

# 教育テスト研究センター年報

- 論文 (Paper)
- 速報 (Rapid Report)
- 抄録本文 (Abstract Body)



◆ 論文 ◆

制御焦点がパフォーマンスに及ぼす影響 —目標達成の観点から—	外山 美樹 長峯 聖人 湯 立 肖 雨知 三和 秀平 相川 充	1
困難課題の遂行において自尊心は支えとなるか？ —顕在的・潜在的自尊心のバッファリング効果の検討—	稲垣 勉 澤海 崇文 相川 充	11
自己卑下呈示行動尺度作成の試み	上拾石 直人 稲垣 勉 澄川 采加	25

◆ 速報 ◆

チューリングテストによる AI と人の特徴分析の予備的研究	赤堀 侃司	33
高校生のソーシャルスキルをイラスト呈示で測定するテストの開発	酒井 智弘 澤海 崇文 能登 真澄 相川 充	37
基本的心理欲求支援が欲求充足を介して友人関係評価に及ぼす影響 —制御焦点に着目して—	三和 秀平 外山 美樹 長峯 聖人 湯 立 肖 雨知 相川 充	41
欲求支援行動が課題学習へのエンゲージメントに及ぼす影響 —制御焦点に着目して—	肖 雨知 外山 美樹 長峯 聖人 三和 秀平 湯 立 海沼 亮 相川 充	45

シャイな人が与える対人印象の実験的研究 ——質問紙での回答操作による検討——	-----	澤海 崇文 稲垣 勉 相川 充	49
全国規模の調査データによるシャイネスの年代差の検討 ——性別ごとの分析も含めて——	-----	澤海 崇文 稲垣 勉 相川 充	53
顕在的・潜在的シャイネスの不一致に関する検討 ——孤独感，攻撃性，主観的幸福感を指標として——	-----	稲垣 勉 澤海 崇文 相川 充	57
クリティカルシンキング検定試験の妥当性 —— 実験参加者のデータによる検討——	-----	若山 昇 宮澤 芳光 宇都 雅輝 植野 真臣	61
自己の映像を利用した英語プレゼンテーション改善に関する研究 ——ビデオ撮影の有無、および撮影者の反応の有無の比較——	-----	小林 輝美	65
有能感の4類型と返礼行動の関連——仮想型に注目して——	-----	澄川 采加 稲垣 勉	69
講義中のスマートフォンの自由な使用における学習者の意識と LINE 依存度との関係性	-----	宇宿 公紀	73
<b>◆ 抄録本文 ◆</b>			
マンガを利用した要約能力測定テストシステムのユーザビリティ評価実験	-----	竹内 俊彦	77
COIL 型英語教育の実証研究——Web 会議システム ZOOM と BYOD の活用——	-----	安西 弥生	78
読解問題における CBT を活用した思考過程の解析	-----	北澤 武	79
大学生のスマートフォンを用いたテキストメッセージングにおける感情伝達	-----	加藤 由樹 加藤 尚吾	80



# 制御焦点がパフォーマンスに及ぼす影響

## — 目標達成の観点から —

外山美樹<sup>1</sup> 長峯聖人<sup>2</sup> 湯立<sup>3</sup> 肖雨知<sup>4</sup> 三和秀平<sup>5</sup> 相川充<sup>6</sup>

<sup>1,2,3,4,5,6</sup> 教育テスト研究センター <sup>1,6</sup> 筑波大学人間系

<sup>2,3,4</sup> 筑波大学大学院人間総合科学研究科 <sup>5</sup> 関西外国語大学外国語学部

本研究の目的は、制御焦点と目標達成が後続課題のパフォーマンスに及ぼす影響を検討することであった。本研究では、一般的な認知課題を用いて、「先行課題での目標が未達成の状況では、促進焦点と防止焦点で後続課題のパフォーマンスに差はないが、目標が達成されている状況では、防止焦点は促進焦点よりも後続課題のパフォーマンスが低い」という仮説を検証した。本研究の実験参加者は、大学生 64 名であり、実験的に操作された状況としての制御焦点を用いた。本研究の結果より、仮説が支持された。すなわち、一般的な認知課題であっても、防止焦点は、ある目標が達成されると、後続課題のパフォーマンスが低いことが示された。本研究より、制御焦点とパフォーマンスの関連を検討する際には、複数の目標の中での当該目標のパフォーマンスについて検討していく必要性が示唆された。

キーワード：制御焦点，促進焦点，防止焦点，パフォーマンス，目標達成

## 1. 問題と目的

### 1.1 はじめに

動機づけ研究の領域では、長年、動機づけをどう区別するかが議論されてきた (Molden, Lee, & Higgins, 2008)。この流れの中で、近年注目されているのが、動機づけを促進焦点と防止焦点の軸で捉える制御焦点 (regulatory focus) である。

制御焦点理論では、特性としての制御焦点だけではなく、状況としての制御焦点を積極的に扱っている点、大きな特徴である。個人の特性を変容させることは容易なことではないが、状況としての制御焦点は操作・介入を行いやすいため、教育的な介入の可能性を広げることができる。

本研究は状況としての制御焦点を取り上げ、制御焦点がパフォーマンスに及ぼす影響について、目標達成の観点から検討することを目的にしている。

### 1.2 制御焦点理論

Higgins(1997)は、目標に対する志向性を特徴づける理論として、制御焦点理論(regulatory focus theory)を新たに提唱した。制御焦点理論では、人の目標志向性には、獲得の在に接近し、獲得の不在を回避するよう動機づけられ、理想や希望を実現することを目標とする促進焦点(promotion focus)と、損失の不在に接近し、損失の在を回避するよう動機づけられ、義務や責任を果たすことを目標とする防止焦点(prevention focus)の2つがあると仮定している。

ひとりの人間は促進焦点と防止焦点の両方の目標志向性を有しているが、どちらが優勢になるかは、置かれている状況によって異なる(Eitam, Miele, & Higgins, 2013; Higgins, 1997)。そこで、制御焦点に関する研究では、フレーミングやプライミングの手法を用いて、促進

焦点あるいは防止焦点を活性化させ、それによって発現する特徴について検討することが多い。

促進焦点あるいは防止焦点を活性化させるために、たとえば、基準を上回っていれば報酬を獲得することができるが上回っていなければ報酬を獲得することができないと教示する条件（促進焦点条件）と、基準を下回っていれば報酬を失うが下回っていなければ報酬を失うことはないと教示する条件（防止焦点条件）を設定したり（Rosenzweig & Miele, 2016; Shah, Higgins, & Friedman, 1998）、自己について考えさせる際に、理想自己を考えさせる条件（促進焦点条件）と義務自己を考えさせる条件（防止焦点条件）を設定したりする（Higgins, Idson, Freitas, Spiegel, & Molden, 2003）。このように、獲得や理想の状況あるいは損失や義務の状況を喚起させることによって、間接的に促進焦点か防止焦点を優勢的に活性化させる。

促進焦点と防止焦点のどちらも活性化されていない場合、促進焦点と防止焦点のどちらの傾向がより優位なのかを、尺度（e.g., Promotion / Prevention Focus Scale (Lockwood, Jordan, & Kunda, 2002); Regulatory Focus Questionnaire (Higgins et al., 2001)）によって判断する方法もある。この方法では、制御焦点を、個人差を反映する特性要因として捉えている。

人は望ましい目標の最終状態に向かって、状況や特性によって促進焦点か防止焦点かという質的に異なった志向を持つため、情報や評価に対する鋭敏さ、判断や推論の方略、目標遂行過程において、異なる心理的特徴を発現することが示されている（Molden et al., 2008）。

### 1.3 制御焦点と目標達成がパフォーマンスに及ぼす影響

促進焦点と防止焦点は、常にどちらかが優れたパフォーマンスを示すのではない。

たとえば、促進焦点は防止焦点よりも、速さや創造性課題のパフォーマンス（以下、創造的パフォーマンスとする）が優れている（Scholer & Higgins, 2012）。他方で、防止焦点は促進焦点よりも、正確さや分析的課題のパフォーマンスが優れている（Scholer & Higgins, 2012）。一般的な認知課題（e.g., アナグラム課題、計算課題）のパフォーマンスでは、両方で差が見られないことも報告されている（e.g., Shah et al., 1998）。

このように、どちらの制御焦点のパフォーマンスが優れているのか、あるいは両方で差がないのかは、課題のタイプによって異なることが報告されている。

また、制御焦点と創造的パフォーマンスの関連を扱った研究では、文脈を加味した検討が行われ始めている。Baas, De Dreu, & Nijstad (2011) は、制御完了（regulatory closure；目標が達成されている状態。ほかの諸研究との関連性を考慮して、以下「目標達成」と記す）／制御未完了（regulatory no-closure：目標が達成されていない状態。以下「目標未達成」と記す）という概念を用いて、制御焦点と創造的パフォーマンスの関連を検討した。Baas et al. (2011) では、創造性課題に取り組む前に別の先行課題を実験参加者に実施することによって、先行課題の目標達成／未達成の状況を操作した。その結果、促進焦点では、目標達成と目標未達成の両条件で創造的パフォーマンスに差は見られなかったが、防止焦点では、目標達成条件よりも、目標未達成条件の方が、創造的パフォーマンスが高かった。また、目標達成条件においては、促進焦点のほうが防止焦点よりも創造的パフォーマンスが高いが、目標未達成条件においては、促進焦点と防止焦点で創造的パフォーマンスに差は見られないことが示された。

促進焦点に動機づけられている個人は、獲得することに関心が高いため、リスクで大胆な行動（例えば、積極的に新奇な回答を検索する、ミスを恐れずに反応する）をとりやすく、防止焦点に動機づけられている個人は、損失を避けることに焦点が当てられているため、保守的で警戒的な行動（例えば、課題に粘り強く取り組む、ミスを恐れて正確に反

応する)をとりやすい (Crowe & Higgins, 1997; Hamstra, Bolderdijk, & Veldstra, 2011)。

新奇性と適切さ(実用さ)の両方を有するアイデアの産出ならびに洞察や問題解決の産出である創造活動 (Guilford, 1967; Hennessey & Amabile, 2010)には、柔軟的、流暢的、拡散的思考スタイル(以下、「柔軟な認知スタイル」とする)が必要となるため、そうした認知スタイルをとる促進焦点は、防止焦点よりも創造的パフォーマンスが優勢であることがこれまで示されてきた (Friedman & Förster, 2001, 2005)。しかし、近年、創造性研究 (De Dreu, Baas, & Nijstad, 2008)において、柔軟な認知スタイルとは別に、防止焦点がとるような、粘り強く、系統的な思考スタイル(以下、「持続的な認知スタイル」とする)も創造活動に寄与する可能性が提出された。そこでは、柔軟な認知スタイルと持続的な認知スタイルはともに独立して創造活動を高めるが、両者の違いは認知資源の消耗であることも指摘されている (De Dreu et al., 2008)。柔軟な認知スタイルは、必要とされる努力や認知資源が少なく、速くて効率的なスタイルであるのに対して、持続的な認知スタイルは、多くの努力、忍耐、速度の遅い処理と関連しており (De Dreu et al., 2008; Dietrich, 2004)、こうした認知スタイルは実行制御とワーキングメモリの容量が必要であるため、有限な認知資源をより多く消費することが指摘されている (Roskes, Elliot, Nijstad, & De Dreu, 2013)。そのため、これまで創造性課題が苦手であると考えられてきた防止焦点においては、促進焦点には必要のない認知資源を投入することによって動機づけを高め、根気強く持続的に課題に取り組むことができれば、促進焦点と同程度の高い創造的パフォーマンスを収めることができると考えられている (De Dreu et al., 2008)。たとえば、Roskes, De Dreu, & Nijstad (2012)やRoskes et al. (2013)は、創造性課題における自我関与や重要性を高めると、防止焦点も促進焦点と同様の創造的パフォーマンスを示すことを報告している。先に紹介したBaas et al. (2011)では、目標未達成条件では、促進焦点と防止焦点で創造的パフォーマンスに差は見られないことが示されたが、先行課題の目標が未達成のために動機づけが維持されるといったような状況では、防止焦点においても促進焦点と同程度の創造的パフォーマンスを示すことができる。

本研究では、Baas et al. (2011)の目標達成時と目標未達成時において防止焦点のパフォーマンスに差が見られた結果に対して、上記とは異なった解釈の可能性を提案したい。すなわち、Baas et al. (2011)の防止焦点によるパフォーマンスの結果は、目標達成時に比べて、目標未達成時に認知資源を投入したことによってパフォーマンスが高まったのではなく、目標達成時に意図的に認知資源を投入しなかったために、目標未達成時に比べてパフォーマンスが低くなったという可能性である。しかし、これまで防止焦点において不得手であると考えられてきた創造性課題のパフォーマンスを用いたならば、この可能性を検討することはできない。そこで、本研究では促進焦点と防止焦点で有利な差が見られない一般的な認知課題を用いて、上記の可能性を検討することにした。

