。

**調査方法**：授業中に集合調査法により調査を実施した。なお、調査実施時に調査の趣旨、倫理規定について説明して同意を得た人からのみ調査票を回収した。

### 調査項目

**自己肯定感に関する項目**：平石(1990)の作成した自己肯定意識尺度をもとに各下位尺度から2項目ずつ設定した。外見装飾を施した後の自己肯定感とそれらをする前の状態の自己肯定感について5件法により回答を求めた。

**気分改善方法に関する項目**：日頃から気分を改善したい時に行う方法として設定されたファッションに関する項目に対して5件法で回答を求めた。

**被服機能の効果に関する項目**：箱井 (2012) の作成した被服機能に関する効果の項目から6項目を選定して5件法で回答を求めた。

その他、性別、年齢、ファッション意識などを設定した。

## <結果と考察>

**気分改善方法の構造について**：気分改善方法としての外見装飾項目の評定平均値をもとに主成分分析し、スクリーングラフ等を参考に2因子(「実行容易な外見装飾」と「実行困難な外見装飾」)を抽出した(表1)。そして、各項目の合計点をもとに尺度得点を算出した。外見装飾の一つである染髪をしている人としていない人と気分改善方法に差が認められるかを平均値の差の検定で確認した。その結果、「実行容易な外見装飾」( $t=5.202, df=98, p<.001$ )に有意な差が、「実行困難な外見装飾」( $t=1.728, df=156, p<.10$ )に傾向がうかがえ、染髪者の方が効果があると判断していた。

表1 気分改善方法としての外見装飾

項目	成分		
	F1	F2	
お気に入りの衣服を着る	0.996	-0.188	
新しい服を着る	0.960	-0.143	
髪型を変える	0.944	-0.082	
好きな色を身につける	0.766	-0.043	
染髪する	0.720	0.104	
化粧をする	0.665	0.230	
マニキュア・ネイルアートをする	0.538	0.308	
ピアスをする	0.524	0.207	
ボディメイクをする	0.473	0.311	
ボディペインティングをする	-0.171	0.897	
入れ墨(タトゥー)を入れる	-0.113	0.759	
美容整形をする	0.111	0.698	
目元補正をする	0.167	0.689	
クスプレをする	0.031	0.669	
因子間相関	F1: 実行容易な外見装飾	1.000	0.567
	F2: 実行困難な外見装飾	0.567	1.000

**染髪状態が自己肯定感に与える影響について**：外見装飾の一つである染髪により自己肯定感が変化するかを検討するために、ここでは現在染髪している人(90人)のみ対象として分析を行った結果を報告する。

現在の髪色状態と元の色をイメージした状態で自己肯定感項目に回答した時の評定平均値をもとに因子分析し、スクリーングラフ等を参考に2因子(「対自己領域の自己肯定感」、「対他者領域の自己肯定感」)を抽出した。各項目の合計点をもとに尺度得点を算出した。それらの得点を従属変数、髪色の状態(染髪、地毛色)を独立変数とする平均値の差の検定を行った(表2)。

その結果、「対自己領域」( $t=5.046, df=93, p<.001$ )、「対他者領域」( $t=5.637, df=93, p<.001$ )にともに有意な差異が認められた。染髪時の方が地毛色である非染髪時よりも自分自身の意欲や充実感などのポジティブな自己肯定感を意識していたことが示唆された。その一方で、地毛色時に比して染髪時には他者とのかかわりの側面である自己肯定感の「対他者領域」の得点が高く、他者評価を気にしていることが推察できよう。

このように、被服を活用することによる自己の内面への効果や他者への影響などの意識が高い人は、日常生活で容易に対応可能な外見装飾を利用することにより印象を調整し、自己肯定感を意図的に高めていることがうかがえる。

(しんたて まな, はこい ひでかず)

# 化粧と自己肯定感の検討

○#後沢空・箱井英寿  
(大阪人間科学大学)

キーワード 化粧, 身体装飾, 自己肯定感, ファッション意識

## <問題>

化粧と心理的側面に関する検討を行った研究からは、例えば、化粧への関心が高い人は、ストレス下において化粧によりリラックスできることや(坪, 2022)、化粧をすること自体に伴う快感情や高揚感は化粧頻度に関わらず感じられていること(青木ら, 2024)などが明らかにされている。このように、化粧は人々の精神的・身体的な健康に対して好ましい影響を与えるとされている。化粧は外見装飾の一つであり、印象操作の効果的な方法である。ネガティブな側面の抑制にも化粧は効果がある(高坂, 2017)が、良い印象を他者に与え、自分の理想とする自分自身を演出するポジティブな効果を促進させる方法でもある。

本研究では、外見装飾の一つである化粧を取りあげ、化粧した後と素颜とでは、自己肯定感に変化が見られるのかを検討する。その際、日頃のファッションスタイルが影響するののかも検討する。

## <方法>

**対象者**：0 大学大学生 130 名 (男性：39 名, 女性：91 名)。  
**調査方法**：授業中に集合調査法により調査を実施した。なお、調査実施時に調査の趣旨、倫理規定について説明して同意を得た人からのみ調査票を回収した。  
**調査項目**  
**自己肯定感に関する項目**：平石(1990)の作成した自己肯定意識尺度をもとに各下位尺度内容を2項目ずつ設定した。外見装飾である化粧を施した状態での自己肯定感と、素颜時の自己肯定感について5件法により回答を求めた。  
**ファッション意識に関する項目**：日頃から理想を目指したファッションを意識している程度、ファッションへの関心、スキンケア実行度等について5件法で回答を求めた。  
 その他、性別、年齢、ファッション意識などを設定した。

## <結果と考察>

化粧をしている人の割合を男女別に確認したところ、男性では2名のみ化粧をしていると回答していた。男性の7割以上はフェイスパック、美容液レベルのスキンケアは実行していなかった。女性では約7割がスキンケアをしていた。また、スキンケア以上の化粧をしている人は、していない人よりも日頃から理想に近づくようなファッション意識が高かった。

**化粧における自己肯定感の変化の検討**：以下では実際に化粧をしている人のみを対象とした分析結果を報告する。まず、自己肯定感

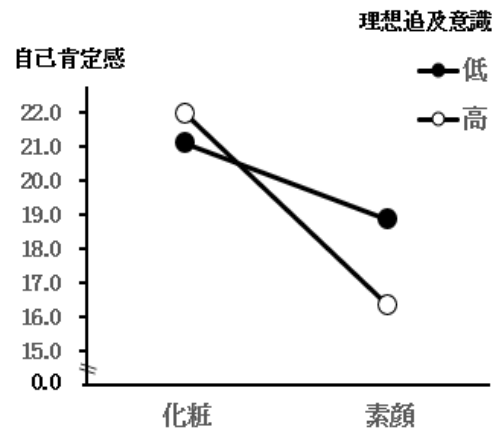


図1 化粧状態と理想追及意識の違いによる自己肯定感(対自的な側面)の差

に関する項目を因子分析した。その結果、「対自己領域の自己肯定感」「対他者領域の自己肯定感」の2因子が見いだされた。各因子を構成する項目合計を尺度得点とした。そして、化粧の状態(化粧をしている状態、素颜の状態)と理想を追求するファッション意識(高・低)を独立変数、化粧時と素颜時における「対自己領域」と「対他者領域」の自己肯定感を従属変数として分散分析を行った。その結果、「対他者領域」の自己肯定感においては理想追及ファッションの主効果のみ有意差が認められた( $F(1, 67) = 4.180, p < .05$ )。他方、「対自己領域」における自己肯定感では化粧状態の主効果( $F(1, 67) = 39.189, p < .001$ )、化粧の状態と理想追及意識との交互作用( $F(1, 67) = 9.856, p < .01$ )に有意な差異が認められた。

この結果から、化粧をしている時の方が素颜の時よりも自分自身に関する自己肯定感が高かったことが示唆された。そして、素颜になった時には自己肯定感の対自的な側面において理想追及意識の低い人よりも高い人の方が自己肯定感が低下していることが示唆された。

このように本調査結果からは、外見装飾の一つである化粧をすることは、自己肯定感を高めることに影響していたことから、外見を装うことのポジティブな効果が確認できた。

(のちざわ そら, はこい ひでかず)

# ピアス着用が自己肯定感に与える影響について

○#野村かれん・箱井英寿  
(大阪人間科学大学)

キーワード 身体装飾, 自己肯定感, ピアス, ファッション意識

## <問題>

外見装飾には日常生活の中に容易に取り入れて印象管理等に活用できるものもあれば、困難なものもある。衣服や化粧品、アクセサリは容易に取り換えが可能であるが、整形により外見を変容させるような場合にはリスクが伴う。ピアスはリスクの高い身体装飾同様に身体を傷つけるため否定的に捉えられた時期もあったが、今日では耳以外にも着用する人が多くなりファッションの一部と考えられるようになった(岡林ら, 2018)。ピアス着用は顕示性や変身性といった心理的な側面との関連が指摘されている(松岡, 2011)。それ以外にも自己意識などの自己の心理の諸側面とのかかわりが見い出されている(岡林ら, 2018)。

そこで、本研究では、外見装飾の一つで広く採用されているピアスを取り上げ、自己肯定感に注目して、ピアス着用時と非着用時との自己肯定感の違いを検討する。

## <方法>

**対象者** : 0 大学大学生 170 名 (男性 : 50 名, 女性 : 120 名)。  
**調査方法** : 授業中に集合調査法により調査を実施した。なお、調査実施時に調査の趣旨、倫理規定について説明して同意を得た人からのみ調査票を回収した。

### 調査項目

**自己肯定感に関する項目** : 平石(1990)の作成した自己肯定意識尺度をもとに各下位尺度内容を2項目ずつ設定した。外見装飾であるピアスを着用した状態での自己肯定感と、非着用時の自己肯定感について5件法により回答を求めた。

**気分改善項目** : 日頃から気分を改善したいときに行う方法としてのピアスの有効性と、その実行容易度について5件法で回答を求めた。

その他、性別、年齢、ファッション意識などを設定した。

## <結果と考察>

**ピアス着用者と非着用者との自己肯定感の比較検討** : ピアスを着用している人は、ピアスを今後も着用していきたいと思っており、気分を高める際に有効な方法であり、ピアスは容易に実行できる方法であると捉えていた。他方、現在ピアスをしていない人は、ピアスを着用することに否定的であった。

ピアス着用者と非着用により現在の自己肯定感に差異があるかを平均値の差の検定により検討した(図1)。その結果、自己肯定感の「対自己領域」に含まれる3項目においてピアス着用者と非着用者間でピアス着用の方が意識が高い結果となった。そして「人間関係をわずらわしいと感じている」という「対他者領域」の項目においては、ピアス非着用者に比して着用の方が他者の評価を気

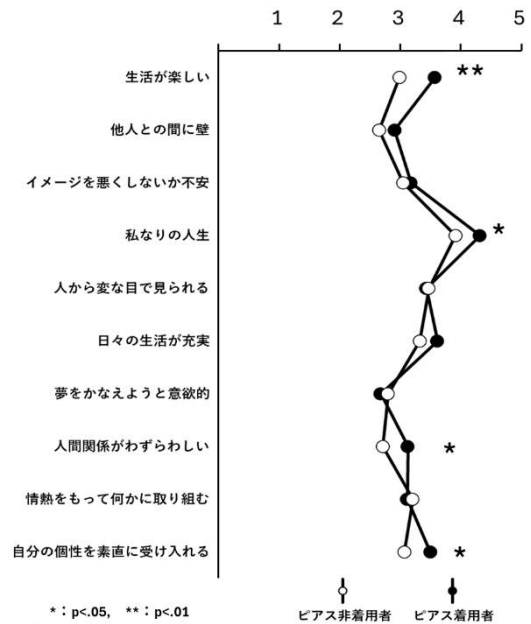


図1 ピアス着用者と非着用者における自己肯定感の差異

にしていることが示唆された。

### ピアス着用者におけるピアス着用時と非着用時の自己肯定感の比較検討

次に、実際にピアスを着用している人のみを対象に、ピアスをとった場合の自己肯定感を確認するため、以下では現在ピアスを着用している人(78人)を対象に分析した結果を報告する。

ピアス着用が自己肯定感に与える影響を検討するために、まず、自己肯定感に関する項目を因子分析して構造を確認した。その結果、「対自己領域」と「対他者領域」の自己肯定感に関する2因子が見いだされた。各因子を構成する項目合計を尺度得点とした。そして、それらを従属変数、ピアス着用状態(着用時・非着用時)を独立変数として平均値の差の検定を行った。

その結果、「対自己領域」( $t=5.761, df=77, p<.001$ )、「対他者領域」( $t=5.310, df=77, p<.001$ )の自己肯定感の側面でピアスを着用していた人がピアスを取った時に比して、各得点が低くなっていた。

このように本研究では、外見装飾の一つであるピアスを着用することにより、自己肯定感がポジティブな方向に変化し、行動にも反映される可能性が確認できた。

(のむら かれん, はこい ひでかず)

## セキセイインコは視覚系列を速やかに学習するか

○渡邊創太・辻萌美  
(大阪教育大学)

キーワード：系列学習、セキセイインコ、系列弁別、パターン認識

## 目 的

系列の学習はヒト以外の動物において困難を伴うことが指摘されている (Ghirlanda, et al., 2017)。例えば、ヒトの遺伝的最近種であるボノボでさえ、2 刺激から成る視覚的継時系列を呈示され、それが AB (まず A が呈示され、続いて B が呈示される) か AA, BB, BA のいずれであるかという極めて単純な系列の弁別を、2300 試行以上費やしても学習しなかった (Lind, et al, 2023)。一方、3 刺激から成る聴覚系列 (例: XYX と XXY) の弁別を、キンカチョウとセキセイインコは学習し、特にセキセイインコは新奇刺激から成る系列でも高い正答率を維持した (Spierings & Ten Cate, 2016)。