Roskes et al. (2012, 2013)では、警戒的で粘り強い認知スタイルをとる防止焦点は、創造性課題が不得意であるが、認知資源を投入すれば防止焦点に不利な創造的パフォーマンスを補うことができることを指摘している。しかし、仮に、促進焦点と防止焦点でパフォーマンスに差は見られない課題でも、防止焦点においてはある目標を達成すると後続課題のパフォーマンスが低くなるという傾向が見られるならば、そのメカニズムはRoskes et al. (2012, 2013)の研究成果では説明できないことになるだろう。本研究ではそのメカニズムの説明として、1つの目標の達成が別の目標の追求に及ぼす影響を検討したFishbach, Dhar, & Zhang (2006)の知見を援用したい。

#### 1.4 1つの目標の達成が別の目標への追求に及ぼす影響

Fishbach et al. (2006)は、人は、上位目標を意識していない場合(具体的には、上位目



標を活性化させる実験手続を行っていない場合)では、1つの目標を達成すると、別の目標を追求しなくなることを示した。研究1では「1週間後に試験がある」という仮想場面を大学生に提示した後に、目標達成条件では「今日の昼間、あなたはたくさん勉強した」と教示し、目標未達成条件には「今日の昼間、あなたはいつも通りに勉強した」と教示した。そして、別の目標を追求しようとするか尋ねた。ここでは、夜の勉強時間をその指標とし、「夜、どのくらい勉強すると思うのか」を尋ねた。その結果、目標達成条件のほうが、目標未達成条件よりも有意に別の目標の追求が弱いことが示された。研究3では、目標達成条件(先行課題において、「あなたの成績は、他の人たちよりも優れていた」と教示)のほうが、目標未達成条件(先行課題において、「あなたの成績は、平均以下でした」と教示)よりも、後続の解決不可能な課題における従事時間が有意に短いことが示された。

Fishbach et al. (2006) は、1つの目標を達成すると、目標を完遂したという感覚が生じるため、目標からの解放を正当づけることにつながり、別の目標を追求しなくなる可能性を指摘している。Fishbach et al. (2006) の研究は、別の目標を追求するのかどうかを、結果(e.g., パフォーマンスや行動)ではなく動機づけの観点から検討したものであるが、この知見に鑑みると、Baas et al. (2011) の結果は、防止焦点においては、1つの目標が達成されることによって別の目標への追求の動機づけが低下し、その結果、後続課題のパフォーマンスが低下したが、他方、促進焦点においてはそのような傾向は見られなかったと解釈することが可能である。つまり、Fishbach et al. (2006) で示された、1つの目標が達成された場合の別の目標への追求の傾向は、制御焦点によって異なることが示唆される。

警戒的で慎重な持続的認知スタイルをとる防止焦点は、実行制御とワーキングメモリの容量が必要であるため、有限な認知資源を多く消耗する特徴がある(Roskes et al., 2013)。そのため、促進焦点に比べて、防止焦点は認知資源が不足することに対して敏感で、認知資源を投入する状況を慎重に選択することが示されている(外山他, 印刷中)。目標を達成した場合に未達成に比べて、防止焦点のパフォーマンスが低いというBaas et al. (2011) の結果は、目標を達成した後の課題は重要ではないため、防止焦点に動機づけられていると、当該課題に認知資源を投入する必要はないと意図していたことに起因する可能性が考えられる。ただし、Baas et al. (2011) の研究は、防止焦点に不利な創造性課題でのパフォーマンスを用いているため、こうした解釈の可能性を主張することは早計であろう。

## 1.5 本研究の目的

本研究では、上記の解釈の可能性を検討すべく、創造的パフォーマンスを指標とした場合に見られたBaas et al. (2011) の結果が、促進焦点と防止焦点の両方でパフォーマンスの有利さに差が見られない一般的な認知課題(e.g., アナグラム課題や計算課題(Shah et al., 1998))を用いた場合にも見られるのかどうかを確認することを目的とする。防止焦点に不利な創造性課題ではなく、促進焦点と防止焦点で有利な差が見られない一般的な認知課題を用いて検討することで、制御焦点とパフォーマンスの関係における目標達成の影響について、より深く検討することが可能になる。

制御焦点は、実験的に操作する、状況としての制御焦点を用いる。特性ではなく状況に焦点を当てるのは、冒頭で述べた通り、状況要因は教育的な介入を行いやすい要因だからである。パフォーマンスの指標は、制御焦点の両方で有利さに差はないことが示されている(e.g., 外山他, 2018) 計算課題を用いることにした。本研究の仮説は、以下の通りである。

一般的な認知課題を指標にした時にも、Baas et al. (2011) と同様の結果が得られる。すなわち、先行課題での目標が達成されている状況では、促進焦点よりも、防止焦点は後続課題のパフォーマンスが低い、目標が未達成の状況では、促進焦点と防止焦点で後続課

題のパフォーマンスに差はない。ならびに、防止焦点は、目標達成の時に、目標未達成時と比べてパフォーマンスが低い。

## 2. 方法

### 2.1 実験参加者

大学生 64 名（男子 30 名，女子 34 名）が実験に参加した。平均年齢（SD）は 19.83（1.30）であった。

### 2.2 実験計画

本実験は、制御焦点（促進焦点，防止焦点）と目標達成（達成，未達成）の 2 要因を独立変数とする実験参加者間計画であった。実験参加者 64 名を，16 名ずつ 4 条件（「促進焦点＋目標達成」，「促進焦点＋目標未達成」，「防止焦点＋目標達成」，「防止焦点＋目標未達成」）のいずれかに割り当てた。

### 2.3 実験課題と実験手続き

実験は 1 人ずつ実験室で行った。実験参加者に実験についての説明を十分に行い，同意書への署名を求めた。なお，実験参加者には，本実験では，創造性を測定する課題を実施すると説明した。

まず，制御焦点の操作を行った後に，課題 1 を実施した。課題 1 は，拡散的洞察課題（Unusual Use Test (Guilford, 1967)；以下，UUT とする）を用いた。UUT は，日常で使うモノの通常とは異なる使い方をできるだけ多く回答するもので，創造性の拡散的思考を測定する課題として使用されている。山岡・湯川（2017）に準拠し，例題として「レンガ」（回答時間は 30 秒），本題として「靴下」と「缶詰の缶」（回答時間はそれぞれ 2 分間）を出題した。

課題 1 が終了した後で，本実験には関係のない質問紙に回答してもらった。その質問紙を実験参加者に渡す前に，質問紙に回答している間に実験者が実験課題の採点を行うこと（実際は，採点を行っているふりをした），質問紙回答後に結果をフィードバックする旨を伝えた。その後，目標達成の操作を行った。

続いて，課題 2 を実施した。実施する前に実験参加者に，創造性とは異なる課題であるが，著者らが開発している知能検査の予備実験の課題を実施し，課題終了後に成績をフィードバックすると伝えた。

課題 2 は，佐藤（2003）の計算課題を用いた。この計算課題は，不完全な不等式の左辺の数字の間（問題文には□で記されている）に 4 種類の演算子（+，-，×，÷）のいずれかを当てはめて等式を成立させる課題である（e.g.,  $1 \square 5 \square 7 \square 4 = 8$ ）。佐藤（2003）より 20 問を選択した。なお，予備調査（ $n=20$ ）を実施し，促進焦点と防止焦点でパフォーマンスに差がみられないことを確認した。制限時間は，予備調査の結果をもとに，制限時間内に全問解くことができない 10 分とした。課題のやり方を説明し，例題を遂行させ，やり方を理解していることを確認した上で本課題を実施した。本研究では，別の目標の追求を示す指標として，パフォーマンス（計算課題の正答数）を用いた。

課題 2 が終わった後，実験操作のチェックを口頭で行った。具体的には，制御焦点の操作と目標達成の操作として用いた教示を，実験参加者に再生してもらった。

実験終了後，デブリーフィングとして実験の目的を伝え，デブリーフィング後の同意書の記入を求め，謝礼として 500 円のクオカードを渡し，すべての実験を終了した。なお，研究の実施にあたっては，筑波大学人間系研究倫理委員会の承認を得た（課題番号：筑 29-52）。

### 2.4 制御焦点の操作

実験参加者は、促進焦点条件、防止焦点条件のいずれかに割り当てられた。促進焦点条件 ( $n=32$ ) では、実験参加者の課題 1 の成績が、一般大学生の平均以上 (上位 50%以内) の成績に入るように教示し、防止焦点条件 ( $n=32$ ) では、実験参加者の課題 1 の成績が、一般大学生の平均以下 (下位 50%以内) の成績に入らないように教示した。目指す目標は同じであっても、促進焦点条件では獲得に、防止焦点条件では損失に焦点が当てられている。こうした方法は、制御焦点の活性化の有効な手法として用いられている (e.g., Rosenzweig & Miele, 2016; Shah et al., 1998)。

## 2.5 目標達成の操作

課題 1 終了後に、促進焦点、防止焦点条件別に、目標達成の操作を行った。促進焦点条件では、目標達成は「平均以上に入ることができた」、目標未達成は「平均以上に入ることができなかった」と教示を行った。防止焦点条件では、目標達成は「平均以下に入ることが回避できた」、目標未達成は「平均以下に入ることが回避できなかった」と教示した。

## 3. 結果

制御焦点の操作ならびに目標の達成の操作で用いた教示を間違えて理解していた実験参加者は、誰もいなかった。

制御焦点 (促進焦点、防止焦点) と目標達成 (達成、未達成) を独立変数、課題 2 のパフォーマンス得点を従属変数とする 2 要因分散分析を行った。その結果、制御焦点の主効果 ( $F(1,60)=3.77, p=.06, \eta^2_p=.06$ ) が有意傾向、交互作用 ( $F(1,60)=5.34, p=.02, \eta^2_p=.08$ ) が有意となった。目標達成の主効果 ( $F(1,60)=0.40, p=.53, \eta^2_p=.01$ ) は有意とならなかった。

単純主効果検定を行ったところ、制御焦点の単純主効果は、目標達成条件で有意となり ( $F(1,60)=9.33, p=.00, \eta^2_p=.14$ )、促進焦点条件 ( $M=13.00, SD=4.03$ ) が防止焦点条件 ( $M=8.88, SD=3.48$ ) よりもパフォーマンス得点が高かった。一方、目標未達成条件では有意とならなかった ( $F(1,60)=0.07, p=.80, \eta^2_p=.00$ )。

目標達成の単純主効果は、促進焦点条件では有意とならなかった ( $F(1,60)=1.45, p=.23, \eta^2_p=.02$ ) が、防止焦点条件で有意となり ( $F(1,60)=4.21, p=.04, \eta^2_p=.07$ )、目標達成条件 ( $M=8.88, SD=3.48$ ) よりも、目標未達成条件 ( $M=11.73, SD=4.08$ ) において、パフォーマンス得点が高かった。結果を Figure 1 に示した。

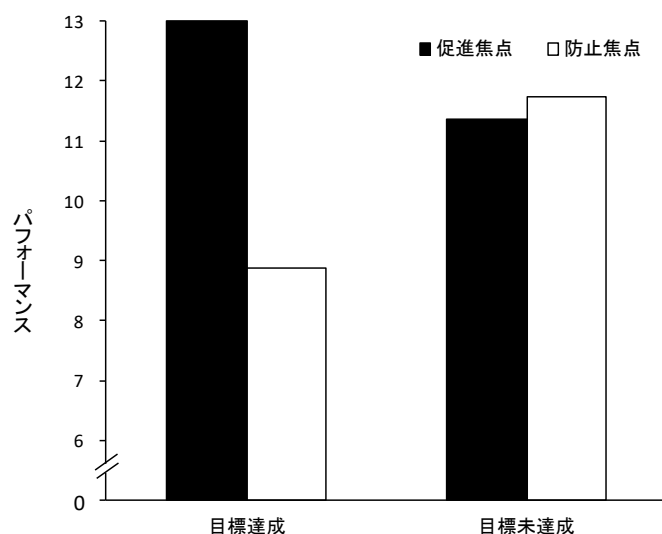


Figure 1. 制御焦点 (促進 v.s. 防止) と目標達成 (達成 v.s. 未達成) がパフォーマンスに及ぼす影響

#### 4. 考察

本研究は、制御焦点と目標達成が後続課題のパフォーマンスに及ぼす影響について検討したものである。具体的には、目標を達成すると防止焦点の創造的パフォーマンスが低下するという Baas et al. (2011) の結果に対して、促進焦点と防止焦点のパフォーマンスにおいて差が見られない一般的な認知課題である計算課題を用いた場合にも同様の結果が見られるのかどうかを検討した。

本研究の結果より、計算課題のパフォーマンスを指標にした場合においても、防止焦点は、先行課題の目標が達成されると、後続課題のパフォーマンスが低いことが示され、仮説が支持された。