セキセイインコは、社会的音声コミュニケーションの豊かさ、音声学習能力の高さで有名な種である (e. g., Brittan-Powell, et al., 1997)。本研究は、セキセイインコにおいて見られた系列認知能力は、聴覚特異的であるのか、視覚など他の感覚モダリティでも見られるのかを調べることを目的とし、Spierings & Ten Cate (2016) が用いたものと同様の実験デザインを用いて、セキセイインコに視覚刺激から成る系列の弁別を訓練し、その成績を分析する。

## 方 法

## ■被験体・装置

被験体はセキセイインコ 5 個体 (1-6 歳) であった。装置は汎用オペラントボックス一式であり、実験制御プログラムは PsychoPy を用いて作成した。被験体による正解に対して正解音と一定確率で粟玉が呈示され、不正解に対しては不正解音とタイムアウトが与えられた。

## ■刺激

白色の背景上、画面中央に 200pixel 四方に収まる視覚刺激 12 種類 (A~L とする) のいずれかを呈示した。いずれが A~L に当たるかは個体毎に異なった。これらの視覚刺激を、XYX または XXY のいずれかの構造に従って 3 連続した系列を呈示した。

各試行は、被験体によるセルフスタート刺激へのペックによって開始され、上記系列が呈示された。各刺激の呈示時間は 100ms であり、系列冒頭と末尾に 50ms ずつ、刺激間に 100ms ずつの空白があったため、一系列の呈示時間は、冒頭・末尾を含め計 600ms であった。ただし、これらの時間間隔は訓練初期 (Phase1) に限りより短いものを用いた。

系列呈示後、左右に選択キーが呈示され、系列の種類によって正解キーが定められた (条件性位置弁別課題、個体間カウンターバランス)。試行間間隔は 2000ms であった。

## ■手続き

訓練では、XYX 5 系列 (ADA, BFB, CAC, DFD, EBE)、これらと対応する XXY5 系列 (例: AAD)、計 10 系列が用いられた。

Training Phase 1. Shaping & Chain Training

不正解キーを呈示せず、試行毎の一連の刺激呈示に馴らし、また一連の行動 (セルフスタートキーをつつき、系列呈示後に呈示される選択キーをつつく) を学習させた。

Training Phase 2. 弁別訓練

正解・不正解キーを呈示し、上記 10 系列の弁別訓練を実施した。不正解時、同試行が繰り返される矯正試行が 1 試行のみ追加された。矯正試行においては正解キーのみ呈示された。一次性強化子呈示率は 50% であり、1 セッションは矯正試行を除き 140 試行から成り、各個体 1 セッションの正答率 75% 以上で、矯正試行無の弁別訓練段階に移行した。この段階においては 1 セッションは 160 試行から成り、3 セッション連続正答率 75% 以上でテスト段階に移行した。

Test Phase

1 セッションは無作為な順で、訓練段階と同様の 10 系列のいずれかが呈示される baseline 試行 130 試行 (分化強化) と、下表の 8x2 系列のいずれかが呈示される test 試行 32 試行 (全強化プロンプ) 、計 162 試行から成った。

連続 20 セッション実施した。baseline 試行の 1 セッション内平均正答率が 70% を下回った際は、正答率が 75% になるまで矯正試行無弁別訓練セッションを挟んだ。

表 1. Test Phase の test 試行で呈示された刺激・系列

XYX	XXY	
CAC	CCA	訓練と同
EBE	EEB	訓練と同
BDB	BBD	新組み合わせ
DCD	DDC	新組み合わせ・新位置 1 刺激
FAF	FFA	新組み合わせ・新位置 2 刺激
FEF	FFE	新組み合わせ・新位置 3 刺激
GHG	GGH	新刺激
HGH	HHG	新刺激

## 結 果 ・ 考 察

5 個体中、Test Phase まで終了した 2 個体はいずれも、訓練系列と組み合わせや刺激が異なるテスト系列の弁別成績が低かった。残る 3 個体のうち 2 個体は Phase 2 を 10000 試行以上費やしても成績が達成水準を越えず脱落し、1 個体は実験自体へのモチベーションが低く Phase 1 で脱落した。これらの結果は、セキセイインコにおいて視覚系列学習は困難を伴うことを示唆する。

## 引 用 文 献

- Brittan-Powell., Dooling, Farabaugh (1997) *Journal of Comparative Psychology*, 111(3), 226.  
Ghirlanda, Lind, Enquist (2017) *Royal Society open science*, 4(6), 161011.  
Lind, Vinken, Jonsson, Ghirlanda, Enquist (2023) *Plos one*, 18(9), e0290546.  
Spierings & Ten Cate (2016) *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 113(27), E3977-E3984.

(わたなべ そうた, つじ のぞみ)

# 走光性は目標指向的か？

— ナイカイムチョウウズムシを用いた予備的検討 —

○松井大<sup>1</sup>・畑佑美<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>大阪大学 人間科学部・<sup>2</sup>大阪大学 蛋白質研究所)

走光性、無腸動物、ナイカイムチョウウズムシ、遮断化、脱価値化

## 目的

動物の行動は、通常、自身の生理学的状態や環境の変化に合わせ、可塑的かつ柔軟に遂行される。学習心理学では、従来、行動が「目標指向的」(goal-directed)であるかは、アウトカムの脱価値化 (outcome devaluation) によって行動が減弱するか否かで測られてきた。この方法は、脊椎動物を対象にした学習研究で標準的に用いられる手続きである。しかし、この意味での目標指向性の系統的な一般性は、節足動物の例外 (e.g., Dissegna et al., 2024) を除き、十分に検証されているとは言い難い。

本研究では、珍無腸動物門の1種であるナイカイムチョウウズムシが見せる正の走光性 (Sakagami et al., 2024) を利用し、行動の目標指向性を検討した。アウトカムの脱価値化として光の飽和化、並びに逆に遮断化の効果を測ることで、走光性に可塑的な行動調整が働くかを検証した。

## 方法

岡山県牛窓市の海岸で採取したナイカイムチョウウズムシ (*Praesagittifera naikaiensis*) を用いた (以下ではウズムシと呼ぶ; 図1左)。実験では、縦1.5cm・横14.5cmの亚克力製のケースを直線走路として用いた。ウズムシをスポイトで飼育水槽から採取し、直線送路の端にゆっくりと移した (図1右)。1回の実験セッションあたり、約30-100匹のウズムシが送路に投入された。

実験条件は3つ用意した。遮断化群は、実験前に直線送路に入れられた状態で24時間暗闇に安置した。一方、飽和化群は、24時間光を当て続けた。統制群は通常の12L/12Dのサイクルで24時間飼育し、実験に供した。実験は各条件5セッションずつ、別の日に実施した。

ウズムシを入れた端とは逆方向にLEDライトを置き、走光性に基づく移動量を計測した。計測にはUSBカメラモジュール (01H-H120, ELP) を用いて、Pythonのopen-cvモジュールを通じて10秒間隔で自動撮影を行った。分析には、実験開始から1、5、15、30、60分のフレームを使用した。

撮影したフレーム画像を用いて、ウズムシが各時点で滞在していた位置 (x-y座標) をデジタル化した。その二次元標識点を用いて、直線送路上の出発点を0cmとし、光源方向の端点を14.5cmとした一次元の位置座標を算出した。

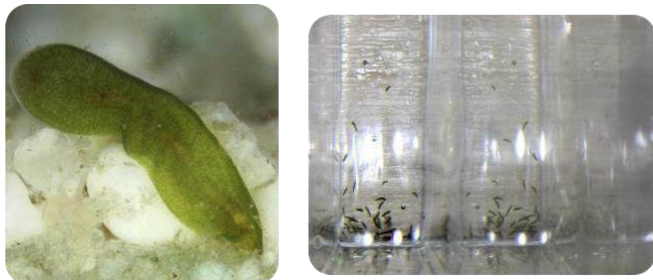


図2. ナイカイムチョウウズムシ (左; 250倍) および直線送路に投入した様子 (右)

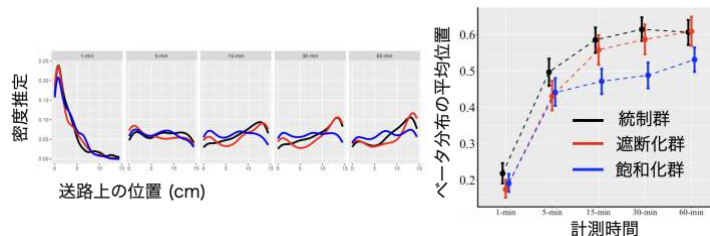


図2. 左: 直線送路上の位置のカーネル密度推定。右: 当てはめたベータ分布の平均値 (エラーバーは95%信用区間)

頻度分布に対し、カーネル密度推定により記述的に場所の特定を行った。加えて、走路の両端までの位置座標を[0, 1]に変換し、その座標の頻度分布に対し、ベータ分布を当てはめた。分布の当てはめには、MCサンプラーを通じたベイズ推定を用いた。ベータ分布の性質を利用し、位置座標の平均を算出し、その95%信用区間を条件間で比較した。

## 結果

カーネル密度推定の結果から、1時間の実験セッションの間でウズムシが光の方向へ移動していったことがわかる (図2左)。また、飽和化では、多くのウズムシが走路の端点まで移動していない。ベータ分布の当てはめからも、その結果が支持されている (図2右)。一方、遮断化群は統制群よりも光源に近い位置に移動している個体が多いものの、ベータ分布の結果では統制群との間に差は見られなかった。

## 考察

本研究の結果から、ナイカイムチョウウズムシの走光性の強度が、直近に光を浴びた経験に依存的に変化することが判明した。これは、学習心理学の“操作的定義”上では、ウズムシの行動が目標指向的であることを示している。

ただし、本研究は予備的検討として行なったこともあり、実験的な粗も認められる。まず、1セッションで用いた個体数が明らかではない。また、カーネル密度推定では、遮断化群が統制群よりも光源側に移動しているが、ベータ分布の結果では両群の間で差が認められないという齟齬もある。ベータ分布の平均値が実際のウズムシの位置よりも低めに推定されており、当てはまりが良好とは言えないことが原因として考えられる。本実験では、これらの手続き上・分析上の問題を解決するように実施する必要があるだろう。

## 引用文献

- Dissegna, A., Turatto, M., & Chiandetti, C. (2024). Goal-directed behavior in *Tenebrio molitor* larvae. *Scientific Reports*, 14, 21706.
- Sakagami, T., Watanabe, K., Ikeda, R., & Ando, M. (2021). Structural analysis of the statocyst and nervous system of *Praesagittifera naikaiensis*, an acoel flatworm, during development after hatching. *Zoomorphology*, 140, 183-192.



# 実験制御回路構成の変遷と「進化」

— 1950年代から1970年代の動物行動実験装置のインストレーション —

藤 健一  
(立命館大学)

キーワード：実験制御回路，論理回路，リレー，真空管，モジュール，動物行動実験

## 問題と目的

動物行動実験の装置構成においても、反応とその後続事象との関係は、論理回路によって制御される(Sidowski, 1966; 山田, 2010)。この論理回路の実装は、その時に利用可能な技術や方法によって行われる。つまり、その時代の制約を受ける。制御素子としての電気、電子部品の高性能化の著しかった第二次大戦後から1970年代にかけての実験制御回路構成の変遷を、主に動物行動、主としてオペラント実験装置において検討した。

## 方法

実験装置の当時の流通状況の調査 *Journal of the Experimental Analysis of Behavior* 誌 (vol.1, 1958~vol.32, 1979) に掲載された制御回路と装置の広告で調査した。また、Engineered Electronics 社のカタログ (1956年版)、Ralph Gerbrands 社のカタログ (1971年版) も参考にした。

当時の研究者の論理回路設計試作の推移 *Journal of the Experimental Analysis of Behavior* 誌 (vol.1, 1958~vol.32, 1979) に掲載された技術短報、論文を検索した。

## 結果と考察

装置の流通状況 各資料に掲載された装置回路類を時間経過で分類すると、大体次のようであった。

- (1) リレーモジュール 1950年代のリレー論理回路 (例 Foringer 社のリレーモジュール)
- (2) 真空管モジュール 1950年代の真空管論理回路 (例 Engineered Electronics 社のモジュール) Figure 1 にフリップフロップ回路図を示した。
- (3) ソリッドステートモジュール 1965年頃のトランジスタ論理回路 (例 Grason-Stadler 社の Laboratory Modules) Figure 2 に示した。
- (4) プログラミングボード Figure 2 の装置中央下の配線盤で、実験条件に合わせた論理回路が実装できる。
- (5) ソフトウェアプログラム 1974年の Grason-Stadler 社のミニコン PDP8 を用いた SCAT、1975年の BRS/LVE 社の INTERRACT などがあった。

論理回路構成は、リレーや真空管の単体から、機能単位

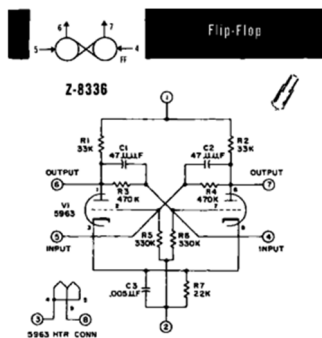


Figure 1 真空管モジュールの回路図  
Engineered Electronics 社 1956年版  
カタログより

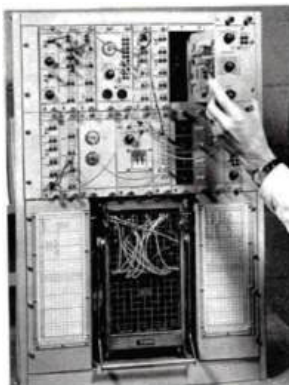


Figure 2 ソリッドステートモジュール  
(Grason-Stadler Series 1200 Modular  
Programming System) *JEAB* 広告 1966年