目標が未達成の状況では、促進焦点と防止焦点で後続課題のパフォーマンスに差はないが、目標が達成されている状況では、防止焦点は促進焦点よりも後続課題のパフォーマンスが低いという本研究の結果は、Baas et al. (2011) と同様であるが、そのメカニズムは異なるだろう。Baas et al. (2011) は、防止焦点に不得意な創造性課題を用いて、目標達成と未達成の効果を検討したものであり、促進焦点よりも、防止焦点は創造的パフォーマンスが低い、目標が未達成であるという動機づけが維持されるような状況においては、防止焦点においても促進焦点と同程度の創造的パフォーマンスを示すことを実証したものである。これに対して本研究は、促進焦点と防止焦点でパフォーマンスに差は見られない一般的な認知課題において、防止焦点は先行課題の目標を達成するとパフォーマンスが低くなるという結果を示した。警戒的で慎重な処理スタイルをとる防止焦点は、有限な認知資源を多く消費する特徴があるため、認知資源が不足することに対して敏感で、認知資源を投入する状況を慎重に選択する必要がある (Roskes et al., 2013)。そこで、防止焦点に動機づけられている人は、目標を達成した後の課題は重要ではないため、当該課題に認知資源を投入する必要はないと意図していたと考えられる。その結果、目標が達成されている状況では未達成時に比べて、パフォーマンスが低下したのだろう。

他方、探索的で柔軟な処理スタイルをとる促進焦点では、認知資源を温存する必要はなく、目標の達成の有無にかかわらず、いわば無差別的に認知資源を投入するものと考えられる。そのため、目標達成後においても後続課題のパフォーマンスは維持されやすいと考えられる。本研究では、認知資源の温存の意図については測定していないため、今後は、制御焦点による認知資源の温存の意図の違いがパフォーマンスに及ぼす影響について詳細に検討することが望まれる。

「問題」で述べた通り、目標追求の研究 (Fishbach et al., 2006) では、1つの目標を達成すると未達成の時と比べて、別の目標を追求しなくなることが示されているが、本研究の結果は、1つの目標が達成された場合の別の目標への追求の傾向は、制御焦点によって異なることを示した。近年の目標に関する研究では、これまでの研究が1つの目標しか扱ってこなかったことを問題視し (Fishbach et al., 2006)、複数の目標をどのように人が評価し、選択するのかについて焦点が当てられるようになってきた (Kruglanski et al., 2002; Shah & Kruglanski, 2003)。目標間の目標追求のプロセスについては、Fishbach et al. (2006) を除いてこれまで検討されることは少なかったが、一般に人は同時にたくさんの目標を抱えているため、目標間のバランス (cf. Dhar & Simonson, 1999; Fishbach & Dhar, 2005) の中で目標追求を考えていかなければならない。本研究は、1つの目標が達成された時と達成されていない時における後続課題のパフォーマンスが、制御焦点によって異なることを示した点において、目標追求の研究に対しても一定の学術的貢献を与えるものと考えられる。

今後も、制御焦点とパフォーマンスの関連を検討する際には、複数の目標 (課題) の中で当該目標 (課題) のパフォーマンスについて検討していく必要があるだろう。また、

競合する目標間の目標追求プロセスについても、今後検討していく必要がある。

最後に、本研究の限界を述べる。本研究では状況としての制御焦点しか扱っていない。既述した通り、制御焦点には、本研究で扱った状況としての制御焦点のほかに、特性としての制御焦点がある。制御焦点は状況的なものとして扱う場合と特性的なものとして扱う場合の2通りが存在し (e.g., Rosenzweig & Miele, 2016), 両者の結果が一致していることをもって結果の頑健性を示すことが多い。したがって今後、特性的な制御焦点を扱った場合にも、本研究と同様の知見が得られれば、本研究で得られた結果は一般化できるであろう。

## 謝辞

実験の実施にあたり、筑波大学人間学群心理学類（所属は当時）の井上拓哉さんの協力を得た。心より感謝申し上げます。また、実験にご協力いただいたすべての方々に、厚く御礼申し上げます。

## 引用文献

- Baas, M., De Dreu, C.K.W., & Nijstad, B.A. (2011) When prevention promotes creativity: The role of mood, regulatory focus, and regulatory closure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 100:794-809.
- Crowe, E., & Higgins, E. T. (1997) Regulatory focus and strategic inclinations: Promotion and prevention in decision-making. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 69: 117-132.
- De Dreu, C.K.W., Baas, M., & Nijstad, B.A. (2008) Hedonic tone and activation level in the mood-creativity link: Toward a dual pathway to creativity model. *Journal on Personality and Social Psychology*, 94:739-756.
- Dhar, R., & Simonson, I. (1999) Making complementary choices in consumption episodes: Highlighting versus balancing. *Journal of Marketing Research*, 36:29-44.
- Dietrich, A. (2004) The cognitive neuroscience of creativity. *Psychonomic Bulletin and Review*. 11:1011-1026.
- Eitam, B., Miele, D.B., & Higgins, E.T. (2013) Motivated remembering: Remembering as accessibility and accessibility as motivational relevance. In D.E. Carlston (Ed.), *The Oxford Handbook of Social Cognition* (pp. 463-475). New York, NY: Oxford University Press.
- Fishbach, A., & Dhar R. (2005) Goals as excuses or guides: The liberating effect of perceived goal progress on choice. *Journal of Consumer Research*, 32:370-377.
- Fishbach, A., Dhar R., & Zhang, Y. (2006) Subgoals as substitutes or complements: The role of goal accessibility. *Journal of Personality and Social Psychology*, 91:232-242.
- Friedman, R. S., & Förster, J. (2001) The effects of promotion and prevention cues on creativity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81:1001-1013.
- Friedman, R. S., & Förster, J. (2005) Effects of motivational cues on perceptual asymmetry: implications for creativity and analytical problem solving. *Journal of Personality and Social Psychology*, 88:263-275.
- Guilford, J. P. (1967) *The nature of human intelligence*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Hamstra, M. R., Bolderdijk, J. W., & Veldstra, J. L. (2011) Everyday risk taking as a function of regulatory focus. *Journal of Research in Personality*, 45:134-137.
- Hennessey, B.A. and Amabile, T.M. (2010) Creativity. *Annual Review of Psychology*, 61:569-598.

- Higgins, E.T. (1997) Beyond pleasure and pain. *American Psychologist*, 52:1280-1300.
- Higgins, E.T., Friedman, R.S., Harlow, R.E., Idson, L.C., Ayduk, O.N., & Taylor, A. (2001) Achievement orientations from subjective histories of success: Promotion pride versus prevention pride. *European Journal of Social Psychology*, 31:3-23.
- Higgins, E.T., Idson, L.C., Freitas, A.L., Spiegel, S., & Molden, D.C. (2003) Transfer of value from fit. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84:1140-1153.
- Kruglanski, A. W., Shah, J.Y., Fishbach, A., Friedman, R., Chun, W.Y., & Sleeth-Keppler, D. (2002) A theory of goal system. In M.P. Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (vol.34, pp. 331-378). SanDiego, CA: Academic Press.
- Lockwood, P., Jordan, C. H., & Kunda, Z. (2002) Motivation by positive or negative role models: Regulatory focus determines who will best inspire us. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83:854-864.
- Molden, D.C., Lee, A.Y., & Higgins, E.T. (2008) Motivations for promotion and prevention. In J. Shah, & W. Gardner (Eds.), *Handbook of motivation science* (pp. 169-189). New York: Guilford Press.
- Rosenzweig, E.Q., & Miele, D.B. (2016) Do you have an opportunity or an obligation to score well?; The influence of regulatory focus on academic test performance. *Learning and Individual Differences*, 45:114-127.
- Roskes, M., De Dreu, C. K. W., & Nijstad, B. A. (2012) Necessity is the mother of invention: Avoidance motivation stimulates creativity through cognitive effort. *Journal of Personality and Social Psychology*, 103:242-256.
- Roskes, M., Elliot, A. J., Nijstad, B. A., & De Dreu, C. K. (2013) Time pressure undermines performance more under avoidance than approach motivation. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 39:803-813.
- 佐藤 雄 (2003) 集団での学習性無力感実験における統制不可能性の検討 日本健康心理学会第 16 回大会発表論文集, 156-157.
- Scholer, A.A., & Higgins, E.T. (2012) Too much of a good thing? Trade-offs in promotion and prevention focus. In R. M. Ryan (Ed), *The oxford handbook of human motivation* (pp.65-84). New York: Oxford University Press.
- Shah, J.Y., Higgins, E.T., & Friedman, R. (1998) Performance incentives and means: How regulatory focus influences goal attainment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74:285-293.
- Shah, J.Y., & Kruglanski, A.W. (2003) When opportunity knocks: Bottom-up priming of goals by means and its effects on self-regulation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84:1109-1122.
- 外山 美樹・湯 立・長峯 聖人・黒住 嶺・三和 秀平・相川 充 (2018) 制御焦点がパフォーマンスに及ぼす影響—学習性無力感パラダイムを用いた実験的検討— 教育心理学研究, 66:287-299.
- 外山 美樹・湯 立・長峯 聖人・三和 秀平・相川 充 (印刷中) 防止焦点は認知資源の温存効果に優れているのか? 心理学研究
- 山岡 明奈・湯川 進太郎 (2017) マインドワンダリングおよびアウェアネスと創造性の関連 社会心理学研究, 32:151-162.

外山 美樹, 長峯 聖人, 湯 立, 肖 雨知, 三和 秀平, 相川 充

## 困難課題の遂行において自尊心は支えとなるか？

### —顕在的・潜在的自尊心のバッファリング効果の検討—<sup>1</sup>

稲垣 勉<sup>1,2</sup> 澤海 崇文<sup>1,3</sup> 相川 充<sup>1,4</sup>

<sup>1</sup>教育テスト研究センター <sup>2</sup>鹿児島大学 <sup>3</sup>流通経済大学 <sup>4</sup>筑波大学

人は、自尊心が脅かされるような困難な課題に直面しても、潜在的自尊心 (Implicit Self-Esteem) が高ければ、それがバッファとして機能するためにネガティブな感情が生じにくいことが先行研究において示されている (Fujii, Sawaumi, & Aikawa, 2014; Greenwald & Farnham, 2000 など)。本研究は、これらの先行研究に基づき、潜在的自尊心のバッファリング効果に関する知見を加えるために検討を行った。また、潜在的自尊心の指標には複数のものが挙げられているため、本研究では3つの潜在的自尊心の指標を取り上げ、それらの相関関係も検討した。62名の大学生・大学院生を対象に実験を行った結果、潜在的自尊心および顕在的自尊心のバッファリング効果と言える結果は見出されなかった。本研究で用いたアナグラム課題が自尊心の脅威として機能したか否かには疑問が残るため、この点を踏まえた再検討が必要と考えられる。また、本研究で取り上げた3つの潜在的自尊心の指標について、その得点の高さは先行研究と一致していたが、各指標間の相関係数はいずれも有意でなかった。

**キーワード：**自尊心、バッファリング効果、Implicit Association Test、ネームレター課題、氏名の選好

#### 1. 問題と目的

自尊心 (Self-Esteem; 以下 SE) は、自己に対する肯定的または否定的な態度 (Rosenberg, 1965) と定義され、種々の先行研究において心理的健康に関わる諸指標と関連することが繰り返し示されてきた。たとえば、SE の高さは抑うつ・不安、孤独感などのネガティブな感情とは負の相関がある一方、人生に対する満足感といったポジティブな感情とは正の相関があると報告されている (藤井, 2013, 2014; 伊藤・小玉, 2005)。

**1.1 SE の測定方法** 従来から SE の測定には自己報告式の尺度 (e.g., Rosenberg, 1965; 山本・松井・山成, 1982 など) が用いられてきたが、近年は内省を伴わない測定法の使用も盛んになっている。このような、自ら意識することが困難な潜在的 SE (Implicit SE; 以下 ISE) の測定法の中で多用されている手法の一つが、Implicit Association Test (Greenwald, McGhee, & Schwartz, 1998; 以下 IAT) である。ISE を測定する IAT は、「自己」と「快い」という概念間の連合強度と、「自己」と「不快な」という概念間の連合強度の差を ISE の指標とするものである (手続きについては方法の箇所述べる)。IAT の得点の他にも、ISE の指標にはアルファベットの好みの程度を指標とするネームレター課題 (Name Letter Task; Nuttin, 1985) の得点や、自分の氏名を好む程度を指標とする氏名の選好尺度 (Gebauer,

<sup>1</sup> 本研究は、教育テスト研究センター年報3巻に掲載された「潜在的自尊心のバッファリング効果の検討—困難課題後の感情を指標として— (速報)」および日本社会心理学会第59回大会において発表された「潜在的自尊心を測定する尺度間の相関関係の検討」(いずれも  $n = 37$ ) に新たなデータを加え、再分析を行ったものである。本研究の主題であるバッファリング効果の検討にあたって、中程度の効果量 ( $f^2 = 0.15$ )、有意水準 0.05 および検定力 0.80 を満たすサンプルサイズは 55 であった。そこで、本研究ではこれを満たすよう 62名のデータを収集した。このデータによる分析結果を最終報告とする。



Riketta, Broemer, & Maio, 2008) の得点などがある。こうした間接的な測定法を用いる研究では、自己報告などによって直接的に測定する SE を顕在的 SE (Explicit SE; 以下 ESE) と呼び、対比させることが多い。

**1.2 ISE の機能** 潜在的測定法で測定される ISE は、どのような機能を持つのだろうか。先行研究では、自身の SE が脅かされるような事態において ISE はその脅威を低減するバッファ (緩衝材) として機能することが示されている (Fujii et al., 2014; Greenwald & Farnham, 2000; 稲垣(藤井)・大浦・松尾・島・福井, 2017)。このことは、自ら意識することが可能な ESE のみならず、ISE を育む介入プログラムの重要性を示している (原島・小口, 2007)。

先行研究を概観すると、Greenwald & Farnham (2000) は、参加者に 60 名分の氏名が掲載されたリストを提示し、その中から有名人の名前を探してもらうという課題を実施した。リストには 20 名分の有名人の名前が記されているが、難課題群に提示されるリストには、著名な人物の名前に似せた架空の人物の名前も多数記載されており、誤って架空の人たちの名前が有名人の名前であると回答してしまう (すなわち、課題に失敗する) 可能性が高いものであった。

参加者が有名人の名前を同定する作業を終えたのち、正答のリスト (20 個) を提示し、参加者に各自の正解数をカウントしてもらった。この作業を通じて、難課題群と易課題群の参加者は自身のミスの個数を把握できるようになり、特に難課題群の参加者はミスが多いことを自覚することになる。その後、課題の成功の認知や気分 (mood) などを測定する尺度に回答した。一連の分析の結果、課題の重要性の認知 (今回行った課題で測定される能力の重要性の認知) および後続の課題への動機づけ (もう一度同じ課題を行うとしたら、何問正解したいか) に対して、群と ISE (IAT 得点) の交互作用が観察された。難課題群の参加者は、ISE が高いほど課題の重要性の認知が高く、後続の課題に動機づけられていた。特に後続の課題に対する動機づけが高かったことは、高い ISE を持つことによるポジティブな効果と言えるだろう。

また Fujii et al. (2014) は、Greenwald & Farnham (2000) と類似した実験の枠組みを採用しつつ、日常の学習場面に近い実用英語技能検定 (以下、英検) の問題を用いて実験を行った。この研究では、参加者の ESE と ISE を測定したのち、英検の問題を 12 問実施した。難課題群・易課題群に共通して、12 問のうち 4 問は英検準 2 級の問題を使用し、残りの 8 問は難課題群には英検 1 級の問題、易課題群には英検 2 級の問題をそれぞれ使用した。この課題遂行後に測定した「自分は頭が悪い」といったネガティブな達成関連感情である「無能感」に対し、群と ISE (IAT 得点) の交互作用が見られ、難課題群の参加者は ISE が高いほど無能感の得点が低かった。無能感は失敗の原因を能力や適性に求めることで生じやすく、無能感の高さは後続の学習行動を抑制する (奈須, 1990) ことから、ISE が無能感を抑制することは望ましいことと考えられる。

次いで稲垣 (藤井) 他 (2017) は、社会的排斥を受けた際に生起するネガティブな気分に対し、ISE はその生起を抑制する効果があることを報告している。具体的には、サイバースポーツ課題 (Williams, Cheung, & Choi, 2000)<sup>2</sup>によって社会的排斥を受けた参加者の中でも、ISE (IAT 得点) が高い者は、ISE が低い者と比してネガティブな気分を低く報告し

<sup>2</sup> サイバースポーツ課題は、ボールス課題をコンピュータ上で実施できるように Williams et al. (2000) が開発したものである。この課題では、参加者と「他の参加者」2名の3人でボールのパス回しをコンピュータの画面上で行う。参加者には、「他の参加者」2名はインターネットで接続された別の場所から、参加者と同様にコンピュータを用いて接続していると説明されるが、実際に「他の参加者」は存在しない。ボールのパス回しが始めると、初めのうち参加者にもボールが回ってくるものの、途中からは「他の参加者」2名のみボールをやり取りするようになり、参加者は疎外された状態になる。

ていた。このことは、他者から排斥されるという、自身の SE が脅威に曝される状況においても、ISE が高ければ乗り越えることができる可能性を示す結果と考えられる。

このように、ISE の高さは、ネガティブな感情や気分の生起を抑制したり、後続の課題への動機づけを維持したりするなど、自尊心への脅威に対して、いわゆるバッファとして機能することが示されている。ただし、たとえば Fujii et al. (2014) において無能感と同時に測定した後悔や後続課題への動機づけなどにおいては交互作用は見出されず、こうしたバッファリング効果が安定して観察されるとは言い難い。その背景には、ISE のバッファリング効果を検討している研究が少ないことも原因として考えられることから、知見の蓄積が必要であると思われる。

**1.3 本研究の目的** 上記を踏まえて、本研究は ISE のバッファリング効果に関する知見を新たに加えることを目的として、SE が脅かされるような困難な課題を経験した際、ISE が高ければネガティブな影響は低減されるのか否かを検討する。

Fujii et al. (2014) では、難課題として英検の問題を使用していたが、多くの参加者が普段から英検（もしくはそれに準ずる）の問題に触れているとは考えにくく、この問題の出来が参加者の SE を脅かすようなものであったかについては議論の余地がある。この点に関連して、Fujii et al. (2014) では、「今回取り組んだ課題が、自身にとってどの程度重要であったか」を問う課題の重要性の認知の得点について、易課題群 ( $M = 2.90$ ) より難課題群 ( $M = 2.29$ ) の方が課題の重要性の認知を低く報告していた。このように、課題の難易度を操作するのみでは、参加者の自我関与を高めるのは難しいと考えられる。また、Fujii et al. (2014) は、実験の中で英語の問題を解くということを事前に参加者に知らせておらず、普段あまり馴染みのない英語の問題を解くことを唐突に告げられた参加者の中には、戸惑ったりやる気を持てなかったりした者もいたかもしれない。

こうした点を踏まえ、本研究では2つの工夫を加えた。まず、課題は英検の問題ではなく、5つの文字を並び替えるアナグラム課題 (e.g., とりはやち, おなゆんき) を使用することにした。その理由は、英検の問題と比して、初見でも「解ける可能性」があると認知されやすく、やる気が出やすいと考えたためである。2つ目の工夫は、課題を実施する前に、当該課題の診断性に関する情報を教示するよう変更した点である。具体的には、課題の実施前に「当該課題の成績は、学業や就職活動における成功と関連がある」という内容を教示し、参加者の自我関与を高めるとともに、失敗時に自尊心に脅威を与えることを期した。

また、本研究では ISE のみならず ESE がバッファとして機能するか否かも検討することとする。Greenwald & Farnham (2000) では、成功の認知（課題後に提示される正答をもとに、自分がどの程度課題に成功したかを評定した値）に対して、群と ESE 尺度の得点の交互作用が見られ、難課題群の参加者において、ESE が高いほど成功の認知が高いことが示された。その他、ESE が高い場合、課題の難易度にかかわらず課題後のポジティブ感情も高いという結果も報告されているが、ISE にはこうした主効果は観察されていない。本研究では、ISE に加えて ESE も測定し、困難な課題を実施した後に生起する感情や、後続課題への動機づけへの影響がみられるか否かを検討することとする。

**1.4 補足的な検討** 上記に加えて、本研究では ISE の測定指標についても検討を行う。ISE の測定には上述の IAT が用いられることが多いが、先述のとおり、IAT 以外にもネームレター課題や氏名の選好尺度などが使用されることもある。ネームレター課題は、26種類のアルファベットに対する好みの程度を測定し、回答者自身の名前前のイニシャルに含まれるアルファベットの好みと、それ以外のアルファベットの好みの平均値の差得点を ISE の指標とする。このネームレター課題得点と IAT 得点はどちらも安定性を有し (Bosson,

Swann, & Pennebaker, 2000), 多くの先行研究において繰り返し使用されている。

しかし, IAT 得点とネームレター課題得点は, ともに ISE の指標とされているにもかかわらず, 有意な相関を示さないことが繰り返し報告されている (Bosson et al., 2000; Gebauer et al., 2008)。ISE の指標として IAT 得点を用いた研究も, ネームレター課題得点を用いた研究も, 従属変数に対して同様の結果のパターンを示す (e.g., 藤井, 2014; 原島・小口, 2007; Creemers, Scholte, Engels, Prinstein, & Wiers, 2012; 2013) もの, IAT 得点とネームレター課題得点の相関の低さは, 検討すべき課題である。こうした議論を受けて近年, Gebauer et al. (2008) は, 回答者自身の氏名の選好の程度を ISE の指標とすることを提案した。彼らによると, 「自分のフルネームがどの程度好きか」という質問項目への回答と, IAT 得点やネームレター課題得点は, いずれも正相関を示した。すなわち, 回答者自身の氏名の選好尺度は, IAT やネームレター課題を用いて測定する ISE とある程度共通する「全般的な SE (General SE)」を測定していると述べられている。

こうした結果が本邦においても観察されるのであれば, 測定や得点の算出に一定の手間がかかる IAT やネームレター課題ではなく, 氏名の選好の程度を ISE の指標とすることで, その測定が容易になる。また, 複数の ISE の指標を組み合わせて用いることで, 測定誤差の影響を減らすことも可能になるだろう。

そこで本研究では, 参加者に対し IAT, ネームレター課題, 氏名の選好という 3 つの方法を用いて ISE を測定し, それぞれの得点の相関関係についても報告する。ただし, ISE のバッファリング効果の検討にあたっては, 先行研究 (Fujii et al., 2014; Greenwald & Farnham, 2000) と比較するために IAT 得点のみを ISE の指標として分析し, その結果を報告する。

## 2. 方法

**2.1 参加者** 九州地方の国立大学に通う大学生・大学院生 62 名 (男性 19 名, 女性 43 名, 平均年齢 20.97 歳,  $SD = 1.24$ ) が実験に参加した。

**2.2 材料** 本研究では, 以下の材料を用いた。

(a) SE-IAT ISE を測定するため, 藤井・澤海・相川 (2014) および藤井・上淵 (2010) で使用された SE-IAT を使用した。SE-IAT の手続きおよびカテゴリー語・属性語・刺激語を表 1, 2 に示す。

ブロック 1 (カテゴリー弁別課題) では, 画面中央に呈示された刺激語が, 画面の左側, もしくは右側に表示された「自己」と「他者」のターゲット概念のどちらに属するかを分類するよう求めた。この際, 参加者にはそれぞれ左右のターゲット概念に対応する二つのキー (左側に分類する際は「F」キー, 右側に分類する際は「J」キー) を押下して分類するよう求めた。ブロック 2 (属性弁別課題) では, 呈示された「快い—不快な」の属性概念のどちらに属するかを分類を求めた。ブロック 3 (組み合わせ課題 1) およびブロック 4 (組み合わせ課題 2) は, ブロック 1 とブロック 2 を組み合わせさせた課題に回答を求めた。画面左側に「自己」と「快い」が, 画面右側に「他者」と「不快な」がそれぞれ呈示され, ブロック 1 とブロック 2 において呈示された刺激語の分類を求めた。ブロック 5 (逆カテゴリー弁別課題) では, ブロック 1 の「自己—他者」の位置を逆にした課題への回答を求めた。ブロック 6 (逆組み合わせ課題 1) およびブロック 7 (逆組み合わせ課題 2) は, ブロック 3, 4 とは組み合わせが逆になった課題を実施した。具体的には, 画面左側に「他者」と「快い」が, 画面右側に「自己」と「不快な」がそれぞれ呈示される課題を実施した。また, 組み合わせ課題と逆組み合わせ課題の実施順序は, 参加者ごとにカウンターバランスをとった。

表 1 SE-IAT の手続き (ブロック構成)

ブロック	内容	詳細	試行数
1	カテゴリー	自己－他者	20
2	属性	快い－不快な	20
3	組み合わせ 1	自己+快い－他者+不快な	20
4	組み合わせ 1	自己+快い－他者+不快な	40
5	カテゴリー	他者－自己	20
6	組み合わせ 2	他者+快い－自己+不快な	20
7	組み合わせ 2	他者+快い－自己+不快な	40

表 2 SE-IAT のカテゴリー語・属性語および刺激語<sup>3</sup>

自己	他者	快い	不快な
自分	友人	うれしい	汚い
自身	知人	幸せな	残忍な
私	他人	気持ちいい	気持ち悪い
我々	知り合い	元気な	苦痛な
わたくし	ともだち	素晴らしい	落ち込む

注) 上段はカテゴリー語および属性語, 下段は刺激語を示す。

(b) ネームレター課題 Nuttin (1985) によって提案された, 実験参加者自身の氏名のイニシャルに含まれるアルファベットの好みの程度を ISE の指標とする尺度である。日本人のイニシャルには含まれないと考えられる L, P, Q, V, X を除いた 21 項目の好みについて, それぞれ 5 件法 (1: とても嫌い—5: とても好き) で回答を求めた。