の基板モジュール (フリップフロップやパルス発生など) へ、そして論理回路をモジュール間の結線により物理的に実現する方式から、1970年代前半にはソフトウェアによるプログラミング方式へと、移行していった。

論理回路設計試作の推移 *Journal of the Experimental Analysis of Behavior* 誌の 1958年から1979年間の12の記事が該当したが、およそ次のような推移をたどった。

- (1) リレーのパルス発生回路 (Gollub, 1958)。
- (2) 真空管による反応時間分析回路 (Hargreaves 他, 1959)。
- (3) 真空管による実験制御回路 (Schoenfeld 他, 1960)。
- (4) モジュール化リレー回路のラック実装 (Gentry, 1962)。
- (5) トランジスタによる制御回路 (Weiner, 1963)。
- (6) テープ読取式プログラム装置 (Herrick 他, 1963)。
- (7) ICで構成した確率発生回路 (Sobolewski 他, 1967)。

これらは、実験上の必要から制御回路の局所的な改良報告が多いが、それを用いた実験や研究結果によって試作行動が強化されるためであろう。そのため、生産性を重視しない「実験室の外に出ない装置」であることが多く、製品化された制御・論理回路の市場への普及により、1970年代半ば以降にはこの類の試作はほとんど見られなくなった。

一方、製品 (商品) として完成した例として、Figure 3 に Ralph Gerbrands 社の実験制御用モジュールラックを示した。このラック (広告初出は1972年) には、30枚のモジュールが組み込まれているが、実験制御のプログラミングは、旧来のスナプリードの配線方式 (Escobar & Lattal, 2014) を踏襲しており、このラックの広告は1979年時点においても掲載されていた。市場において一旦完成した実験装置は、部分的な改良はあるものの、プログラミング方式を置換するような「大変化」を拒む場合もあると考えられる。

## 引用文献

Escobar, R., & Lattal, K. A. (2014). Nu-Way snap leads: an important connection in the history of behavior analysis. *Behavior Analyst*, 37, 95-107.

Sidowski, J. B. (1966). *Experimental methods and instrumentation in psychology*. McGraw-Hill.

山田明彦 (2010). スイッチング理論の原点を尋ねて: シヤノンに先駆けた中嶋章の研究を中心に 電子情報通信学会基礎・境界ソサイエティ, 3, 9-17.

## 参考資料

Engineered Electronics Co. 1956年版カタログ  
*Journal of the Experimental Analysis of Behavior*  
vol.1 (1958)~vol.32 (1979)

Ralph Gerbrands Co. 1971年版カタログ  
(ふじ けんいち)

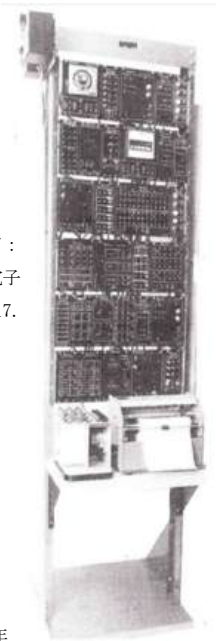


Figure 3 (⇒) 電気機械式モジュールラック  
(Ralph Gerbrands Electromechanical  
programming equipment) *JEAB* 広告 1974年



## 音韻隣接語の学習に意味カテゴリーの近接性が与える影響

○#LEE WEITUNG<sup>1</sup>・○#永森貴人<sup>1</sup>・#萩原広道<sup>2</sup>・鹿子木康弘<sup>2</sup><sup>1</sup>大阪大学人間科学部・<sup>2</sup>大阪大学大学院人間科学研究科)

言語発達, 乳幼児, 新奇語学習, 音韻隣接語, 意味カテゴリー

## 目的

言語は、人間が世界を理解し記述するための基本的なツールであり、その習得過程の解明は人間発達の理解において重要である。中でも、子どもの単語学習は、単語に関わる音韻や意味、文法役割、文脈など、複数の要素が相互に影響し合うため (e.g., Cao & Lewis, 2021) 言語という複雑な体系の発達過程を解明する糸口として最適である。

子どもの単語学習において、複数の要素が同時に影響し合う事例に音韻隣接語の学習がある。音韻隣接語とは、peachとbeachのように、ある単語対において音素が1つだけ異なるものを指す。既知語と音韻的に隣接する新奇語の習得は、音韻の近接性による干渉効果が生じるため、子どもには難しいと考えられてきた (Swingley, 2007)。しかし近年、音韻隣接語の学習では、音韻的な近接性よりも、意味や文法の要素の方が大きく影響することが報告されている。例えば、フランスの18ヶ月児は既知動詞の音韻隣接語を新奇名詞として教えられた場合には学習に成功したが (e.g., give→kiv), 既知名詞の音韻隣接語を同じく新奇名詞として教えられた場合には学習に失敗した (e.g., dog→tog; Dautriche et al., 2015)。

音韻隣接語の学習には、音韻のみならず、意味や文法といった要素が影響する。しかし、主要な干渉要因が、名詞や動詞などの文法カテゴリーなのか、それとも生物や行為といった意味カテゴリーなのかは未解明である。本研究の目的は、特に名詞に焦点を当て、音韻隣接語の学習に意味カテゴリーの近接性が与える影響を解明することである。

## 方法

日本語を母語とする18~20ヶ月児34名が実験に参加した。各児は、自身が既に知っている名詞に音韻的に隣接する2つの新奇語を学習した。2つの新奇語の内、1つは元の名詞と意味カテゴリーが類似する単語であり (意味カテゴリー近接条件)、もう1つは、元の名詞と意味カテゴリーが異なる名詞であった (意味カテゴリー遠隔条件)。例えば、ある児は、生物名詞「ネコ」の音韻隣接語である「メコ」を新奇生物の名前として教わり (意味カテゴリー近接条件)、非生物名詞「クツ」の音韻隣接語である「グツ」を別の新奇生物の名前として教わった (意味カテゴリー遠隔条件)。新奇語の指示対象は、新奇生物・新奇道具のいずれかであり、そのどちらかを学習するかは参加児間でカウンターバランスを取った。

まず、保護者から児が知っている単語を聴取し、その結果に応じて実験で使用する2つの既知語を選定した。次に、児に短い動画のセットを提示し、その様子をアイトラッカーで計測した。動画セットは主に3つのフェーズから成る。①「確認フェーズ」では、選んだ既知語を児が正しく理解しているかを確認するために、2つの指示対象の候補を画面の左右に対提示し、「見て!ネコ」などの音声を再生したときに児の視線を計測した。②「学習フェーズ」では、大人が新奇物体 (生物または道具) とその名前を教える短

い動画を計4つ提示した。児は各新奇語を10回ずつ聴いた。③「テストフェーズ」では、2つの指示対象の候補が画面の左右に対提示され、「見て!メコ」のような発話音声再生された。ここで、正しい指示対象への選好注視が見られたかどうかを計測することで、新奇語の学習が成立したかどうかを評価した。なお、本研究の実験及び解析計画はOSFにて事前登録している。

## 結果

まず、確認フェーズにおいて、選択された既知語を児が適切に理解していたかを確認した結果、正答への注視割合はチャンスレベルを有意に上回った ( $M = .64, p < .001$ )。次に、テストフェーズにおける新奇語学習の成否を分析した結果、正答への注視割合は意味カテゴリー近接条件 ( $M = .52, p = .41$ ) でも、意味カテゴリー遠隔条件 ( $M = .55, p = .09$ ) でもチャンスレベルと有意には異ならず、条件間の差もみられなかった ( $p = .58$ )。探索的分析として、選択された既知語に対する理解の程度によって、意味カテゴリーの近接性が新奇語学習の成績に与える影響が異なるかを調べた。確認フェーズとテストフェーズの成績 (注視割合) は、意味カテゴリー近接条件では相関がみられなかったが ( $r = .15, p = .38$ )、意味カテゴリー遠隔条件では有意な正の相関があった ( $r = .47, p = .004$ )。既知語の理解度合いを、正答への注視割合に基づき低群と高群に分けた上で新奇語学習の成績を比較したところ、条件間の差はみられなかったが、既知語の理解高群でのみ、意味カテゴリー遠隔条件の成績がチャンスレベルを上回った ( $M = .59, p = .02$ )。

## 考察

日本の18~20ヶ月児では、意味カテゴリーの遠近に関わらず、新しい音韻隣接語の学習は成功しなかった。しかし、既知語の理解が深い場合には、意味カテゴリーの近接性が音韻隣接語の学習に干渉しうることが示唆された。より高月齢児に対し同様の実験を行うことで、意味カテゴリーがもつ音韻隣接語学習への干渉効果を検出できる可能性がある。本研究は、発達初期の語彙システムが、意味と文法のどちらに依拠するかを議論するための新たな証拠となる。

## 引用文献

- Cao, A., & Lewis, M. (2021). Quantifying the syntactic bootstrapping effect in verb learning: A meta-analytic synthesis. *Developmental Science*.
- Dautriche, I., Swingley, D., & Christophe, A. (2015). Learning novel phonological neighbors: Syntactic category matters. *Cognition*, 143, 77-86.
- Swingley, D., & Aslin, R. N. (2007). Lexical competition in young children's word learning. *Cognitive Psychology*, 54(2), 99-132.
- (りー うえいとん, ながもり たかと, はぎはら ひろみち, かなこぎ やすひろ)

# 物語読解に対する挿絵と視空間ワーキングメモリの影響

○西田早希・楠見 孝  
(京都大学大学院教育学研究科)

挿絵 物語読解 移入 視空間ワーキングメモリ

## 問題と目的

挿絵や図は文章の理解に役立つと考えられており (Mayer, 2001; 和田, 2019), 物語文にもよく挿入される。しかし, 物語文の読解には理解だけでなく, 物語への没入体験も重要である (小山内・楠見, 2013)。この体験の一つに, イメージや登場人物への共感に着目した移入 (小山内・楠見, 2016) があり, 本研究では移入に対する挿絵の効果を中心に検討する。また, 物語読解に伴うイメージや共感には, 視空間ワーキングメモリ (VWM) の働きが関係している可能性がある (細川, 2023)。文と絵の統合に対する VWM の関係も示唆されている (Gyselinck et al. 2000) が, 物語文と挿絵の統合に関して VWM 容量の個人差を検討した先行研究はあまり見られない。この点の検討も第二の目的とする。

## 実験1

### 方法

**参加者** 日本語母語の18-34歳の大学生・大学院生46名。

**物語文と挿絵** 「そこまでとべたら」(作・安東みきえ 絵・徳田秀雄, 光村図書中学校国語1年「国語1」, 2707字)。

**従属変数** 理解度は, 実験者が作成した理解度問題(8問, 4択+わからない)で測定した。移入度は「日本語版移入尺度短縮版(NTS-SF)」(小山内・楠見, 2016)で測定した。

**VWM容量測定課題** 視空間ワーキングメモリスパントテスト (VWMST) (川原, 2008)を修正して利用した。

**質問紙** 「物語理解に伴う主観的体験を測定する尺度 (LRQ-J)」の物語世界への没入尺度 (小山内・岡田, 2011), Vividness of Visual Imagery Questionnaire (VVIQ) 日本語版 (菱谷, 2005), 絵本経験 (平山, 2017), 実験者作成の読書経験を問う質問紙 (4項目, 6件法) を使用した。

**手続き** PCの画面上で行った。参加者を挿絵有り条件または挿絵無し条件のいずれかに割り当てる参加者間計画であった。物語文の読解後, 理解度問題及びNTS-SFに回答させた。その後, VWMSTを実施し質問紙に回答させた。

### 結果と考察

45人を分析対象とした。物語文は全員初読であった。

**挿絵の主効果** 理解度と移入度への挿絵の効果を対応のないt検定で検討した。理解度は有意ではないが, 先行研究と同程度の効果量が確認された ( $t(43) = 1.54, p = .13, d = .46$ )。挿絵に関連がある問題 ( $t(43) = 1.93, p = .06, d = .58$ ) は, 関連がない問題 ( $t(43) = 0.12, p = .90, d = .04$ ) よりも効果量が大きく, 挿絵に関連する部分の理解度を高めると考

えられる。NTS-SFでは, 挿絵の効果は有意で ( $t(43) = 2.10, p = .04, d = .63$ ), 物語への移入を高める効果があった。

**VWM容量の個人差の影響** 挿絵無し条件では, VWMSTは理解度(.33)と移入度(.37)に正の相関があり, 文章のみの物語読解にはVWM容量が関係していると考えられる。散布図を見ると, 挿絵はVWM容量が小さい人の移入度を高めており, VWM容量が小さくイメージや共感が低い人の補助として役立っていると考えられる。理解度に対する挿絵の効果にVWM容量の影響は確認されなかった (Figure1)。

## 実験2

### 方法

**参加者** 日本語母語の18-34歳の大学生・大学院生46名。

**物語文と挿絵** 実験1で使用した物語文に加えて, 「麦わら帽子」(作・今江祥智 絵・鈴木まもる, 光村図書中学校国語1年「国語1」, 1688字)を使用した。

**従属変数** 実験1に準じた。理解度尺度は, 実験1で用いたものを基準に追加・修正して利用した(8問/物語文)。

**VWM容量測定課題** 実験1に準じた。言語化方略を防ぐために, 課題中に数列音読課題を挿入した。

**質問紙** 実験1と同様の質問紙を加筆修正して利用した。

**手続き** 実験1に準じたが, 参加者は挿絵有り条件挿絵無し条件のいずれにも触れる参加者内計画で行われた。

### 結果と考察

30人を分析対象とした。物語文は全員初読であった。

**挿絵の主効果** 理解度と移入度に対する挿絵の効果を対応のあるt検定で検討した。結果, 理解度 ( $t(29) = -0.65, p = .52, d = -.12$ ), NTS-SF ( $t(29) = 0.89, p = .38, d = .16$ )とも有意差はなかった。読解の順序別での分析では, 一回目に読んだ物語文において, 理解度に有意差はないが中程度の効果量があった ( $t(28) = 1.39, p = .18, d = .51$ )。NTS-SFは挿絵有り条件の方が高かった ( $t(28) = 2.22, p = .04, d = .81$ )。一方で, 二回目に読んだ物語文では, 理解度は挿絵無し条件が挿絵有り条件よりも高く ( $t(28) = -2.56, p = .02, d = -.94$ ), NTS-SFに有意差はなかった ( $t(28) = -0.87, p = .39, d = -.32$ )。結果は実験1を再現していたが, 順序の影響も大きかった。