(c) 氏名の選好尺度 Gebauer et al. (2008) によって提案された, 実験参加者自身の氏名の好みの程度を ISE の指標とする尺度である。当該尺度を翻訳して使用した藤井・澤海・相川 (2016) と同様, 姓の好み, 名前の好み, フルネームの好みについて, 9 件法 (1: とても嫌い—9: とても好き) でそれぞれ回答を求めた。

(d) ESE 尺度 ESE を測定するため, Rosenberg (1965) の 10 項目の尺度を翻訳した山本・松井・山成 (1982) による尺度を用いた。回答は 5 件法 (1: 当てはまらない—5: 当てはまる) で求めた。

(e) アナグラム課題 市村・上田・楠見 (2017) より 20 問 (易課題・難課題 10 問ずつ) を用いた。易課題・難課題の選出にあたっては, 市村他 (2017) で報告されていた解決時間の平均値や主観的困難度を参考にした。

(f) 課題の難易度の認知尺度 アナグラム課題の難易度の認知を測定するために, Fujii et al. (2014) を参考に, 「この課題は難しかった」, 「この課題をよく出来たと思う (逆転)」, 「この課題を, 他の人よりよく出来たと思う (逆転)」の 3 項目からなる尺度を作成し, 5 件法 (1: あてはまらない—5: あてはまる) で回答を求めた。

<sup>3</sup> 「快い」および「不快な」の属性に含まれる語のうち「元気な」と「苦痛な」については, 藤井他 (2014) や藤井・上淵 (2010) では「な」が付されておらず, 形容詞または形容動詞の形をとる他の刺激語と統一されていなかった。「自己」「他者」のカテゴリーに含まれる刺激語は全て名詞であるため, これらとの区別をつけやすくすることを期して, 本研究では「元気」および「苦痛」に「な」を付した。

(g) 課題の重要性の認知尺度 アナグラム課題を遂行することが参加者にとってどの程度重要であると認知されていたかを測定するため、Fujii et al. (2014) や Greenwald & Farnham (2000) を参考に、「この課題は、自分にとって重要だと思う」、「この課題は、自分の能力をよく測定していたと思う」、「この課題で測定された能力は、自分にとって重要だと思う」、「この課題を最後まで解くことは、自分にとって重要だと思う」、「この課題を他の人よりもできることは、自分にとって重要だと思う」の5項目からなる尺度を作成し、5件法（1: あてはまらない—5: あてはまる）で回答を求めた。

(h) アナグラム課題の経験尺度 今回の実験で用いたようなアナグラム課題について、「普段から、こうした並び替え課題を解く機会が多い」という項目を作成し、5件法（1: あてはまらない—5: あてはまる）で回答を求めた。

(i) 達成関連感情尺度 アナグラム課題の遂行に伴って生起する達成関連感情を測定するため、奈須・堀野（1991）より「後悔」および「無能感」を測定する項目を3項目ずつ選び、6件法（1: 全くあてはまらない—6: とてもあてはまる）で回答を求めた。

(j) 後続課題への動機づけ尺度 アナグラム課題の遂行後に、どの程度の動機づけを有しているかを測定するため、三和・外山・長峯・湯・相川（2017）の動機づけ尺度を用いた。5項目について5件法（1: 全くあてはまらない—5: とてもあてはまる）で回答を求めた。

(k) 気分尺度 課題遂行に伴って生起する気分を測定するため、佐藤・安田（2001）による PANAS を使用した。ポジティブ気分、ネガティブ気分ともに8項目ずつ、6件法（1: 全くあてはまらない—6: 非常によくあてはまる）で回答を求めた。

**2.3 手続き** 講義時間等を利用し、実験参加者のリクルートを行った。この際に質問紙を配布し、ネームレター課題および氏名の選好尺度、ESE 尺度への回答を求めるとともに、イニシャルおよびメールアドレス、氏名の記入を求めた。参加者のリクルートにあたり、本実験への参加は任意であり、参加しないことによる不利益は一切ないこと、後日に実験への参加意志を撤回しても構わないことを口頭および質問紙の表紙に記載し、実験への参加を希望する者のみ回答するよう求めた。

後日、実験用プログラムへアクセスするための URL およびプログラムの実行方法に関する説明を記載したメールにて案内し、PC を用いて SE-IAT を含む一連のプログラム（Inquisit Web License で制御）の実行を依頼した。その際、30分程度の間、集中できる静かな環境を確保した上で実験プログラムを遂行するよう求めた。参加者はランダムに易課題群（ $n=31$ ）・難課題群（ $n=31$ ）のいずれかに割り当てられ、最初に SE-IAT を遂行したのち、それぞれ難易度の低い／高いアナグラム課題（1問の制限時間は15秒）を10問遂行した。この際、両群ともに、「当該課題の出来は将来の成功（大学院入試や就職試験での成功）と関連がみられることが確認されている」という旨の教示を行い、自我関与を高めるとともに、失敗した際に自尊心に脅威を与えるよう操作した。続いて、課題の難易度の認知尺度と課題の重要性の認知尺度、アナグラム課題の経験尺度について回答を求めた。その後、達成関連感情尺度、後続課題への動機づけ尺度、気分尺度のそれぞれについて、実施順序をランダムにして提示して回答を求めた。

課題実施後、アナグラム課題実施前に行った教示は事実とは異なるものであったことを説明する Web サイトへリダイレクトし、実験の性質上、こうした教示を行わざるを得なかったことを謝罪した。その後、参加者に個別に連絡を取り、謝礼として図書カード1000円分を送付した。この際にも改めて謝罪を行い、実験の目的について入念な説明を行った。また、希望者には実験結果の概要を後日連絡する旨も伝えた。本実験の所要時間は概ね20分程度であった。

### 3. 結果

**3.1 データの得点化** 本研究で用いた尺度について、まず SE-IAT は Greenwald, Nosek, & Banaji (2003) が提唱する  $D$  得点を算出し、IAT 得点とした<sup>4</sup>。次に、尺度が 2 項目以上で構成されるものは以下に示す方法を用いてそれぞれ得点化を行った。ネームレター課題は、姓と名に含まれるアルファベットの選好が有意な正の相関 ( $r = .39, p < .01$ ) を示していたため、両者の平均値を算出した上で、実験参加者自身の氏名に含まれるイニシャルと、含まれないイニシャルの選好の差得点を求め、ネームレター課題得点とした。氏名の選好尺度は、姓、名、およびフルネームの選好に有意な正の相関 ( $r_s \geq .32, p_s < .01$ ) がみられたため、3 項目の平均値を算出し、氏名の選好尺度得点とした ( $\alpha = .80$ )。ESE 尺度は主成分分析を行ったところ、「もっと自分自身を尊敬できるようになりたい」という項目の主成分負荷量が  $-.05$  と低かったため除外し、再度同様の分析を行ったところ、各項目の主成分負荷量は  $.41$  以上であったため、この 9 項目を用いて、逆転項目を処理した上で平均値を算出し、ESE 得点とした ( $\alpha = .85$ )。課題の難易度の認知尺度は主成分分析を行ったところ、いずれの項目も  $.88$  以上の主成分負荷量を示したため、逆転項目を処理した上で 3 項目の平均値を求め、課題の難易度の認知尺度得点とした ( $\alpha = .89$ )。課題の重要性の認知尺度は主成分分析を行ったところ、いずれの項目も  $.52$  以上の主成分負荷量を示したため、5 項目の平均値を求めて課題の重要性の認知尺度得点とした ( $\alpha = .80$ )。達成関連感情尺度は 2 つの下位尺度を想定していたため、因子分析 (最尤法・プロマックス回転) を行ったところ、当初の予測と一致して 2 因子 (各 3 項目) が抽出された。第一因子は「頑張ってもだめなんだと思う」、「自分は頭が悪いと思う」、「自信がなくなった」の 3 項目で構成されていたことから「無能感」と命名して平均値を求め、無能感得点とした ( $\alpha = .66$ )。第二因子は「頑張ればもっとやれたのと思う」、「もう一度やり直したいと思う」、「もっと頑張ればよかった」の 3 項目で構成されており「後悔」と命名して平均値を求め、後悔得点とした ( $\alpha = .68$ )。後続課題への動機づけ尺度は主成分分析を行ったところ、いずれの項目も  $.82$  以上の主成分負荷量を示したため、5 項目の平均値を求め、動機づけ得点とした ( $\alpha = .93$ )。気分尺度は、2 つの下位尺度を想定していたため因子分析 (最尤法・バリマックス回転) を行ったところ、先行研究と一致して 2 因子 (各 8 項目) が抽出された。ただし、3 項目 (きっぱりとした、機敏な、強気な) の因子負荷量は  $.40$  に達していなかったことから、これらの 3 項目を除いて同様の因子分析を実施したところ、再度 2 因子が抽出された。第一因子は「おびえた」、「うろたえた」、「びくびくした」といった 8 項目で構成されており、先行研究 (佐藤・安田, 2001) と同様の構造であったことから「ネガティブ気分」と命名して平均値を求め、ネガティブ気分得点とした ( $\alpha = .86$ )。第二因子は「活気のある」、「気合の入った」、「わくわくした」といった 5 項目で構成されており、先行研究 (佐藤・安田, 2001) と同様の項目で構成されていたため、「ポジティブ気分」と命名して平均値を求め、ポジティブ感情得点とした ( $\alpha = .81$ )。いずれの尺度も、得点が高いほど当該尺度名の傾向が強いことを示す。

<sup>4</sup> 脚注 3 で触れたとおり、本研究においては「快い」、「不快な」に含まれる属性語のうち「元気」、「苦痛」に「な」を付して形容動詞化した。こうした点が IAT 得点に影響するか否かを検討するため、IAT 得点の平均値について、これらの語を名詞の形で使用している先行研究 (藤井他, 2014; 藤井・澤田, 2014; 藤井・上淵, 2010; 稲垣・上原, 2018) と比較した。その結果、藤井他 (2014) では  $0.60$ 、藤井・澤田 (2014) では  $0.73$ 、藤井・上淵 (2010) では  $0.63$ 、稲垣・上原 (2018) では  $0.69$  という値が報告されており、本研究で得られた  $0.66$  という値は、これらと近似していた。したがって、刺激語を変更したことによる IAT 得点への影響はないと考えられる。

上記の他に単項目で測定した各尺度の得点の記述統計量および相関係数について、全体 ( $n = 62$ ) の場合 (表 3) と、群別 (易課題群, 難課題群ともに  $n = 31$ ; 表 4) に分けて示す。

表 3 各指標間の相関係数および記述統計量 ( $n = 62$ )

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	<i>M</i>	<i>SD</i>
1 ISE(IAT)	—											0.66	0.50
2 ISE (ネームレター課題)	-.22	—										0.95	0.77
3 ISE (氏名の選好)	.10	-.13	—									6.69	1.53
4 ESE	-.05	.03	.15	—								3.32	0.67
5 難易度認知	.07	-.02	.08	-.15	—							3.99	1.14
6 重要性認知	.10	-.01	.15	-.21	-.10	—						3.01	0.85
7 課題の経験	.07	.09	-.15	.02	-.27*	.17	—					1.40	0.71
8 無能感	.09	-.10	.02	-.46**	.62**	.06	-.09	—				3.01	1.00
9 後悔	.18	.11	.02	-.21	.06	.22	-.06	.24	—			3.60	1.07
10 動機づけ	.07	-.04	.09	-.04	-.47**	.44**	.18	-.42**	.33**	—		3.42	0.93
11 ネガティブ気分	.24	-.07	.01	-.45**	.45**	.28*	.01	.61**	.18	-.21	—	3.08	0.96
12 ポジティブ気分	-.02	-.09	.27*	.32*	-.34**	.29*	.18	-.32*	.06	.61**	-.12	3.09	0.92

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

表 4 群ごとの各指標間の相関係数および記述統計量 (各群ともに  $n = 31$ )

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	<i>M</i>	<i>SD</i>
1 ISE(IAT)	—	.01	.03	-.01	.03	.10	.24	-.10	.00	.08	.17	-.01	0.63	0.54
2 ISE (ネームレター課題)	-.44*	—	-.03	.09	.27	-.13	.02	-.15	.00	-.17	-.02	-.23	1.05	0.71
3 ISE (氏名の選好)	.15	-.25	—	.13	-.06	.16	-.09	.02	-.02	.14	.16	.37*	6.61	1.53
4 ESE	-.08	-.04	.17	—	-.01	-.26	-.16	-.44*	-.27	-.07	-.31	.41*	3.34	0.69
5 難易度認知	.05	.09	.13	-.34	—	.10	.04	.47**	.00	-.32*	.41*	-.24	3.06	0.83
6 重要性認知	.12	.12	.15	-.17	-.02	—	.20	.02	.34	.49**	.34	.18	3.13	0.75
7 課題の経験	.04	.08	-.17	.08	-.07	.12	—	.07	.13	.17	.43*	.12	1.61	0.88
8 無能感	.26	.06	-.03	-.54**	.65**	.29	.02	—	.20	-.39*	.51**	-.29	2.60	0.84
9 後悔	.35	.23	.08	-.15	.42*	.05	-.21	.46**	—	.43*	.11	.08	3.71	1.06
10 動機づけ	.17	.03	.09	-.03	-.26	.30	.00	-.10	.11	—	-.10	.58**	3.81	0.50
11 ネガティブ気分	.29	-.04	-.17	-.61**	.30	.37*	-.01	.61**	.35	-.06	—	.04	2.76	0.92
12 ポジティブ気分	-.01	.07	.21	.21	-.22	.45*	.13	-.12	-.06	.51**	-.15	—	3.35	0.61
<i>M</i>	0.69	0.85	6.77	3.30	4.91	2.88	1.19	3.41	3.48	3.03	3.40	2.83		
<i>SD</i>	0.47	0.83	1.56	0.67	0.42	0.93	0.40	0.99	1.09	1.09	0.91	1.10		