**VWM容量の個人差の影響** 一回目の物語文で挿絵なし条件に割り当てられた参加者の読解において, VWMST得点と理解度(.32), NTS-SF(.23)には中程度の相関が確認された。これは実験1の結果を再現しており, 文章のみでの物語読解にはVWM容量が関係していると考えられる。散布図では, 理解度と移入度のいずれにおいてもVWM容量が小さい人がより挿絵の効果を受けていた。移入度では実験1を再現したものの, 理解度では再現されなかった (Figure1)。

## 総合考察

本研究の結果から, 挿絵は物語全体の情景のイメージや登場人物への共感を高める効果があり, その効果はVWM容量の小さい人ほど受けやすいことが示唆された。一方で, 挿絵を付与した物語文を読むことは, 直前直後の物語読解の方略に影響を及ぼしあう可能性がある。

(にしだ さき, くすみ たかし)

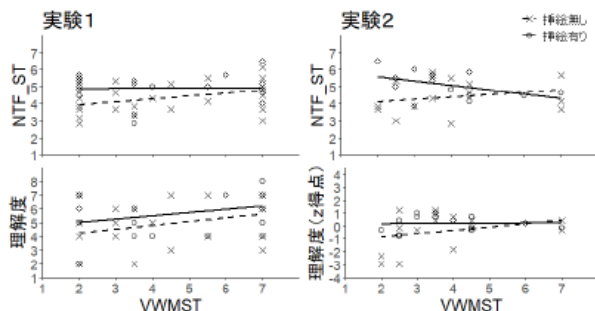


Figure1. 視空間ワーキングメモリ (VWMST) と理解度および移入度の散布図

# 視聴覚識別課題における感覚優位性の検討

○中島優<sup>1, 2</sup>・蘆田宏<sup>1</sup>

(<sup>1</sup>京都大学大学院文学研究科, <sup>2</sup>日本学術振興会)

Keywords: modality dominance, multisensory processing, auditory attention, visual attention

## 目的

視覚情報と聴覚情報が同時に提示される識別課題において、聴覚情報のみ提示される識別課題よりも、聴覚情報に対する反応が速くなることが報告された (Robinson ら, 2018)。これまでに報告された聴覚の優位性は、視聴覚提示になると視覚情報への反応は遅延するが聴覚情報への反応は遅延しないという非対称性であり、聴覚反応の促進は観察されていない。本研究では、Robinson ら (2018) が報告した聴覚反応の促進の一般性を確認するため、同様の識別課題を用いた概念的追試を行った (実験 1)。さらに、Robinson ら (2018) の聴覚刺激と視覚刺激における特性の違い (時間変動, 音韻処理の有無) が、感覚優位に偏りを引き起こした可能性があると考え、より一貫した視覚/聴覚刺激を用いて感覚優位を再検討した (実験 2)。

## 方法

**参加者** 実験 1, 2 ともに 36 名が参加した (実験 1 では男性 20 名, 女性 16 名, 平均年齢=22.08。実験 2 では男性 19 名, 女性 17 名, 平均年齢=21.67)。サンプルサイズは検定力分析の結果に基づいた ( $f=.25$ ,  $power=.95$ )。

**刺激** 実験 1 の視覚刺激は 12 種類の図形であり、画面中央に 1 秒間提示された。聴覚刺激は 12 種類の無意味語であり、ヘッドホンを通して 1 秒間提示された。実験 2 では、視覚刺激を 5 種類の図形に、聴覚刺激を 5 種類の純音に、提示時間を 0.2 秒間に変更した。

**手続き** 参加者は、1 秒間の刺激間隔で提示される第一刺激と第二刺激の一致不一致を判断し、キーボードの異なるキーを用いて報告した。実験は、視覚刺激または聴覚刺激が提示されるユニモーダルブロックと (第一・第二刺激は同じ感覚刺激), 視覚刺激と聴覚刺激が同時に提示されるバイモーダルブロックで構成された。バイモーダルブロックでは、視覚刺激と聴覚刺激のいずれか一方のみが不一致の場合も不一致キーで反応するように指示した。

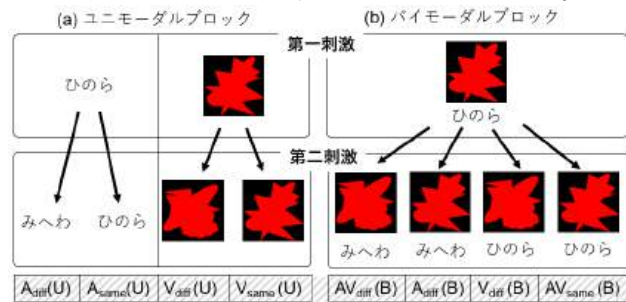


図 1 実験 1 のユニモーダルブロック(a)とバイモーダルブロック(b)。実験 2 では聴覚刺激を純音に変更。グレー部は各条件の略称。

**分析** 各実験において、図 1 下部に示す条件ごとに、参加者別の平均反応時間 (RT) を算出した。まず、参加者全体の不一致試行を対象に、モダリティ (聴覚/視覚) × 提示 (ユニモーダル/バイモーダル) 反復測定分散分析を実施した。さらに、聴覚処理が遅い個人で聴覚優位が顕著であるという報告があることから (Robinson ら, 2020), 参加者 36 名をユニモーダル聴覚 RT (図 1 の A\_diff(U)) の中央値で 2 群に分け、群間で傾向を比較した。

## 結果

**実験 1** 全体を対象にした分析の結果、モダリティと提示条件の主効果は有意であったが ( $F(1,35) \geq 12.46$ ,  $ps \leq .001$ ,  $\eta^2_p \geq .263$ ), 交互作用は有意でなかった ( $F(1,35)=0.867$ ,  $p=.358$ ,  $\eta^2_p=.024$ )。図 2(a)は聴覚 RT が短い/長い群に分けた結果を示す。視覚 RT は両群ともにバイモーダル条件で遅延するが、聴覚 RT は長い群で遅延がみられなかった。

**実験 2** 全体を対象にした分析の結果、モダリティの主効果が有意であったが ( $F(1,35)=128.81$ ,  $p<.001$ ,  $\eta^2_p=.786$ ), 提示条件の主効果と交互作用は有意でなかった ( $F(1,35) \leq 2.17$ ,  $ps \geq .150$ ,  $\eta^2_p \leq .058$ )。図 2(b)は参加者を聴覚 RT が短い/長い群に分けた結果を示す。視覚 RT は両群ともに提示条件に依存しないが、聴覚 RT は長い群で遅延がみられないという実験 1 と同様の傾向がみられた。

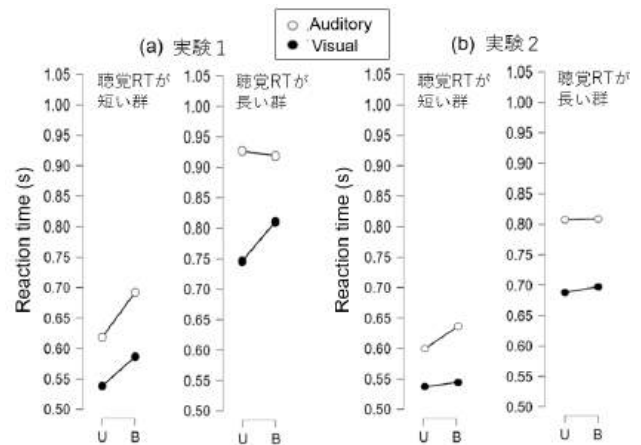


図 2 聴覚 RT の中央値で参加者を 2 群に分け、提示条件ごと (U=ユニモーダル, B=バイモーダル) の視覚/聴覚 RT をプロットしたグラフ。

## 考察

どちらの実験においても、全体分析では聴覚反応の促進や優位性は観察されなかった。しかし、聴覚反応が遅い群ではバイモーダル条件において聴覚反応が遅延するが、遅い群では遅延しないという異なる傾向が観察された。

実験 1 は Robinson ら (2018) の概念的追試であったが、参加者の平均反応時間が彼らの結果よりも 200ms ほど短く、実験間で参加者の性質や課題への態度が異なった可能性がある。聴覚反応が遅い参加者はユニモーダル条件で覚醒度が高まりきっておらず、バイモーダル条件で覚醒度がより高まったことで、聴覚反応速度の維持や促進につながったかもしれない。

## 引用文献

- Robinson, C. W., Moore, R. L., Jr, & Crook, T. A. (2018). Bimodal Presentation Speeds up Auditory Processing and Slows Down Visual Processing. *Frontiers in psychology*, 9, 2454.
- Robinson, C. W., Chadwick, K. R., Parker, J. L., & Sinnett, S. (2020). Listen to your heart: Examining modality dominance using cross-modal oddball tasks. *Frontiers in Psychology*, 11, Article 1643.

(なかじま ゆう, あしだ ひろし)

# 大学生の散文理解における心の理論の下位技能 (IV)

— サリーアン誤信念理解課題の達成過程での後知恵対処に必要な処理負荷に関する探索の試み

○光田 基郎

(<sup>1</sup>私立大学 非常勤講師)

キーワード：, 誤信念理解, サリーアン課題, 大学生, 類推

## 要約と目的

1.要約：私大1年生28名に大画面で(a)主人公が父に欺かれて「アメの壺に猛毒」との誤信念内容に従うが、真実を知って「欺かれた振り」で報復する筋立ての狂言絵本(ささめやゆき著「附子」講談社刊行)と(b)「たぬきえもん」(福音館)と、狸衛門という役者が人に化けた狸を装って大蛇を欺いて大金を自宅に届けさせる筋立てを読み聞かせ、複雑な構造の文の理解に必要な文法能力とその類推等の下位技能活用の過程での記憶の寄与と後知恵による妨害を示す。

2.目的は下記の図1に示す様にサリーアン型2肢又は4肢選択の誤信念理解検査で、実験参加者に対象の予期しない移動を教えた「後知恵」対処条件下(Birch' 21)での処理負荷増に伴う絵本の筋立て理解への干渉の強調である。

## 方法

1. デザイン：欺かれた振りでの報復の筋立て理解の技能として4肢選択のサリーアン型誤信念理解課題(Birch など' 2007)に準拠し、下記(a)-(c)の3群に参加者をほぼ等数配分した。Figure1に示す様に姉がバイオリンを青色ケースに入れて退室後に妹が無断で(a)4個のケースの何れかに移し替えて退室する条件、(b)妹が紫色ケースに移して退室した情報無効(条件又は(c)赤色ケースに移してケースの位置も入れ替えて退室(情報追加の後知恵)条件毎に参加者をほぼ等数割り当て、姉が戻った時に4個のケースの何れからバイオリンを取り出そうとするか参加者に予想させ、上記の3条件別に各容器毎に選択確率を想定させた。課題は、(d)上記の要約で述べた絵本2件の内容の推理又は逐語再認成績、(e)息子達が過失を装ってわざと茶器や掛軸を壊す意図は欺かれた振りであり、過失を反省した服毒自殺の偽装との理解程度の主観的な5段階評定値を求めて従属変数に、下記の方法2で述べる内容理解技能を説明変数とした重回帰分析と技能間の2要因共分散分析を試みた。

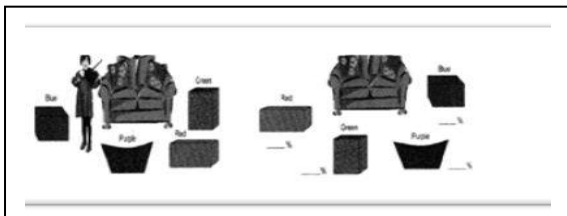


Figure1.4 肢選択サリーアン型誤信念課題 (Birch,2021 準拠)

2. 上記以外に役者が人間に化けたタヌキを装って大蛇を欺いて自宅に大金を届けさせる簡素な筋立てと上記の「欺かれた振り」の理解での後知恵による干渉の対比も試みた。

1.材料・参加者：上記の目標(1-b)のささめやゆき著「附子」(講談社)より父が息子達を欺いてアメの壺を猛毒在中と偽り、「開ければ毒の風が吹くから開けるな」と教えて外出中に息子2人は扇子で壺を煽いでは恐々接近して壺を開け、中身がアメと分かって2人で食べる。次にわざと大切な茶器や掛軸を壊して「兄弟で相撲を取って誤って茶器と掛軸を壊した。叱られるから壺の毒で服毒自殺する気だったが、中身がアメ」と言い訳する筋立て14画面と、(b)「たぬき衛門(藤巻愛子著 子どものとも社)より、たぬき衛門という

役者が人間に化けたタヌキを装って怖い大蛇を欺いて大金を自宅に届けさせる筋立ての絵本読み聞かせを電算に録音・録画して私大1年生28名(M:20,F:8)に大画面で読み聞かせ、下記の検査項に選択反応させた。