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

注) 表の右上部分および右の 2 列は易課題群の相関係数および記述統計量を、表の左下部分および下の 2 行は難課題群の相関係数および記述統計量をそれぞれ示す。

**3.2 操作チェック** 易課題群と難課題群との間で、難易度の主観的評定値に差があるか否かを検討するため、課題の難易度の認知尺度得点について 2 群間の平均値の差を検定した。等分散性の仮定が棄却されたため Welch の検定を行ったところ、両群の平均値の差は有意であった ( $t(44.58) = 11.09, p < .001, d = 2.78$ )。難課題群は、易課題群よりも課題の難易度を高く評定しており、本実験における難易度の操作は有効であったことが確認できた。また、課題の重要性の認知尺度得点について対応のない  $t$  検定を行ったところ、両群の平均値の差は有意ではなく ( $t(60) = 1.14, ns., d = 0.29$ )、両群ともに同程度であったことを確認した。

**3.3 ISE のバッファリング効果の検討** 課題の重要性の認知、無能感、後悔、動機づけ、ネガティブ気分、ポジティブ気分の各得点を従属変数とし、群 (易課題・難課題; それぞれ -1 と +1 を割り当てダミー変数化) と IAT 得点および両者の交互作用項を独立変数とした階層的重回帰分析を行った。この際、アナグラム課題の経験尺度の得点を step1 で投入

し統制した。step2において群・IAT得点を独立変数として投入し、step3で両者の交互作用項を投入した。以下、最終ステップであるstep3の結果を報告する(表5)。

表5 ISEのバッファリング効果の検討(階層的重回帰分析の結果)

独立変数	従属変数					
	ポジティブ気分	ネガティブ気分	動機づけ	後悔	無能感	重要性の認知
課題の経験	.10	.10	.05	-.11	.04	.13
群	-.26	.35 **	-.41 **	-.15	.42 **	-.11
IAT得点	-.02	.21	.09	.17	.04	.10
群×IAT得点	.00	-.05	.01	-.15	-.16	.00
$R^2$	.09	.17	.19	.08	.20	.05

\*\*  $p < .01$

注) いずれもstep3の結果を示す。独立変数の行に記載されている数値は標準化偏回帰係数を示す。以下の3.4節の分析においても同様である。

一連の分析の結果、ネガティブ気分、動機づけ、無能感の各得点に対し、群の主効果のみが有意であり、ネガティブ気分および無能感の得点は難課題群の方が高く、動機づけ得点は易課題群の方が高かった。群とIAT得点の交互作用はいずれも有意ではなかった。

**3.4 ESEのバッファリング効果の検討** ESE得点を用いて3.3節と同様の分析を実施した。3.3節と同様、最終ステップであるstep3の結果を報告する(表6)。

表6 ESEのバッファリング効果の検討(階層的重回帰分析の結果)

独立変数	従属変数					
	ポジティブ気分	ネガティブ気分	動機づけ	後悔	無能感	重要性の認知
課題の経験	.12	.14	.05	-.11	.05	.13
群	-.25	.34 **	-.39 **	-.11	.39 **	-.09
ESE得点	.32 **	-.44 **	-.05	-.21	-.45 **	-.22
群×ESE得点	.19	.15	-.03	-.08	.00	-.06
$R^2$	.22	.33	.16	.07	.35	.08

\*\*  $p < .01$

一連の分析の結果、ネガティブ気分、動機づけ、無能感の各得点に対し、群の主効果が有意であり、ネガティブ気分および無能感の得点は難課題群の方が高く、動機づけは易課題群の方が高かった。また、ネガティブ気分、無能感の得点に対してESE得点の主効果が有意であり、難易度の違いにかかわらずESE得点が高いほどネガティブ気分や無能感の得点は低く、ポジティブ気分得点が高かった。群とESE得点の交互作用はいずれも有意ではなかった。

**3.5 ISEの各指標間の相関** 本研究では、ISEの指標としてIAT、ネームレター課題、名前の選好尺度という3つの得点を使用した。それぞれの相関係数および記述統計量は、



先述の表 3 に示したとおりである。表 3 から、3 つの ISE の指標間の相関係数はいずれも有意でないことがわかる。ただし、IAT 得点と氏名の選好尺度得点との相関関係を検討した稲垣・上原 (2018) では、男女別に分けて相関関係を検討した結果、男性では IAT 得点と氏名の選好尺度得点に有意な正の相関が見られたことを報告している。本研究でもこれにならぬ、ISE の 3 つの指標と ESE 得点について、男女別に相関係数を算出した (表 7)。有意には至っていないが、男性において IAT 得点とネームレター課題得点は負の相関 ( $r = -.44, p = .056$ ), IAT 得点と氏名の選好尺度得点に正の相関 ( $r = .39, p = .095$ ) がみられたほかは、中程度 (0.4 程度) 以上の相関関係を示す組み合わせはなかった。

表 7 男女別の ISE の指標間の相関係数および記述統計量

	1	2	3	4	M	SD
1 ISE(IAT)	—	-.44	.39	-.19	0.61	0.62
2 ISE (ネームレター課題)	-.11	—	.00	.05	1.23	0.63
3 ISE (氏名の選好)	.00	-.25	—	-.08	7.21	1.23
4 ESE	.04	.01	.22	.05	3.37	0.70
	M	0.68	0.82	6.47	3.30	
	SD	0.45	0.81	1.61	0.67	

注) 表の右上部分と右の 2 列は男性 ( $n = 19$ ) の相関係数および記述統計量を、表の左下部分と下の 2 行は女性 ( $n = 43$ ) の相関係数および記述統計量をそれぞれ示す。

続いて、IAT 得点、ネームレター課題得点、氏名の選好尺度得点のそれぞれの平均値について、理論的中央値 (IAT 得点およびネームレター課題得点は 0、氏名の選好尺度得点は 5) からの差について  $t$  検定を行った。その結果、3 つの得点の平均値はともに理論的中央値から有意に正の方向に離れていた ( $ts \geq 9.65, ps < .001$ )。

#### 4. 考察

**4.1 ISE および ESE のバッファリング効果** 本研究では、先行研究 (Fujii et al., 2014; Greenwald & Farnham, 2000) と同様に、IAT 得点と群の交互作用を用いて従属変数を予測させたが、取り上げた複数の従属変数に対し、独立変数間の有意な交互作用は見出されなかった。したがって、少なくとも本研究で使用したアナグラム課題を遂行した際に生起する感情や動機づけなどに対しては、ISE のバッファリング効果と見なせるものは観察されなかった。また、IAT 得点の主効果は見出されなかったが、この点は先行研究と一致している。

また、本研究では ESE がバッファとして機能するか否かについても検討を行った。その結果、ESE 得点と群の交互作用の影響は有意ではなく、ポジティブ気分およびネガティブ気分、そして無能感に対する ESE 得点の主効果が有意であった。したがって、課題の難易度にかかわらず、ESE はネガティブな気分や無能感を抑制し、ポジティブ気分を促進することのみ示された。ポジティブな気分が促進されることは Greenwald & Farnham (2000) の結果と一致しているが、彼らの考察と同様に、この結果は ESE の尺度および気分の尺度がいずれも自己肯定的な判断を反映していたと解釈することも可能である。

これらのことから、ISE・ESE とともにバッファとして機能することを支持する証拠は見出されなかったが、その原因として、本研究で使用した「診断性のあるアナグラム課題」を上首尾に遂行できるか否かが、参加者にとって SE の脅威にはなり得なかった可能性が考

えられる。Fujii et al. (2014) で用いられた英検の問題の方が、SE への脅威としてインパクトが強いものだったかもしれない。本研究ではアナグラム課題の実施前に、課題の診断性についての情報を提示し、参加者の自我関与を高めることを期したが、その効果が十分であったか否かは確認していない。仮に課題遂行後にこうした教示を信じていたかを尋ねても、尋ねること自体が誘発する一種の実験者効果によって回答が歪められると思われたため、こうした点は尋ねなかった。

ただし、アナグラム課題の重要性の認知尺度得点については難課題・易課題の両群間で有意な差がみられなかった。すなわち、両群とも今回のアナグラム課題の重要性を同程度にみなしていたと言える。この点は、先行研究 (Fujii et al., 2014) の課題を克服したとみなせるが、評定の平均値は易課題群は 3.13、難課題群は 2.88 であり、両群ともに 5 件法の中点 (3) 付近に留まっており、決して高い値ではない。推察の域を出ないが、Fujii et al. (2014) で使用した英検の課題に、診断性の教示を加えることで、SE への脅威を与える課題としてより適切に機能したのかもしれない。この点は本研究の課題であり、改善すべき点であると言えるだろう。

**4.2. ISE の指標間の関係** 本研究では、ISE・ESE のバッファリング効果について検討するとともに、ISE の指標である IAT 得点、ネームレター課題得点、氏名の選好尺度得点を同時に取り上げ、それらの得点の様相や相関関係についても検討を行った。

その結果、IAT 得点、ネームレター課題得点、氏名の選好尺度得点の平均値はいずれも理論的中央値を有意に超えていた。それぞれの得点が理論的中央値より有意に高いという結果は、IAT 得点 (藤井・澤田, 2014; 藤井他, 2014)、ネームレター課題得点 (藤井, 2014; Gebauer et al., 2008; 津田・伊藤, 2012)、氏名の選好尺度得点 (Gebauer et al., 2008; 澤海・藤井・相川, 2016; 津村・村田, 2016) のいずれにおいても、共通する特徴として見出されている<sup>5</sup>。本研究において、理論的中央値からの差については先行研究と同様の傾向が観察された。

しかし、ISE の各指標間の相関係数はいずれも有意ではなく、それぞれの指標に正の相関関係を報告した Gebauer et al. (2008) とは一致しない結果になった。また、有意には至らなかったものの、性によって尺度間の相関関係が異なっていた点も注意が必要であろう。ISE の指標間に相関関係がみられなかったことは、複数の解釈が考えられる。まず考えられるのは、いずれかの指標が ISE を「正しく」反映できており、その他の指標が「正しく」反映できていなかったという解釈である。その他にも、いずれの指標も「正しく」ISE を反映できていない可能性や、それぞれの指標が反映している ISE の側面は異なるため、相関が得られないという解釈もありえるだろう。先行研究においては、ISE の各指標が ISE の「どの」部分を反映しているかについては明確な結論は得られていないと思われる。本研究の結果はこの点に一資料を提供するものであると考えるが、ISE の指標間の相関関係を検討するのみでは、それぞれの指標が ISE のどの部分を反映しているのか (あるいは反映していないのか) について論じることはできない。今後は、ISE の各指標がどういった外的指標 (行動や感情など) を予測するのか、という観点からの検討が求められるであろう。

**4.3. 結論と今後の課題** 本研究の結果をまとめると、まず ISE および ESE のバッファリング効果は見出されなかった。この点は用いた課題による影響なども考えられるため、今後の精査が必要であると考えられる。

<sup>5</sup> ここで引用した論文の中には、理論的中央値からの検定結果を報告していないものもあるが、各尺度の  $M$  と  $SD$  およびサンプルサイズが記載されていれば計算可能であるため、必要に応じて計算を行った。

また、ISE の指標となる IAT 得点とネームレター課題得点、氏名の選好尺度の平均値については先行研究と一致する結果が得られたものの、各指標間の相関関係はいずれも有意でなく、その測定対象については今後さらなる検討が必要であろう。

今後は、課題内容および教示を操作することで、さらに参加者の自我関与を高めた上で検討を行うことや、ISE の各指標が関連すると思われる行動や感情などの外的指標に対し、その因果関係を検討することが課題として挙げられる。