2.検査項:(a)上記の絵本毎に内容の逐語・推理再認、(b)絵本と無関係の図形の類推で、4体の人形の傘やカバンなどの持ち物と服装とを対応付けて A:B=C:D の関係に配列する類推課題と(c)反応抑制：車の絵に触れる前に時計と花の絵を指さす課題など4件、(d)文法理解(タクシーがトラックを牽く絵、ウサギがタヌキを押す絵などの選択2件及び、サルに押されて別のサルを押すヒツジの絵で示された文の入子構造の理解を求めた選択反応、(e)誤信念内容理解検査で対象の予期しない移動先を問う2肢選択のサリーとアン課題、(f)Figure1に示す様に後知恵効果を検討する意図で4肢選択のサリーアン型の誤信念検査) (g)記憶検査として別の物語記憶検査(留守番中のエピソード3件の順序構成)と(h)息子達が意図的に茶器を壊したのは父に欺かれた振りでの報復と理解した程度の5段階評定値を求めた。

## 結果の概略と考察

1. 上記の「報復」文の推理再認成績と方法2-(e)の2肢選択のサリーアン型誤信念理解課題の成績との相関係数値を求めて方法1で述べた(a)-(c)の3条件間で比較した結果、(c)の赤容器への移動と教示した後知恵条件下でのみ負の相関係数値( $r = -0.138$ , 何れか不明群： $r = 0.368$ , 無関連の紫容器群  $r = 0.531, 5\%$ 水準)を得た。方法2-(c)の反応抑制成績と上記の報復文の推理再認成績との相関係数値も同様に後知恵条件下でのみ負の相関係数値を示した。以上より上記の報復文の理解ではアメを猛毒と偽った誤信念内容、父が息子たちを欺いて誤信念内容に従わせる意図と息子たちが欺かれた振りで服毒自殺を偽装した過程の夫々での真実の表象の抑制と誤信念内容の正確な構想とが不可欠であるが、後知恵対処が必要な条件(赤容器への移動)下では情報処理資源への制約追加によって推理再認成績低下と処理技能の統合的運用効率の低下を想定し得よう。

2.方法2の技能検査で(g)のエピソードの順序再構成課題と報復文の推理再認成績との相関係数値に関しても上記の結果と同様に後知恵(赤容器に移動と教示)条件下でのみ負の相関係数値(2要因共分散分析して  $r = -0.218$ , 何れか不明群  $r = 0.297$ , 無関連の紫容器群  $r = 0.493, 5\%$ 水準)を示した。以上より後知恵条件下で文法構造の複雑な上記の報復文の推理再認を求めた際には情報処理の作業台となる作業記憶容量を効率的に運用して多様な処理技能を活用し得ない可能性を想定し得よう。次に2肢選択のサリーアン型の誤信念理解課題と上記の方法(b)の類推課題の成績の相関係数値も上記の後知恵条件(赤容器)のみ負相関( $r = -0.295$ , 何れか不明群  $r = 0.261$ , 無関連の紫容器群  $r = 0.610, 5\%$ 水準)を得た結果から、誤信念理解も類推も後知恵による反応選択への干渉を得ると言えよう。(みつだ もとお) 文献：光田基郎 2024.大学生の散文理解における「心の理論」の下位技能。大阪経大論集第74巻6号。Pp.141-148.



# 通り慣れた道路におけるバス乗務員の記憶に関する定性的調査

—記憶している場所と記憶していない場所では何が違うのか—

○松本真菜子・中井宏

(大阪大学大学院人間科学研究科)

日常運転, 記憶, バス乗務員, 一時停止標識, 無信号横断歩道

## 目的

運転行動は長期的な経験によってある程度自動化されるため、ドライバーは通り慣れた道路を運転しているときのことを正確に思い出すことが難しいということが先行研究で明らかにされてきた。しかし、通り慣れた道路に設置されている一時停止標識や無信号横断歩道のうち、記憶されている場所と記憶されていない場所でのリスク評価や運転行動の差を調査した研究では、有意な差は見られなかった(中井・松本, 2024; 松本・中井, 2024)。

そこで本研究では、記憶されやすい場所と記憶されにくい場所では何が異なるのかを定性的に検討するため、バス乗務員を対象にインタビューを中心とした調査を行った。

## 方法

関西圏のAバス会社に調査への協力を依頼し、特定の路線を対象として、バス乗務員21名(全員男性)を対象に実験を行った。平均年齢は46.62歳( $SD = 14.37$ , range 26 - 67)であった。大型二種免許取得後の平均年数は19.93年( $SD = 14.84$ , range 1 - 40)、対象路線を担当している平均期間は8.79年( $SD = 9.10$ , range 0.5 - 32.5)であった。

本研究では約4kmの路線を調査対象とした。路線内には、信号機が7箇所、交差点部分に設置された一時停止標識が2箇所存在した。無信号横断歩道は合計27本設置されており、そのうち、無信号交差点は18箇所、交差点でない部分は3箇所であった。

研究協力への同意を得たうえで、以下の要領で実験課題(質問紙, 記憶課題, インタビュー)を行った。最初に年齢や運転経験について質問紙で尋ねた後、対象路線の白地図(A3サイズでバス停14箇所と一部のランドマークは記入済み)を配布し、路線内の信号機, 一時停止標識, 無信号横断歩道の順にカラーペンで記憶に基づき記入してもらった。信号機の記入を求めたのは、記憶課題の成績の差が地図を読む力の差によるものではないことを確認するためであった。最後に半構造化インタビューを行った。インタビューの所要時間は1人あたり10~25分程度であった。最初に、記憶課題の難易度や当該路線の中で普段危険だと感じる地点を3箇所尋ねた。次に、記憶課題の正しい答えと参加者の回答を見比べ、信号機, 一時停止標識, 無信号横断歩道の順に答え合わせを行いながらインタビューを行った。一時停止標識を2箇所とも記憶していた参加者には「両方記憶できていた理由」を尋ね、1箇所のみ記憶していた参加者には「記憶していた場所と記憶していなかった場所での違い」を尋ねた。無信号横断歩道については「記憶していた場所と記憶していなかった場所の印象の違い」を尋ねた。

## 結果

信号機7箇所に対する全参加者の平均正答率は90.48%( $SD = 8.45$ , range 83.33 - 100)であり、57.14%の人が書き漏らした1箇所以外は全員が正しく回答した。一時停止標識に対する全参加者の平均正答率は95.24%( $SD = 15.04$ , range 50.00 - 100)、無信号横断歩道に対する全参加者の平均正答率は53.51%( $SD = 17.36$ , range 19.05 - 76.19)だった。

次にインタビューの結果を示す。得られた回答はKJ法を用いて分類した。以下、小グループを<>, 小グループをまとめて大グループにしたものを【】で示す。約57%の人が書き漏らした信号機についてその理由を尋ねると、<赤信号で止まるのが少ない>という回答が11件あった。一時停止標識を両方記憶していた参加者19名に記憶していた理由を尋ねた結果、最も多く挙げられた意見は【自身の行動】についてであった。具体的には、自身が必ず一時停止を行っているため記憶していたという<一時停止の実施>, バスの運転ではブレーキをかけて停止するときに最も気を遣うことが一時停止標識の印象を強くしているという<ブレーキへの配慮>などが挙げられた。次に多かった意見は【取り締まり】についてであり、<取り締まりの実施>, <取り締まりの経験>, <他者の取り締まりの目撃>が含まれた。次に、一時停止標識を片方のみ記憶していた参加者2名に記憶していなかった方との違いを尋ねたところ、記憶していた方では取り締まりが行われているが、他方では行われていないと回答し、もう1名は、記憶していた方は学生の横断が多いが、他方では横断者が少ないと語った。また両名とも、走行する際には「両方とも一時停止をしている」と共通して回答した。最後に無信号横断歩道についての結果を示す。記憶していた横断歩道に対する印象としては、<横断者の多さ>, <横断する学生の多さ>, <横断者の存在>, <年配の横断者の多さ>など【横断者】について最も多く語られた。他には【横断歩道付近の道路利用者】に関する回答や横断歩道が【バス停付近】にあることに関する回答が得られた。一方、記憶していなかった横断歩道に対する印象としては、<横断者の少なさ>や横断者に道を譲るために止まった記憶がないという<一時停止の経験なし>などが挙げられた。

## 考察

インタビューの結果から、記憶には当該地点で一時停止した回数が多さが関連している可能性があると考えられる。その根拠としては、半数以上の人が書き漏らした信号機について、赤信号で止まるのが少ないと語られたこと、一時停止標識を記憶していた理由として、自身が一時停止していることが多く語られたことが挙げられる。無信号横断歩道に関しても、横断者が多いほどその地点で一時停止する回数も多くなると考えられ、そのことが記憶への残りやすさにつながっている可能性がある。

## 引用文献

中井宏・松本真菜子(2024). 通り慣れた道路におけるバス乗務員の記憶に関する研究(1) —危ない場所ほど覚えているのか?— 日本交通心理学会第89回福岡大会発表論文集

松本真菜子・中井宏(2024). 通り慣れた道路におけるバス乗務員の記憶に関する研究(2) —記憶と行動に関連性はあるのか?— 日本交通心理学会第89回福岡大会発表論文集

(まつもと まなこ, なかい ひろし)



# 学生サポートルームの説明文構成が読解意欲と理解度ならびに 援助要請意図に及ぼす影響

—進路・将来について悩みを抱える大学生の援助要請意図に着目して—

○原千尋<sup>1</sup>・井山本博樹<sup>2</sup>・亀井隆幸<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>立命館大学大学院人間科学研究科・<sup>2</sup>立命館大学総合心理学部)

キーワード：サービスギャップ, 説明文構成, 進路・将来, 援助要請意図

## 問題と目的

大学には心理的問題を抱える学生のための学生サポートルームなどの相談機関が設置されているが、実際に援助要請行動を起こす大学生は少ないというサービスギャップが問題視される(中岡他, 2012)。そうした中、学生サポートルームが提示するHPや案内等の説明文の構成には、援助要請意図を促す役割が期待されている(水野, 2018)。説明文構成にはテキスト外構成(挿絵, 写真等)とテキスト内構成(見出し等)の2種類があるが、前者は読解開始直後の読解意欲に、後者はその後の理解に影響を及ぼすことが示されている(島田, 2016)。これを受け、原他(2023)は、テキスト外構成にカラー挿絵が用いられるという限られた条件下ではあるが、読解意欲が適切な見出し(テキスト内構成)のある説明文への理解度を介して援助要請意図を促すといった時系列的な影響過程を明らかにした。しかし、原他(2023)は相談内容に焦点を当てておらず、実験参加者が回答時に想定する悩み・相談内容によって援助要請意図が大きく異なってくる可能性は否定できない。そこで、本研究では、典型的な相談内容として、進路・将来についての悩みを取り上げて実験参加者に想定してもらう。大学卒業時での進路決定は学校から社会への移行に伴う大きな決定であり、悩みを抱える大学生は多いと考えられる(本多, 2008)。その上で、原他(2024)で効果が確認できているテキスト外構成としてカラー挿絵を用い、読解意欲が大見出しまたは小見出し(テキスト内構成)のある説明文への理解度を介して援助要請意図に及ぼす時系列的な影響過程を再検討した。

## 方法

**参加者** 大学生30名(男性10名, 女性20名)が参加した。  
**材料** 大学の相談機関の資料を参考に「学生サポートルームのご案内」というタイトルの説明文を作成した。この説明文では、原他(2023)で効果が確認できているテキスト外構成としてカラー挿絵のある条件(カラー挿絵条件)と、比較対象として、原他(2023)を踏まえ画像なし条件を用いた。そして、これらの2条件のもと、テキスト内構成として大見出しと小見出しの有無を操作した。大見出しは「自分らしい学生生活を送るために」、小見出しは「『考える』時間」「学生サポートルームで出来ること」であった。これにより、テキスト外構成(2; カラー挿絵, 画像なし)×テキスト内構成(3; 大見出し有・小見出し有(以下, 有有条件), 大見出し有・小見出し無(有無条件), 大見出し無・小見出し無(無無条件))の6種類の説明文をPowerPointで作成した。また、実験プログラムで各説明文の提示時間を2秒間に設定した。

**手続き** 説明文を2秒間提示し、直後に読解意欲について5件法で評定を求めた。その後、理解度と援助要請意図について、説明文を見ながらの評定を求めた(5件法)。1説明文の提示と評価が終わると次の説明文に移った。読解意欲と理解度については、島田(2016)に基づき「よく読んでみたいと思いましたか?」「わかりやすそうだと思いますか?」という項目を用いた。また、援助要請意図については、木村・水野(2012)の学

生相談に対する被援助志向性尺度を用い、進路・将来についての悩みを想定しながらの評定を求めた。評定は実験参加者のPCを用いて参加者のペースで行われた。

## 結果と考察

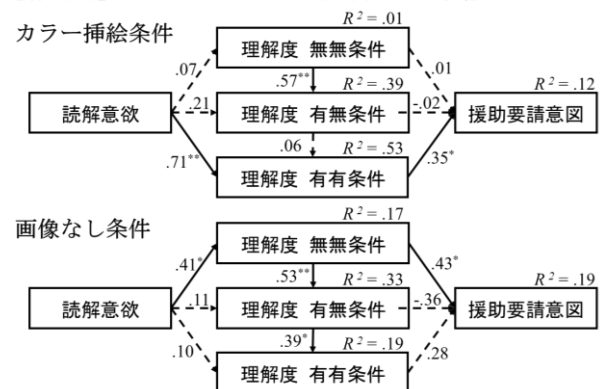
カラー挿絵, または画像なしの2条件について、読解意欲と理解度が援助要請意図に及ぼす時系列的な影響過程を検討するためFigure 1のようなモデルを構築し、条件ごとにパス解析を行った。適合度指標はFigure 2に示した通り、いずれの条件でも概して十分な適合度を得た。