## 5. 参考文献

- Bosson, J. K., Swann, W. B., & Pennebaker, J. W. (2000) Stalking the perfect measure of implicit self-esteem: The blind men and elephant revisited? *Journal of Personality and Social Psychology*, 79:631–643
- Creemers, D. H. M., Scholte, R. H. J., Engels, R. C. M. E., Prinstein, M. J., & Wiers, R. W. (2012) Implicit and explicit self-esteem as concurrent predictors of suicidal ideation, depressive symptoms, and loneliness. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 43:638–646
- Creemers, D. H., Scholte, R. H., Engels, R. C., Prinstein, M. J., & Wiers, R. W. (2013) Damaged self-esteem is associated with internalizing problems. *Frontiers in Psychology*, 4:152
- 藤井 勉 (2013) 対人不安 IAT の作成および妥当性・信頼性の検討 パーソナリティ研究, 22: 23–36
- 藤井 勉 (2014) 顕在的・潜在的自尊感情の不一致と抑うつ・不安および内集団ひいきの関連 心理学研究, 85:93–99
- 藤井 勉・澤田 匡人 (2014) 自尊感情とシャーデンフロイデ——潜在連合テストを用いた関連性の検討—— 感情心理学研究, 21:114–123
- Fujii, T., Sawaumi, T., & Aikawa, A. (2014, February) Buffering effects of implicit self-esteem after failure experience: Investigation among Japanese people. *Poster presented at the 15th Annual Meeting of the Society for Personality and Social Psychology, Texas, USA*, 248
- 藤井 勉・澤海 崇文・相川 充 (2014) 顕在的・潜在的自尊心の不一致と自己愛——自己愛の 3 下位尺度との関連から—— 感情心理学研究, 21:162–168
- 藤井 勉・澤海 崇文・相川 充 (2016) 新たな潜在的自尊心の測定方法の検討——名前への選好を指標として—— 日本社会心理学会第 57 回大会発表論文集, 111
- 藤井 勉・上淵 寿 (2010) 紙筆版 IAT を用いた自尊心査定の試み 東京学芸大学紀要総合教育科学系 I, 61:113–120
- Gebauer, J. E., Riketta, M., Broemer, P., & Maio, G. R. (2008) “How much do you like your name?” An implicit measure of global self-esteem. *Journal of Experimental Social Psychology*, 44:1346–1354
- Greenwald, A. G., & Farnham, S. D. (2000) Using the Implicit Association Test to measure self-esteem and self-concept. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79:1022–1038
- Greenwald, A. G., McGhee, D. E., & Schwartz, J. L. K. (1998) Measuring individual differences in implicit cognition: The Implicit Association Test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74:1464–1480
- Greenwald, A. G., Nosek, B. A., & Banaji, M. R. (2003) Understanding and using the Implicit Association Test: I. An improved scoring algorithm. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85:197–216
- 原島 雅之・小口 孝司 (2007) 顕在的自尊心と潜在的自尊心が内集団ひいきに及ぼす効果 実験社会心理学研究, 47:69–77

- 市村 賢士郎・上田 祥行・楠見 孝 (2017) 清音ひらがな 5 文字のアナグラムデータベースの作成 心理学研究, 88:241-250
- 稲垣 (藤井) 勉・大浦 真一・松尾 和弥・島 義弘・福井 義一 (2017) 顕在的・潜在的自尊心が社会的排斥後の感情に及ぼす影響 九州心理学会第 78 回大会発表論文集, 31
- 稲垣 勉・澤海 崇文・相川 充 (2018) 潜在的自尊心のバッファリング効果の検討——困難課題後の感情を指標として—— 教育テスト研究センター年報, 3:37-39
- 稲垣 勉・上原 依子 (2018) 潜在的自尊心の指標としての「名前の選好」——潜在連合テストとの相関関係からの検討—— 鹿児島大学教育学部研究紀要, 69:143-153
- 伊藤 正哉・小玉 正博 (2005) 自分らしくある感覚 (本来感) と自尊感情が well-being に及ぼす影響の検討 教育心理学研究, 53:74-85
- 三和 秀平・外山 美樹・長峯 聖人・湯 立・相川 充 (2017) 制御焦点の違いが上方比較後の動機づけおよびパフォーマンスに与える影響 教育心理学研究, 65:489-500
- 奈須 正裕 (1990) 学業達成場面における原因帰属, 感情, 学習行動の関係 教育心理学研究, 38:17-25
- 奈須 正裕・堀野 緑 (1991) 原因帰属と達成関連感情 教育心理学研究, 39:332-340
- Nuttin, J. M., Jr. (1985) Narcissism beyond Gestalt and awareness: The name letter effect. *European Journal of Social Psychology*, 15:353-361
- Rosenberg, M. (1965) *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- 佐藤 徳・安田 朝子 (2001) 日本語版 PANAS の作成 性格心理学研究, 9:138-139
- 澤海 崇文・藤井 勉・相川 充 (2016) 氏名の選好は自尊心の間接的な測定法として有効か? ——諸特性との関連に基づいた妥当性の検討—— 教育テスト研究センター年報, 1:28-30
- 澤海 崇文・稲垣 勉・相川 充 (2018) 潜在的自尊心を測定する尺度間の相関関係の検討 日本社会心理学会第 59 回大会発表論文集, 216
- 津田 恭充・伊藤 義美 (2012) 潜在的自尊心および顕在的自尊心とパラノイア——イニシャル選好課題と星座選好課題を用いた検討—— 対人社会心理学研究, 12:103-109
- 津村 健太・村田 光二 (2016) 潜在的エゴティズムが対人魅力に与える影響——潜在的自尊心による調整効果の検討—— パーソナリティ研究, 24:215-217
- Williams, K. D., Cheung, C. K. T., & Choi, W. (2000) Cyberostracism: Effects of being ignored over the Internet. *Journal of personality and social psychology*, 79:748-762
- 山本 真理子・松井 豊・山成 由紀子 (1982) 認知された自己の諸側面の構造 教育心理学研究, 30:64-68



## 自己卑下呈示行動尺度作成の試み

上拾石 直人<sup>1</sup> 稲垣 勉<sup>2,3</sup> 澄川 采加<sup>3</sup>

<sup>1</sup>愛媛県福祉総合支援センター <sup>2</sup>教育テスト研究センター <sup>3</sup>鹿児島大学

本邦において、これまで自己卑下呈示についての研究は多く行われているが、自己卑下呈示が実際にどのような行動として表れるかという点を検討したものや、自己卑下呈示をどの程度行っているか、すなわち自己卑下呈示の使用頻度について検討している研究はみられない。そこで本研究では、自己卑下呈示行動の頻度を測定する尺度を作成した。予備調査において、半構造化面接を行い21項目の予備尺度を作成し、本調査では大学生および大学院生177名に回答を求めた。種々の解析の結果、最終的に18項目・3因子からなる自己卑下呈示行動尺度が作成され、各下位尺度は一定の内的一貫性や妥当性を有すると解釈された。今後の課題として、実際の行動との関連なども併せて検討し、多角的に妥当性を検討することが挙げられる。

**キーワード：**自己呈示、自己卑下呈示行動、尺度作成

### 1. 問題と目的

私たちは普段の生活の中で、自分自身を卑下しながら他者とコミュニケーションを行うことがある。たとえば、あまりテスト勉強を行っていないと公言している友人からテスト勉強の進捗を聞かれた際に、「自分もできていない」と答えることで相手に合わせてみたり、自身の能力や成果を他者から賞賛された際に、「たいしたことではない」と応じたりするなどの場面は想像に難くない。

このように、「日常生活の様々な場面で、自己の否定的な側面に言及したり、優れた側面について積極的な言及を控える（吉田・浦・黒川, 2004, p.144）」といった振る舞いは「自己卑下呈示」と呼ばれ、本邦においても多くの研究が行われている。たとえば吉田・古城・加来（1982）や村本・山口（1994）は、自己卑下的に振る舞う人物は他者から良い印象を得られることを示している。そして、樋口・川村・原・塚脇・深田（2007）は他者からの賞賛に対して自己卑下呈示的に振る舞う人物は、社会的に望ましく、個人的に親しみやすいが活動性が低い人物とみなされることを示している。また、石黒・村上（2007）は被呈示者との関係性が自己卑下呈示<sup>1</sup>に及ぼす影響を検討し、関係性が近いほど自己卑下が生じにくく、関係性が遠いほど自己卑下が生じやすいことや地位関係によって自己卑下の生起率に違いがあることを示した。

上記に加えて、原田・林（2017）は、日常での自己卑下呈示が、多くの場合は相手からの側面について褒められ返答する場面において観察されることに着目し、属性（優しい）と能力（頭が良い）に対する賞賛の違いによって自己卑下呈示の生起に違いがあるか否かを検討した。その結果、同性よりも異性から賞賛される場合の方が自己卑下呈示が生じやすいことに加えて、属性に対する賞賛よりも能力に対して賞賛を受ける方が自己卑下呈示が生じやすいことが明らかにされた。

---

<sup>1</sup> 石黒・村上（2007）では「自己卑下の自己呈示」と記述されているが、本研究で扱う自己卑下呈示と同義として扱い、本論文では「自己卑下呈示」と統一して表記する。

自己卑下を対象とした研究において使用される場面は、原田・林（2017）の研究のように属性や能力を賞賛される場面が取り上げられることが多い。しかし、こうした受動的な場面に限らず、たとえば会話のきっかけとして「自分は〇〇ができないのだけれど」といった自己卑下呈示を伴う話題を挙げるといった場合も想定できる。このように考えると、自己卑下呈示は日常のコミュニケーションにおいても様々な場面で用いられていると推察できるが、実際にどのような行動として表れるかという点を検討したものや、自己卑下呈示をどの程度行っているか、すなわち使用頻度について検討している研究は見当たらない。

そこで本研究では、まず自己卑下呈示行動にはどのようなものがあるかについて予備調査を通じて収集する。そして、予備調査の結果をもとに、自己卑下呈示行動を普段どの程度行っているかを測定する尺度を作成し、その信頼性と妥当性を検討する。信頼性の検討には内的一貫性を指標とし、妥当性の検討には自己卑下呈示行動と一定の関連が予想される相互独立的—相互協調的自己観尺度（高田・大本・清家, 1996）、自尊感情尺度（山本・松井・山成, 1982）、賞賛獲得欲求・拒否回避欲求尺度（小島・太田・菅原, 2003）、社会的スキル尺度（菊池, 1988）の各尺度との相関関係を指標とする。

妥当性の検討に上記の尺度を挙げる理由は以下のとおりである。まず相互独立的—相互協調的自己観尺度についてである。福島（1996）は、人と人が根本的に結びついていることを望ましいとする相互協調的な日本文化（Markus & Kitayama, 1991）では、他者との関係性の崩壊が自己にとって大きな打撃となるため、関係をないがしろにするような自己の優位性の表明が避けられ、人々が自己卑下に向かうと述べている。そのため、本研究において作成する自己卑下呈示行動尺度は相互協調的自己観尺度とは正の相関を示す一方、相互独立的自己観尺度とは負の相関を示すか、もしくは無相関であると考えられる。

次に拒否回避欲求尺度についてである。Leary（1996）は、相互作用の中で自己卑下呈示は相手から好まれるとしている。これは、自己卑下が関係に配慮しているサインとなることがその要因のひとつとして挙げられる（e.g., 村本・山口, 1997）。また、石黒・村上（2007）はこの議論を通じて、自己卑下は相手が自己を高く評価したいという欲求を考慮して、それに脅威を与えかねない自身の高い自己評価を控える行為として位置づけることができると述べている。このことから、他者との関係に配慮し、相手の脅威になる自己評価を避ける自己卑下呈示行動と、他者からの否定的な評価を避けようとする拒否回避欲求は正の相関を示すと考えられる。

続いて、自尊感情尺度および社会的スキル尺度についてである。吉田他（2004）は、低自尊心者が高自尊心者よりも他者から好意的な反応を引き出すための自己卑下呈示を行う理由は、彼らが積極的な自己呈示ができず（Baumeister, Tice, & Hutton, 1989）、かつ高自尊心者よりも他者との関係性に敏感であるために（e.g., Leary & Downs, 1995）、自己の肯定性を高めるために他の方略を用いにくいためとしている。このことから、自己卑下呈示行動と自尊心は負の相関を示し、社会的スキルとも負の相関を示すと考えられる。

## 2. 予備調査

**2.1 参加者** 大学院生 2 名および大学生 30 名（男性 12 名、女性 20 名、年齢は聴取していない）を対象とした。

**2.2 手続き** 参加者に半構造化面接を行い、自己卑下呈示行動の程度を測定する項目を収集した。面接の際の質問項目は、最近自己卑下呈示をしたか、（自己卑下をしたと回答した場合、）その相手とはどのような関係性であるか、どのような状況で、どのような内容の自己卑下呈示をしたか、という 3 つの観点について、参加者の回答に合わせて質問を続けた。

**2.3 結果** 半構造化面接において、32 個の自己卑下呈示行動が収集された。これらの

項目について、第1著者と第2著者の2名で協議し、内容が重複するものなどを除き、最終的に21項目を選出した。

### 3. 本調査

**3.1 参加者** 大学生及び大学院生 177名（男性 65名，女性 110名，不明 2名，平均年齢 20.86歳， $SD = 2.90$ ）を対象に質問紙調査を実施した。

**3.2 材料** 本調査では、以下の材料を用いた。

(a) **自己卑下呈示行動尺度** 予備調査で作成した21項目について、その使用頻度を5件法（1: 全くない～5: かなりある）で測定する尺度を用いた。

(b) **相互独立的—相互協調的自己観尺度** 高田（2000）による短縮版を用いた。相互独立的自己観尺度は6項目（例：自分でいいと思うのならば，他の人が自分の考えを何とおもうと気にしない），相互協調的自己観尺度は4項目（例：人が自分をどう思っているのか気にする），計10項目からなる。回答は5件法（1: あてはまらない～5: あてはまる）で求めた。