カラー挿絵条件においては、有有条件の説明文のみ、読解意欲が理解度を介して援助要請意図に正の影響を与えた。一方、画像なし条件においては、無無条件のときのみ、読解意欲が理解度を介して援助要請意図に正の影響を与えた。

カラー挿絵条件での結果は、原他(2023)の結果と整合的であった。援助要請意図を促すための説明文には、カラー挿絵の工夫に加え、読解意欲の高まった読者の理解を促す適切な見出しが必要なが示唆される。ただし、画像なし条件では、読解意欲が見出しのない説明文への理解度を介して援助要請意図を高めることを示唆する結果が得られた。画像のない説明文で高い読解意欲を示せる者は、相対的に文章読解への慣れや動機づけが高いと推測でき、カラー挿絵条件とは別の文章理解のプロセスが援助要請意図に影響したといった可能性も考えられる。しかし、詳細は不明であり、今後の検討を要する。今回の結果を踏まえて本研究は、援助要請意図を促す説明文の工夫として、親しみのあるカラー挿絵と分かりやすい大小の見出しの併用を提案するものである。

Figure 1

読解意欲がテキスト内構成ごとの理解度を介して援助要請意図に及ぼすテキスト外構成条件ごとの影響プロセス



注) パス係数は標準化推定値。実線は有意なパスを示す。  
 \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$

Figure 2

各条件におけるモデルの適合度指標

	$\chi^2$ (df = 2)	GFI	AGFI	NFI	CFI	RMSEA	AIC
カラー挿絵	2.031 $p = .362$	.974	.802	.952	.999	.023	28.031
画像なし	1.387 $p = .500$	.982	.862	.953	1.000	.000	27.387

(はら ちひろ, やまもと ひろき, かめい たかゆき)

# 大学初年次生の説明文産出に対するチェックリストを用いた 長期的支援は読み手意識を促進するか (2)

—読み手意識形成の個人差を踏まえたモニタリング活動および説明文のわかりやすさへの効果検討—

○足立萌々香<sup>1</sup>・#山本博樹<sup>2</sup>・亀井隆幸<sup>3</sup>

(<sup>1</sup>立命館大学人間科学研究科・<sup>2</sup>立命館大学総合心理学部・<sup>3</sup>立命館大学)

キーワード：説明文産出，モニタリング活動，読み手意識，長期的支援

## 目的

近年，大学初年次生が説明文を執筆する際，その説明文のわかりにくさに無自覚で，適切な推敲ができないという問題が指摘されている(外山, 2018)。この問題は，Hayes & Flower (1980)の古典的な説明文産出過程におけるメタ認知的活動としてのモニタリング(以下，モニタリング活動と表記)の不全に該当し，これまでに読み手意識への支援の有効性が検討されてきた(例えば，岸・綿井, 1997; 小野田, 2021)。「読み手意識」とは，「読み手に関する情報」を長期記憶中で抽出し，抽出した情報を踏まえて書く内容や文章表現を選択する一連の活動をいう(崎濱, 2003)。足立ら(2023)は，岸ら(2014)の読み手意識尺度で説明文の書き手に読み手意識を自己評価させる支援を提供し，説明文産出前に1回この尺度に回答させる短期的支援でも効果があると示唆した。また，足立ら(2024)は，効果の促進を狙って5週間にわたる長期的支援を提供し，支援により読み手意識が総じて向上すること，この読み手意識形成には個人差による印象的な違いが見られることを示した。本研究は，足立ら(2024)の長期的支援が，モニタリング活動，ならびに産出された説明文の文章論的側面および全体的わかりやすさに及ぼす効果を，読み手意識形成の個人差を踏まえ検討する。

## 方法

**参加者** サンプルデータは足立ら(2024)と同一。大学初年次生 72名のうち読み手意識尺度を用いたチェックリストへの回答に不備がない39名を分析対象とした。

**支援前テスト** まず，説明文課題とし，山本(2001)の説明文題材「携帯電話から119番通報をかける方法」について説明文を産出させた。その後，吉野ら(2008)のメタ認知尺度の活動的側面(「モニタリング」4項目，「コントロール」3項目，「反省的モニタリング」2項目からなる3因子)を用い，モニタリング活動を測定した。テスト実施後に2名の評価者が，岸・綿井(1997)の説明文評価における文章論的側面(「単語」2項目，「表現」2項目，「文間」1項目，「段落・文章構造」3項目，「文章内容」2項目からなる5因子)と「全体的わかりやすさ」(1項目)の尺度に基づいて，産出された説明文を評価した。このとき，評価値が不一致の場合は合議にて決定した。

**支援** 過去1週間に行った自身の説明活動を評価対象に，岸ら(2014)の読み手意識尺度(「説明意識」，「書き手意識」，「メタ理解」，「工夫・実践」の4因子・各4項目)をチェックリストとして提示し，回答を求めた。その後1週間ごとに，同様の支援を2023年6月から2023年12月にわたって5週連続で行った。

**支援後テスト** 5回目の支援直後に支援前テストと同様に説明文産出，モニタリング活動測定，説明文評価を行った。

## 結果と考察

**読み手意識形成の個人差による比較** 足立ら(2024)と同様，読み手意識尺度の評定期(1-5回目)ごとの変化量を

基準に，読み手意識形成の変化小群(20名)と変化大群(19名)を構成した。また，支援前後のモニタリング活動，ならびに説明文の文章論的側面の尺度では，各因子の項目数が異なるため，因子ごとに得点率(得点/最大値)を算出して以下の分析を実施した。

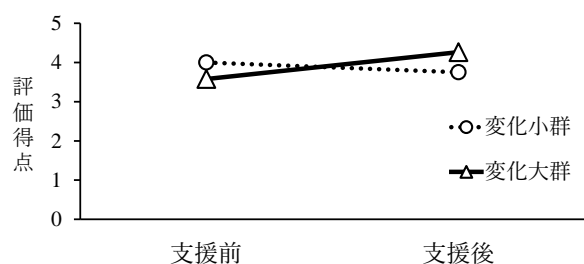
モニタリング活動について，読み手意識形成(2:変化小群/変化大群)×因子(3:「モニタリング」/「コントロール」/「反省的モニタリング」)×測定時期(2:支援前/支援後)の3要因分散分析を行った。結果，因子と測定時期の交互作用に有意傾向がみられた( $F(2, 36) = 3.25, p < .10$ )。単純主効果の検定を行った結果，「モニタリング」では支援前より支援後の値が有意に高いことが示された( $F(1, 37) = 4.76, p < .05$ )。

「全体的わかりやすさ」について，読み手意識形成(2:変化小群/変化大群)×テスト時期(2:支援前/支援後)の2要因分散分析を行った(Figure 1)。結果，有意な交互作用がみられた( $F(1, 37) = 7.52, p < .01$ )。単純主効果の検定を行った結果，変化大群において支援前より支援後の評点が有意に高かった( $F(1, 37) = 7.86, p < .01$ )。

**文章論的側面と「全体的わかりやすさ」との関連** 読み手意識形成の変化大群に焦点をあて，説明文評価の文章論的側面と「全体的わかりやすさ」の各指標の支援後から支援前を差分した変化量を求め，これら変化量の相関を調べた。結果，「文章内容」と「全体的わかりやすさ」の変化量に有意な正の相関がみられた( $r = .58, p < .01$ )。

**総括** 書き手に読み手意識を自己評価させるチェックリスト法の長期的支援が，モニタリング活動(特に，遂行中の課題に関する気づきや予想)を向上させることが示唆された。他方，説明文のわかりやすさに関しては，読み手意識形成の変化大群のみ「全体的わかりやすさ」が向上し，読み手意識形成の個人差が今回の支援の効果に影響したと推測される。このとき，相関分析の結果から「文章内容」の評価が「全体的わかりやすさ」と連動して高まる可能性が示唆されているが，これらの効果の発生機序の検討は今後の課題となる。

Figure 1  
読み手意識形成の個人差ごとの「全体的わかりやすさ」  
評価の推移



(あだち ももか，やまもと ひろき，かめい たかゆき)

# 大学生における踊りの教え合いが 動作学習と運動有能感に及ぼす効果 (2)

—「説明の主題」発話が及ぼす効果に関する検証—

○利岡実侑<sup>1</sup>・山本博樹<sup>2</sup>・亀井隆幸<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>立命館大学大学院人間科学研究科・<sup>2</sup>立命館大学総合心理学部)

キーワード：教え合い、動作学習、運動有能感、「説明の主題」

## 目的

ダンス(踊り)を学習する大学生は「なかなか動作を覚えられない」といった困り感を呈することが多い。利岡他(2023)は参加者内計画を用いて、こうした困り感を緩和するために、動作の意味や規則、原理についての発話(深谷(2016)の定義する「説明の主題」発話)を伴った教え合いが有効であることを示唆した。この知見の一般化を図るために本研究は、踊りの教え合いをする実験群と個別形式の自己学習をする統制群を参加者間要因として設定した上で、以下の2つの仮説に基づき、学習前後の「動作習得成績」と「運動有能感」を比較した。仮説1として、教え合い学習をする実験群は統制群と比べて、踊り学習後の動作習得成績(再生動作数、再生連得点)と運動有能感がより高くなると考えた。仮説2として、教え合い学習時に「説明の主題」発話を行う参加者ほど、再生動作数と再生連得点が高まり、これら成績向上を介して運動有能感が高まると考えた。

## 方法

**参加者** 関西圏の私立大学生の「よさこい」経験者80名(平均年齢20.2歳、女性:58名、男性:22名)。「よさこい」の平均経験年数は半年~4年であった。

**材料・手続き** 利岡他(2023)で用いた「よさこい」の2つの動作系列動画を学習材料として、以下の順で行った。

**学習前テスト** 15秒間の動作系列動画を5分間提示し、動作系列を覚え、踊ってもらい、動画を撮影した。そして、チェックリストで個々の系列要素(1つ1つの動作)の習得の指標である再生動作数と、動作系列の習得の指標である再生連得点(山本他,2018)を求めた。また、他者基準有能感、課題基準有能感、過去基準有能感の3つからなる運動有能感下位尺度の11項目(藤田他,2010)を5件法で実施した。

**踊り学習** 学習前テストに続いて、実験群では、ペアで教え手と聴き手に分かれ、5分経過で役割を交代し、10分間教え合いを行わせた。教え合いの様子を参加者の了承を得て録画し、深谷他(2016)の7つの発話カテゴリー(具体例、説明の主題、診断的質問、説明の要請、自己診断、理解確認の質問)に従い当該発話をコード化し、生起頻度を求めた。利岡(2023)と異なる手続きとして、統制群ではこの間1人で動画やチェックリストを用いながら自己学習を行わせた。

**学習後テスト** 両群とも学習後は速やかに学習後テストに移らせた。手続きは学習前テストと同一であった。

## 結果と考察

### 1) 踊り学習における教え合いの効果

仮説1の検証として、実験群40名、統制群40名に分け、動作習得成績と運動有能感を従属変数として、学習条件(2:実験群、統制群)×テスト時期(2:学習前、学習後)の2要因分散分析を行った。その結果、第1に再生動作数では、学習条件とテスト時期の交互作用が有意で( $F(1,78)=45.61, p<.01$ ), 学習後のみ学習条件の単純主効果が有意となった( $F(1,78)=53.46, p<.01$ )。第2に、再生連得点では、両者

の交互作用が有意で( $F(1,78)=41.21, p<.01$ ), 学習後のみ学習条件の単純主効果が有意となった( $F(1,78)=21.45, p<.01$ )。第3に、運動有能感の評定値について同様の分析を行ったところ、両者の交互作用( $F(1,78)=5.1, p<.05$ )が有意に認められ、両群ともに学習前テストより学習後テストで向上した。

### 2) 教え合い学習で生じた「説明の主題」発話の影響

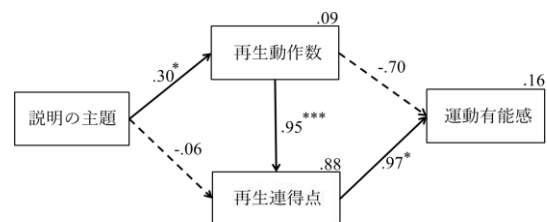
仮説2の検証として、実験群において、動作習得成績と運動有能感の学習後-学習前の差を算出して目的変数とし、教え合い時の7つの発話カテゴリーの生起頻度を説明変数として重回帰分析を実施した。結果、「説明の主題」発話は再生動作数(調整済み $R^2=.185, \beta=.430, SE=0.200, t(32)=2.810, p<.01$ ), 再生連得点(調整済み $R^2=.179, \beta=.353, SE=0.229, t(32)=2.303, p<.05$ )の両方に有意な正の寄与を示した。また、「説明の主題」発話が運動有能感に与える負の影響が有意傾向であった(調整済み $R^2=-.013, \beta=-.339, SE=.296, t(32)=-1.99, p<.10$ )。

さらに、実験群において「説明の主題」発話が再生動作数、再生連得点を介して運動有能感に影響するプロセスを仮定し、Figure 1のモデルを構築した。動作習得成績と運動有能感の各変数は学習後テスト時の得点を用いた。パス解析の結果、十分なモデル適合度を得た( $\chi^2=.110, df=1, p=.741, GFI=.999, AGFI=.986, NFI=.999, CFI=.1000, RMSEA=.000, AIC=18.110$ )。

### 3) 総括

実験群は統制群より学習後の動作習得成績と運動有能感が高くなった。また、パス解析の結果は「説明の主題」発話が再生動作数、再生連得点を介して運動有能感を高める可能性を示唆している(Figure 1)。以上の結果は、本研究の2つの仮説を支持し、利岡他(2023)とも整合的であった。本研究と利岡他(2023)を踏まえて、この着実な踊りの学習プロセスを促進する上で、学習者が「説き手」となり、「説明の主題」発話を産出していくこと、例えば、「なぜ」や「そもそも」といった動作の意味や規則、原理を踏まえた説明を実践していくことで、動作学習が向上し、運動有能感が促進されることが示された。

Figure 1  
教え合い時の「説明の主題」が及ぼす影響プロセスの検証



注) パス係数は標準化推定値。実線は有意な影響、点線は非有意な影響を示す。各変数の右上の数値は重相関係数の平方。  
\*\*\* $p<.001$ , \* $p<.05$

(としおか みゆ, やまもと ひろき, かめい たかゆき)

# 日本語版気象病・気象感受性質問紙の作成

<sup>1</sup>岡林 瞳・<sup>2</sup>松下 正輝・<sup>3</sup>Marianna Mazza・<sup>4</sup>池田 龍也  
(<sup>1</sup>兵庫教育大学大学院学校教育研究科・<sup>2</sup>甲南女子大学人間科学部心理学科  
・<sup>3</sup>Catholic University of the Sacred Heart・<sup>4</sup>兵庫教育大学発達心理臨床研究センター)

キーワード：気象病，気象感受性，測定尺度

## 目的

近年、気象が心身に及ぼす影響への関心が高まっており、「気象病」という言葉を耳にする機会が増えている。気象病は英語で *meteoropathy* と表され、気象条件に何らかの形で関連するあらゆる病理学的側面を示すために使われる (Mazza et al., 2012)。Oniszczenko (2020) は、循環気質および不安気質が気象感受性 (特定の気象が心身に与える影響を感じやすい生物学的な感受性) を介して気象病に影響を与えていることを明らかにしている。

一方、我が国では気象が心身の健康に与える影響を調査した心理学研究は極めて限定的であり、その影響を量的に測定する尺度は存在しない。Mazza et al. (2012) は気象病・気象感受性質問紙 (questionnaire for the detection of meteoropathy and meteorosensitivity; 以下METEO-Qと略記) を開発し、多くの研究で使用されている。METEO-Qは、気象病および気象感受性を簡便に評価する自記式の質問紙であり、これを用いることで気象が心身に及ぼす影響を明らかにすることが可能となるだろう。

本研究の目的は、METEO-Qの日本語版を作成し、信頼性と妥当性を検討することとする。

## 方法

**調査参加者** 日本に居住する1000名を対象とし、アンケートツールFreeasyを利用してオンライン調査を行った。

**尺度** METEO-Qは、気候や天候の変化に関連して生じる身体的・心理的影響を評価するための11項目の質問票と、気象病の症状の有無に関する21項目のチェックリストで構成されている。また、妥当性の検討のために抑うつ傾向尺度であるCES-Dと精神健康調査票であるGHQ-12を用いた。

**倫理的配慮** 本研究は2023年10月に甲南女子大学研究倫理委員会の承認 (承認番号: 2023033) を得ている。また、著者らは本研究に関連する利益相反はない。

## 結果

調査参加者1000名の中から回答に不備があった合計120名を除いた有効回答者は880名 (平均年齢56.34歳,  $SD = 11.71$ ) であり、男性538名、女性342名であった。

**翻訳・逆翻訳の手続き** METEO-Qの著作権を有する第二著者に、日本語版作成の許可を事前に得た。第三著者と共にMETEO-Qを翻訳し、その後、英語版と比較して表現を修正し、日本語版ver.1を作成した。大学生12名からの指摘を踏まえて、大学教員2名と協議し修正を加え、日本語版ver.2を作成した。逆翻訳は株式会社グローヴァに依頼し、日本語版ver.2のイタリア語版と英語版の作成を行った。最後に、第二著者に逆翻訳版を確認してもらい、許可を得たものを日本語版METEO-Qとした。

**因子の抽出** 日本語版METEO-Qの因子構造を確認するため、1因子解・2因子解・3因子解で探索的因子分析 (最尤法・プロマックス回転) を行い、1因子解と2因子解が妥当であることが示された。3因子解を想定した場合には、1項目のみの因子があったため、不採用となった。次に確認的

因子分析 (最尤法) を行ない、日本語版METEO-Qは2因子解 ( $GFI = .917$ ,  $AGFI = .873$ ,  $CFI = .954$ ,  $RMSEA = .098$ ,  $AIC = 20623.273$ ) を採択した。因子名はMazza et al. (2012) にならい、第1因子を「定量的側面」、第2因子を「定性的側面」とした。

**信頼性の検討** 日本語版METEO-Qの信頼性の検討のため、 $\alpha$ 係数と $\omega$ 係数を算出した (Table1)。信頼性係数から十分な内的一貫性が確認された。

Table1 因子分析結果 (回転後の因子パターン)と信頼性係数

	F1	F2	共通性	$\alpha$ 係数
第1因子 定量的側面 ( $\alpha = .90$ , $\omega = .92$ )				
1	.50	.19	.42	.95
2	.76	.12	.73	.94
3	.85	-.03	.70	.94
4	.92	-.07	.75	.94
5	.73	.12	.69	.94
第2因子 定性的側面 ( $\alpha = .95$ , $\omega = .91$ )				
6	.40	.51	.73	.94
7	.34	.45	.57	.94
8	.04	.71	.54	.95
9	-.12	.96	.80	.94
10	.11	.81	.77	.94
11	.11	.82	.77	.94
因子間相関		.79		

**妥当性の検討** 日本語版METEO-QとCES-D, GHQ-12との相関係数を算出し、妥当性の検討を行った。その結果、日本語版METEO-QはCES-D ( $r = .42$ ,  $p < .001$ ) およびGHQ-12 ( $r = .41$ ,  $p < .001$ ) のいずれとも相関が示された。相関が弱かった点については、各尺度の測定する症状および状態の範囲の違いに起因すると考えられる。

## 考察

日本語版METEO-Qは因子分析により2因子解であることが確認された。また信頼性は、信頼性係数より十分な内的一貫性が確認された。今後は安定性の評価も求められる。妥当性においては、CES-DやGHQ-12と相関が弱かったことから再度検討する必要性が示唆された。詳細に妥当性を調べるために、他の精神病理との関連を検討する必要があると考えられる。

## 引用文献

- Mazza et al. (2012). Description and validation of a questionnaire for the detection of meteoropathy and meteorosensitivity: the METEO-Q. *Comprehensive psychiatry*, 53(1), 103–106.
- Oniszczenko W. (2020). Affective Temperaments and Meteoropathy Among Women: A Cross-sectional Study. *PLoS one*, 15 (5), e0232725. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0232725>
- (おかばやし ひとみ, まつした まさてる, Marianna Mazza, いけだ たつや)

# 失敗体験及び喪失体験に伴う自己憐憫と音楽聴取の関係について

水谷 彰秀<sup>1</sup>・大久保 大和<sup>1</sup>・井上 真帆<sup>1</sup>・長谷川 千洋<sup>2</sup>  
(神戸学院大学心理学研究科<sup>1</sup> 神戸学院大学心理学部<sup>2</sup>)

Key Words: music, self-pity, failure, loss, sadness

## 背景および目的

失敗及び喪失体験に伴う悲しみ感情を体験した者は自己憐憫を体験することが報告されており、自己憐憫とは自らが不遇な状況にある時に自己に対して抱く憐みの感情や認知(林田・佐藤, 2009)と定義されている。音楽聴取には悲しみ感情を緩和させる効果が指摘されているが、自己憐憫が悲しみ感情と同様に音楽によって影響を受けるかどうかは、明らかになっていない。本研究は、自身の失敗及び喪失体験によって体験される自己憐憫状態と音楽聴取との関係を検討することを目的とする。

## 方法

### 1, 参加者

関西圏の大学生及び大学院生62名 ( $M=21.9$ ,  $SD=1.97$ ) を美的にポジティブな音楽条件 (Po条件), 美的にネガティブな音楽条件 (Ne条件), 中立な音楽条件 (Am条件), 音楽聴取なし条件 (Co条件) の4群へランダムに振り分けた。

### 2, 音楽と作曲理由

実験で使用する音楽(10曲)と作曲理由(12個)は(Margulis et al,2017)より引用した。

### 3, 質問紙尺度

悲しみ感情尺度(寺崎他, 1992; 白井他, 2016)及び、自己憐憫尺度(林田・佐藤, 2009)を用い、悲しみ感情得点(下位因子, 抑うつ不安, 倦怠, 涙, 胸の痛み, 無力感)と自己憐憫得点(下位因子, ある運命に対する悲観, 同情に対する不信感, 思いやり希求)を算出した。

### 4, 手続き

手続きでは、失敗及び喪失体験を自由記述及

び口頭で想起させ、想起内容と類似する作曲理由を選択させた。その後作曲理由と自身の体験と類似性を提示し、音楽を聴取させた。聴取後に悲しみ感情及び自己憐憫尺度に回答させた。

## 結果

自己憐憫尺度と悲しみ感情尺度の各下位因子についての Pearson の相関分析結果 (Table 1) と各条件における悲しみ感情得点平均値を (Figure 1), 及び自己憐憫得点平均値の (Figure 2) に示す。

Table 1 悲しみ感情尺度と自己憐憫尺度の下位尺度間の相関係数

自己憐憫得点	悲しみ感情得点	悲しみ感情得点				
		抑うつ不安	倦怠	涙	胸の痛み	無力感
ある運命に対する悲観		.19	.27	-.22	-.08	.34**
同情に対する不信感		.41**	.23	.0	.21	.44**
思いやり希求		.47**	.19	.08	.22	.38**

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .005$

Figure 1 音楽聴取の条件別の悲しみ感情得点

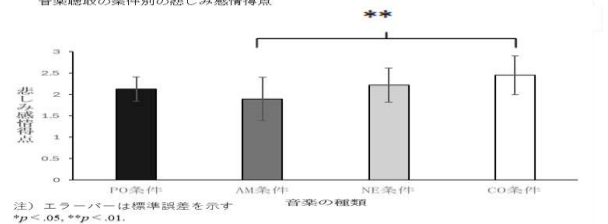
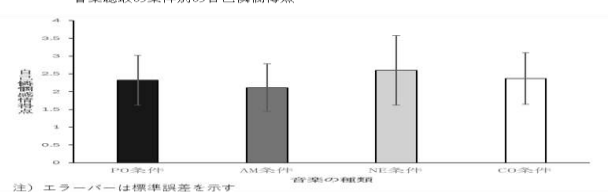


Figure 2 音楽聴取の条件別の自己憐憫得点



## 考察

自己憐憫と悲しみ感情尺度の一部の下位因子には相関があり、悲しみ感情と自己憐憫の間の部分的関連性が認められた。悲しみ感情平均得点が音楽聴取条件の主効果が有意であった ( $F=4.61$ )。一方で、自己憐憫は音楽聴取から受ける影響は少なく自己憐憫の想起方法の妥当性の検討の必要性が考えられる。

(みずたに あきひで, おおくぼ やまと, いのうえ まほ, はせがわ ちひろ)



# カウンセリングに対するイメージ尺度の作成および 来談意思との関係性についての検討

○島澤怜也<sup>1</sup>・河越隼人<sup>2</sup>

(<sup>1</sup>帝塚山大学大学院心理科学研究科・<sup>2</sup>帝塚山大学心理学部)

キーワード：大学生、カウンセリングに対するイメージ、来談意思

## 目的

近年、様々な問題が深刻化する中で、教育領域ではカウンセリングへの認知度も高まってきているが、実際にカウンセリングを利用している学生は低い状態にある。なぜ、利用が少ないのかという問題について、高野・宇留田(2002)は、援助を受ける際の負担として、“心理的コスト”を挙げ、“心理的コスト”を下げる方法として、“相談機関に対するイメージの改善”を挙げている。カウンセリングに対するイメージの調査は坂本・千島(2018)などが行っており、この研究では、肯定的イメージが高まり、否定的なイメージが低下することで来談意思も喚起されやすくなることを示している。そこで本研究は、大学生が思い描くカウンセリングに対するイメージを探索的に検討し、明らかになった要因がカウンセリングへの来談意思とどのように関係しているのかを検討することを目的とする。

## 方法

**調査対象者** 大学生257名を対象とした(男性67名、女性183名、回答しない7名。平均年齢 = 19.32歳、SD = 1.16)。

### 質問紙に用いた項目

- 1) カウンセリングのイメージ：先行研究を基にカウンセリングのイメージに関連する項目を抽出し、質問紙を作成した。回答は5件法で求めた。
- 2) カウンセリングの認知度：「通っていた高校に、カウンセリングを受けられる施設があったか」、「通っていた高校にカウンセラーがいたかどうか」、「大学入学以前にカウンセリングについて学んだことがあるか」についてそれぞれ3件法で回答を求めた。
- 3) カウンセリングへの来談意思：学校場面、家庭場面、精神的不調場面で、何か悩んだ際に相談場所としてカウンセリングを思い浮かべるかを3件法で回答を求めた。ここでの来談意思は、ある個人が悩みや不安を抱えた際にカウンセリングを利用するかどうかを示す指標である (Blair, Atkinson, & Greer, 1987)。
- 4) 最低限の努力をみるための項目：三浦・小林(2018)を参考にDQS (Directed Questions Scale) を作成し、指定された選択肢を選択しない場合、その回答を省いたものをデータとして採用した。
- 5) フェイスシート：学年、性別、年齢を尋ねた。

## 結果

分析に先立ち、DQS項目において決められた選択肢を選択しなかったデータを省いたものを分析対象とした。

因子分析の結果、第一因子は因子負荷量が高い項目から“自己成長”、第二因子は“信用問題”、第三因子は伊藤(2006)の“危機支援イメージ”と同様の結果が得られたため“危機支援”と命名した。因子分析の結果をTable1に示す。

Table 1

カウンセリングに対するイメージ

項目	自己成長 ( $\alpha = .91$ )	信用問題 ( $\alpha = .80$ )	危機支援 ( $\alpha = .83$ )	共通性
自分のことを知ることができる	.80	-.07	-.01	.58
自分で自分を認められるようになる	.79	-.08	-.08	.57
自分への気づきを促してくれる	.78	-.17	.01	.48
カウンセリングを受けることで自分を変えられる	.78	-.13	-.16	.53
自分の心に向き合える場所である	.70	.00	.02	.49
役立つところである	.66	.06	.01	.49
自分を見つめ直すことができる	.64	.01	.09	.42
カウンセリングを受けると気持ちが楽になる	.63	.14	-.03	.52
自分の気持ちを分かってくれる	.62	.14	-.03	.50
言いたいことを言えるように促してくれる	.56	.13	.05	.40
心のケアをしてくれるところである	.55	.13	.21	.43
助言をもらうことができる	.53	-.09	.10	.25
他人に言いつらい秘密を話す場所である	.41	.21	.18	.33
相談したことが外部に漏れそうところである	.19	-.71	-.09	.37
カウンセリングは信用できない	-.13	-.67	.11	.61
秘密を守ってくれる	-.05	.62	.15	.34
優しい雰囲気がある	.07	.58	.07	.37
相談すると不利益がありそうところである	.00	-.53	.04	.29
カウンセリングは、うさんくさい	-.16	-.47	.24	.44
カウンセリングを受けることに意味はない	-.21	-.46	.12	.40
雰囲気は怖いもしくは暗い	.05	-.44	.16	.22
悩みに耐えられなくなった人が行くところである	-.13	.16	.79	.60
どうしようもなくなった人が行くところである	.00	.07	.79	.60
精神的に弱い人が行くところである	.09	-.06	.74	.56
いじめにあっている人が行くところである	.08	-.04	.66	.45
自分のことを決められない人が行くところである	.14	-.19	.54	.35
	(I)	(II)	(III)	
(I) 自己成長	-	.57	-.05	
(II) 信用問題		-	-.21	
(III) 危機支援			-	

さらに各場面の来談意思を目的変数、カウンセリングのイメージと認知度を説明変数とする二項ロジスティック回帰分析を行った結果、学校場面は、“自己成長”(P < .10, オッズ:1.50, 95%信頼区間:0.97-2.30)とカウンセリングに対する認知度(P < .05, オッズ比:1.42, 95%信頼区間:1.07-1.88)、家庭場面は、“自己成長”(P < .10, オッズ:1.58, 95%信頼区間:1.00-2.52)、精神的不調場面は、“自己成長”(P < .05, オッズ比:1.83, 95%信頼区間:1.14-2.93)が有意な変数として確認された。

## 考察

本研究では探索的に検討したイメージが来談意思にどのように関係しているのかを検討した。その結果、各場面では、“自己成長”の因子が有意な変数となった。つまり、カウンセリングを利用することで悩みの解決のみでなく、自身が成長できるというポジティブなイメージが強まれば来談意思はより想起されやすくなると考えられる。また、学校場面では、カウンセリングに対する認知度が高まれば来談意思も想起されやすくなることが明らかになった。今後はカウンセリングに関する情報を様々な形で提供していくことでイメージの変化や認知度、来談意思は促進されるかどうかを検討していくことが必要となるだろう。

(しまざわ りょうや, かわごし はやと)

# ケアマネジメントにおけるカウンセリングの効果について

—1 事例に関するテキストマイニングによる考察—

○ 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

抑うつ神経症とは、抑うつ状態が慢性化した状態のことをいう。症状は、うつ病と酷似しているが、医学的には全く別の疾患と見なされる。抑うつ神経症は、原因がはっきりと特定できるという点でうつ病とは異なる。例えば、それまで元気な生活をしていたにも関わらず、大病に罹患したことを契機に発症したりする。特定の環境や事件など明確な原因があり、かつ、抑うつ状態が慢性的に続く状態のことをいう。ショックな出来事、大きなストレス、精神的苦痛などに遭遇した場合、カウンセリングを受けることによって抑うつ状態を伴う心の苦痛を予防軽減する効果が期待できる。気分の落ち込みや意欲の減退などを自覚したら、一人で判断するのではなく、専門家へ相談することが重要である。なお、DSM-IIIでは、それまで神経症圏に分類されていた抑うつ神経症の代わりに、気分障害の亜型に分類される気分変調症として見なされるようになった。

本報告では、抑うつ症状を伴う利用者のケアマネジメントの一事例におけるカウンセリングの効果に関して、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

本報告ではケアマネジメントの一事例を記録した支援経過記録(R3.8.16~R6.4.10、男性、80代後半、要介護3、生活保護受給、介護保険制度・自立支援医療制度利用、帯状疱疹後疼痛遺残、胃癌術後摂食障害、肺気腫、抑うつ神経症、脾臓手術)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、ケアマネジメントにおけるカウンセリングの効果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」および「強制抽出名詞」を選択した。それぞれの出現数30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(2次元)、クラスター分析、共起ネットワーク、自己組織化マップなどの方法を用いて分析を実施した。なお、出現数が30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、利用者本人から利用許可を受け、報告者の所属する事業所の代表者や管理者からの許可も取った。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)22026(9263)、異なり語数(使用)1647(1331)であり、集計単位としてのケース数は、文776、段落411、文書数の平均6.13、文書数の標準偏差21.58、出現回数の平均6.96、出現回数の標準偏差31.71であった。

対応分析の結果からは、「生活」と「提供」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(2次元)では「本人」「本職」「報告」「訪問看護」が空間上の中心の位置に近いことが認識された。クラスター分析では、「内容」と「提出」、「本人」と「本職」などの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、「体調」と「薬」が他の語とは全く結びつきがないことが示された。また、自己組織化マップにおいては、「ヘルパー」「連絡」「依頼」「提供」が同じカテゴリーであることが確認された。

また、「抑うつ神経症」「傾聴」などの語を中心として検索し前後の語句を見た場合に、本人の気持ちの穏やかさが顕在化していることが見られた。

## 考察

介護保険制度でのケアマネジメントは、ケアマネジャーが中心となって実践される。ケアマネジメントにおけるケアマネジャーの主な役割は、利用者からの相談業務や介護支援サービスを利用するための連絡調整などである。利用者が効果的にサービスを利用できるように課題やニーズを聞き取り相談の上、支援を展開する。その支援の一つに相談業務があり、方法としてカウンセリングが試みられる。カウンセリングを実施する利用者は、様々な困難な状況に陥っている。病気の場合には投薬など医師の手による治療が必要だが、悩みの中には丁寧に話し相手になることにより、心の重荷が解放されて改善することが目標である。また、医学的処置だけでは逆効果になる場合も考えられる。本報告の結果からも、共起ネットワークではそのことが示唆されており、「抑うつ神経症」「傾聴」などを中心とした検索でも、カウンセリングが本人の落ち着きへと結びついた状況が理解された。ケアマネジメントにおいて様々な対人援助専門職が実施するカウンセリングは、傾聴や相談を通して本人の回復をはかる相談援助業務の一つだといえる。本報告の結果からも、実生活における利用者自身の心の中の苦痛や負担、あせりや苛立ちなどの問題に対応し、カウンセリングが自己成長することを促進している状況が推察された。

対応分析の結果にもあるように、日常生活で提供される各種サービスでもなかなか解決しがたい、不安状況に陥っている利用者には、医学的治療をはじめ他のサービスを併用しながら解決を図り、悩みにじっくりと向き合うことが求められる。さらに必要に応じて、そこでの関わりのある対人援助専門職が実践する相談業務の中で、対話を通して問題を整理していく。そうすることで、自己発見・自己成長を通して問題を解決していくカウンセリングが有効に機能するのではないかと推測された。

すぎた たかゆき

# 高校生の動機づけと学校適応感の関連

— 他律的動機づけに着目した性別による多母集団分析 —

○藤原優輝

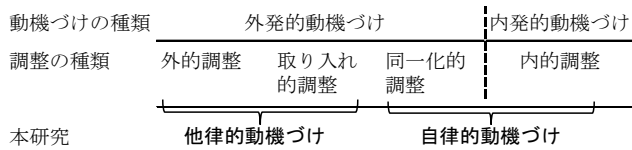
(京都大学高等研究院ヒト生物学高等研究拠点 ASHBi)

動機づけ, 学校適応感, 高校生, 性別

## 目的

「内発的動機づけ」が教育界では過度に神聖化されている(速水, 2019)。動機づけについて Deci & Ryan (2002) は, 自律性(価値の内化)の程度によってその概念を捉えている(Figure 1)。

Figure 1 Deci & Ryan (2002)の動機づけ概念と本研究での概念図



上図の自律的動機づけはその後の学習や成果, 適応と正の関連を示し, 他律的動機づけは負の関連を示すことが多数報告(Walls & Little, 2005 など)されている。しかし, 高校での諸活動では, 教師や保護者などからの外的な圧力によって動機づけられる(例「補習が嫌だから勉強する」)ことも多い。当該環境における適応を考えると, 諸活動への他律的動機づけは必ずしもネガティブな関連を示さない可能性がある。

そこで本研究では, 高校生を対象に動機づけと適応感の関連を検討する。なお, 動機づけと適応感のいずれも性差がある(大久保, 2005; Ratelle & Duchesne, 2014)ことが報告されており, 性別による多母集団で分析を行う。

## 方法

2024年2月のLHR時間にwebで調査を行った。私立高校1校の1, 2年生(男子151名, 女子208名)を対象に, 3領域(友人関係, 教師関係, 学習)の動機づけ, 青年用学校適応感尺度(大久保, 2005)を尋ねた。自律的な動機づけの項目は「〇〇はおもしろいから」や「意味のあることだから」など, 他律的な動機づけの項目は「まわりから言われるから」「不安だから」などを用いた。

## 結果

動機づけに関する質問の探索的因子分析の結果, 各領域で2因子ずつ, 合計6因子が抽出された。Figure 1に示したように, 外発性の高い「他律」的動機づけと内発性の高い「自律」的動機づけを各領域で命名した。学校適応感尺度は探索的因子分析の結果, 「居心地」「課題」「受容感」の3因子が抽出された。

次に動機づけ6因子が適応感3因子に影響を与えることを仮定したモデルの共分散構造分析を, 性別による多母集団分析で行った。有意なパスのみを残して行った推定結果をFigure 2に示す。適合度はGFI=.951, AGFI=.880, CFI=.966, RMSEA=.042であった。決定係数は, 下位因子による違いはあるものの, 性別による大きな違いはないと言えよう。以下, 特徴的な結果を3点述べる。

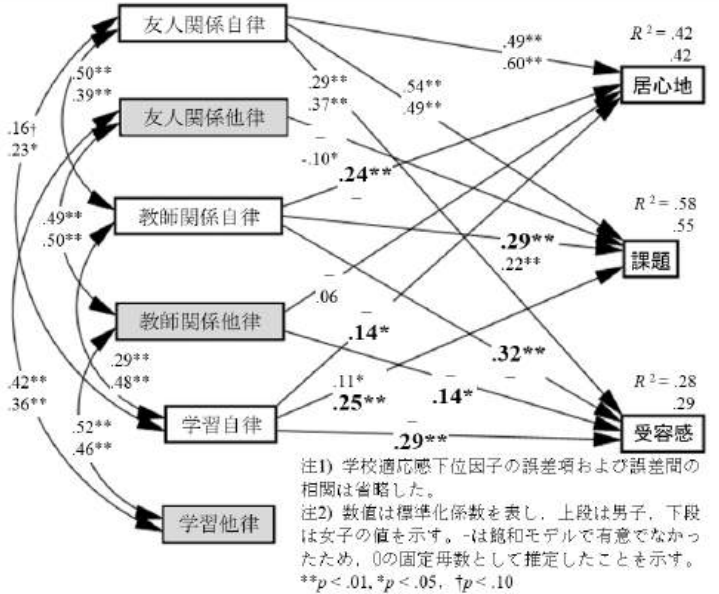
①性別によって有意なパスが異なる

男子: 「教師関係自律」から3本の有意な正のパス

女子: 「学習自律」から3本の有意な正のパス

②各他律的動機づけからの有意なパスは女子の2本のみ

Figure 2 性別ごとの推定結果



「教師関係他律」から「受容感」へのパスは正

③男女ともに「学習他律」から有意なパスなし

## 考察

結果①から, 性別によって動機づけと学校適応感の関連の機序に違いがあることが示唆された。友人関係領域の自律的動機づけが重要なことは共通しているが, 男子では対教師関係に, 女子では学習に興味や意味を見出せるような取り組みが必要である。

結果②, ③から, 高校生においては諸活動への動機づけが他律的であっても, 適応感と強い負の関連にはないことが示唆された。女子では, 不安感を払拭するなど動機づけられた対教師関係構築が受容感につながる可能性がある。また結果③は, 教師や保護者らの外的な圧力が高校生にとっては日常的であり, 受け入れた結果とも解釈できる。調査対象者を増やすなどさらなる調査が必要ではあるが, 高校生の他律的動機づけが学校適応感と負の関連にはないことが示唆されたことは新たな知見であろう。

## 引用文献

- Deci E. L., & Ryan R. M. 2002 *Handbook of Self-Determination Research*. University of Rochester Press.  
 速水敏彦 2019 内発的動機づけと自律的動機づけ 教育心理学の神話を問い直す 金子書房。  
 大久保智生 2005 青年の学校への適応感と... 教育心理学研究, 53, 307-319.  
 Ratelle C. F., & Duchesne S. 2014 Trajectories of... *Contemporary Educational Psychology*, 39, 388-400.  
 Walls, T. A., & Little, T. D. 2005 Relations Among... *Journal of Educational Psychology*, 97, 23-31.

(ふじわら ゆうき)