(c) **自尊感情尺度** Rosenberg（1965）の尺度を山本他（1982）が翻訳した，10項目からなる尺度を用いた（例：少なくとも人並みには，価値のある人間である）。回答は4件法（1: いいえ～4: はい）で求めた。

(d) **拒否回避欲求尺度** 小島他（2003）が作成した，9項目からなる尺度を用いた（例：意見を言うとき，みんなに反対されないと気になる）。回答は5件法（1: あてはまらない～5: あてはまる）で求めた。

(e) **社会的スキル尺度（KiSS-18）** 菊池（1988）が作成した，18項目からなる尺度を用いた（例：他人と話していて，あまり会話が途切れないほうですか）。回答は5件法（1: あてはまらない～5: あてはまる）で求めた。

**3.3 手続き** 質問紙の配布は，講義時間の一部を用いた一斉配布や，直接手渡しするなどの方法を用いた。調査の実施にあたっては，調査への参加は任意であること，調査への参加の有無によって，受講している授業の成績や評価に影響することは一切ないこと，回答したくない項目には無理に回答しなくて構わないことを質問紙の表紙に記載した。その上で，本調査への協力について同意する者のみ回答するよう求めた。なお，他にも心理尺度を実施しているが，本研究の目的とは異なるため，報告は割愛する<sup>2</sup>。

### 4. 結果

**4.1 データの処理** 本研究では，すべての分析において，回答に欠損値がみられた場合はペアワイズ処理を行い，得られた値に基づいて報告を行う。

**4.2 自己卑下呈示行動尺度の因子分析および各尺度の得点化** 自己卑下呈示行動尺度の21項目に対して主因子法・プロマックス回転による因子分析を行った。すべての因子に0.35以下の負荷量を示した項目と複数の因子に0.3以上の負荷量を示した項目を削除した上で，同様の因子分析を繰り返した結果，表1に示すとおり，18項目の3因子構造が得られた。なお，削除された項目は「相手に『○○はどう？』と自分のやっていることの出来栄を質問され，『良くないね』などと答える。」「相手に質問され，『頭良くないから分からないな』などと答える。」「相手にアドバイスや指導をする際に，『自分もできないけど』などと言う。」の3項目であった。

<sup>2</sup> 本論文の調査は，澄川・稲垣（2019）で用いている複数の心理尺度と同時に，1つの調査質問紙において実施した。



表 1 自己卑下呈示行動尺度の因子分析結果

	1	2	3	M	SD
<b>【因子1:賞賛・依頼への対応(<math>\alpha=.86</math>)】</b>					
10. 相手に「君〇〇を頑張ってるよね」と言われ、「そんなことないよ」などと言う。	.764	-.054	-.124	3.82	0.98
3. 相手に「〇〇を頑張ってるよね」と言われ、「そんなことないよ。あなたの方が頑張ってるよ」などと言う。	.723	-.125	-.023	3.88	0.92
21. 相手に「君〇〇が上手だよ」と言われ、「そんな上手くないよ」などと言う。	.702	-.013	.077	3.74	0.93
12. 相手に「〇〇がすごいね」と言われ、「あなたの方がすごいよ」などと言う。	.635	.010	.013	3.51	1.09
15. 相手に「君ならすぐできるよ」と言われ、「そんなことないよ」などと言う。	.632	.029	.063	3.70	1.02
2. 相手に「君〇〇がすごいね」と言われ、「たいしたことないよ」などと言う。	.603	-.009	-.063	4.07	0.86
7. 相手に「〇〇がうまくできない」と言われ、「自分の方ができないよ」などと言う。	.515	.123	.206	3.64	1.13
16. 相手にお願いをされた際に、「自分なんかで良いんですか」などと言う。	.459	.183	-.056	3.41	1.19
19. 相手に「君〇〇が進むの早いね」と言われ、「そんな早くないよ」などと言う。	.432	-.021	.231	3.60	0.97
<b>【因子2:会話のきっかけ(<math>\alpha=.86</math>)】</b>					
9. 会話のきっかけとして、「〇〇ができなくて...」などと言い、話し出す。	-.020	.944	-.152	3.13	1.16
5. 会話のきっかけとして、「自分〇〇をしてなくて...」などと言い、話し出す。	-.035	.837	-.005	3.33	1.20
14. 会話のきっかけとして、「〇〇が得意じゃなくて...」などと言い、話し出す。	-.107	.745	.083	2.81	1.05
20. 会話のきっかけとして、「自分〇〇が下手で...」などと言い、話し出す。	.005	.643	.170	2.93	1.14
17. 自分が相手に対して「〇〇がすごいね」などと言った後に、「自分にはできないよ」などと言う。	.294	.486	-.061	3.05	1.14
<b>【因子3:相手への同調(<math>\alpha=.71</math>)】</b>					
13. 相手に「〇〇をしていない」と言われ、「自分もしていないよ」などと言う。	-.099	.095	.705	3.94	0.96
8. 相手が「〇〇が難しい」と言った際に、「難しいよね」などと同調する。	-.015	-.092	.671	4.45	0.68
4. 相手に「〇〇ができなかった」と言われ、「自分もできなかったよ」などと言う。	.046	-.050	.659	4.18	0.80
1. 相手に「〇〇は進んでる?」と進捗を聞かれ、「進んでないよ」などと答える。	.070	.102	.390	3.61	1.04

注) 項目の左に付した番号は、予備調査を経て作成した 21 項目の通し番号を指す。

第 1 因子は 9 項目からなり、「相手に『〇〇を頑張ってるよね』と言われ、『そんなことないよ。あなたの方が頑張ってるよ』などと言う。」や「相手に『〇〇がすごいね』と言われ、『あなたの方がすごいよ』などと言う。」「相手にお願いをされた際に、『自分なんかで良いんですか』などと言う」などの項目から構成されていた。相手から賞賛や依頼を受けた際の返答としての自己卑下呈示という特徴がみられるため、第 1 因子は「賞賛・依頼への対応」因子と命名した。第 2 因子は 5 項目からなり、「会話のきっかけとして、『〇〇ができなくて...』などと言い、話し出す。」や「会話のきっかけとして、『自分〇〇をしてなくて...』などと言い、話し出す。」などの項目から構成されており、会話の始まりに自己卑下呈示をするという特徴がみられるため、「会話のきっかけ」因子と命名した。第 3 因子は 4 項目からなり、「相手が『〇〇が難しい』と言った際に、『難しいよね』などと同調する。」や「相手に『〇〇ができなかった』と言われ、『自分もできなかったよ』などと言う。」などの項目から構成されており、相手が話したことに対して同調することによって自己卑下呈示をするという特徴がみられるため、「相手への同調」因子と命名した。これら 3 下位尺度を含め、各下位尺度得点を算出した。

その他に実施した尺度についても、逆転項目があるものはそれを処理した上で相加平均を求め、各尺度得点を算出した。いずれの尺度も、得点が高いほど、当該尺度名の傾向が強いことを示す。

**4.3 自己卑下呈示行動尺度と他の尺度との関係** 自己卑下呈示行動尺度の 3 下位尺度の記述統計量と、他の尺度との相関係数および記述統計量を算出し、表 2 に示した。相関分析の結果、自己卑下呈示行動尺度の 3 下位尺度間にはいずれも有意な正の相関が認められた。また、相互協調的自己観と自己卑下呈示行動尺度の 3 下位尺度はいずれも正の相関が示され、相互独立的自己観は「相手への同調」以外の 2 つの下位尺度と負の相関が示された。続いて、自尊感情と自己卑下呈示行動尺度の 3 下位尺度はいずれも負の相関が示され、拒否回避欲求尺度と自己卑下呈示行動尺度の 3 下位尺度はいずれも正の相関が示された。最後に、社会的スキルは「賞賛・依頼への対応」と「会話のきっかけ」の 2 下位尺度との

間には負の相関が示され、「相手への同調」とは有意な相関は示されなかった。

表 2 自己卑下呈示行動尺度の記述統計量および他の尺度との相関係数

	2	3	4	5	6	7	8	M	SD	$\alpha$
1. 賞賛・依頼への対応	.46 **	.53 **	.28 **	-.25 **	-.39 **	.34 **	-.31 **	3.71	0.70	.86
2. 会話のきっかけ	—	.46 **	.34 **	-.22 **	-.44 **	.28 **	-.29 **	3.04	0.91	.86
3. 相手への同調		—	.31 **	-.12	-.18 *	.31 **	-.14	4.03	0.65	.71
4. 相互協調的自己観			—	-.51 **	-.33 **	.71 **	-.38 **	3.77	0.63	.75
5. 相互独立的自己観				—	.45 **	-.58 **	.44 **	2.92	0.74	.70
6. 自尊感情					—	-.41 **	.54 **	2.58	0.48	.81
7. 拒否回避欲求						—	-.37 **	3.56	0.77	.89
8. 社会的スキル							—	3.19	0.53	.86

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

### 5. 考察

まず、本研究において作成した自己卑下呈示行動尺度は「賞賛・依頼への対応」、「会話のきっかけ」、「相手への同調」という 3 つの下位尺度から構成されることが示された。各下位尺度の内的一貫性は.71— .86 の範囲をとっており、一定の信頼性を有すると言える。また、自己卑下呈示行動尺度の各下位尺度は、相互協調的自己観や拒否回避欲求と正の相関を示し、「自尊感情」と負の相関を示したことなどから、今回作成した自己卑下呈示行動尺度は、一定の関係性を予測していた各尺度に対して、その予測と一致する関係が見られたと言える。このことは、自己卑下呈示行動尺度の妥当性の一部を示すと解釈できる。

しかし、自己卑下呈示行動尺度の下位尺度の一つである「相手への同調」と相互独立的自己観との間に負の相関が示されなかった点や、「相手への同調」と社会的スキルとの間に負の相関が示されなかった点は、予測とは異なる結果であった。社会的スキルと「相手への同調」に相関が見られなかった点に関しては、「相手への同調」は社会的スキルと関係なく行われていることが考えられる。吉田他 (2004) は自己卑下呈示の受け手がどのような反応をするのか検討しており、受け手の反応には「共感反応」と「否定反応」があることを示した。共感反応は「相手自身も同じようにできない、劣っていることを伝える返答」などの理解を示し、同様の卑下を返す反応である。これは本研究において見出された「相手への同調」の特徴と類似している。また、吉田他 (2004) は自己卑下呈示者が周囲の他者から否定反応が返されたと見なすほど、肯定的な自己への見方が形成される可能性があることを示したが、共感反応の場合は明確な意思表示ではないため自己卑下呈示者への影響が弱かったと示唆している。今回の研究で見出された「相手への同調」は、吉田他 (2004) と類似した自己卑下呈示に対する反応であり、明確な意思表示をしていないため社会的スキルとは相関が示されなかった可能性があると考えられる。

次いで、相互独立的自己観は「“個人は他者から分離しており、他者から独立して独自性を主張することが必要”とする自己観」である (高田他, 1996, p.158)。高田他 (1996) は、相互独立的自己観尺度は「独断性」と「個の認識・主張」の 2 つの下位領域によって構成されていることを示した。「独断性」は「他者が自分の考えを何と思おうと気にしない」などの項目からなり、「個の認識・主張」は「自分の意見をいつもはっきり言う」等の項目からなる。この相互独立的自己観と「賞賛・依頼への対応」、「会話のきっかけ」が負の相関を示したのは、こうした自己卑下呈示行動をとることは、自らの独自性を下げる意味を持つためであると考えられる。石黒・村上 (2007) は、自己卑下呈示は相手に対する優位性

を下げる行為であるとしており、自己卑下呈示を行うことで相手との関係に配慮することになる。相手との関係に配慮して自己卑下呈示を行うことは、自己の優位性を下げ、個の認識を主張することを阻害してしまう。そのため、相手との関係に配慮する自己卑下呈示行動と「独断性」や「個の認識・主張」で構成された相互独立的自己観とは負の相関を示したのだろう。しかし、「相手への同調」は、相手が先に自己卑下呈示をしており、それに対して共感反応をするという自己卑下呈示行動である。相手が先に優位性を下げているため、自身の優位性を下げることが「独断性」や「個の認識・主張」に影響しなかったと考えられる。そのため、「相手への同調」と相互独立的自己観の間には有意な相関が示されなかったのではないだろうか。このように、本研究において得られた結果については一定の解釈は可能であるものの、いずれも一考察に過ぎず、本研究で作成された自己卑下呈示行動尺度の妥当性が十分に示されたとは言いがたい。

本研究において、自己卑下呈示行動には3つの側面があると示されたことは、今後の自己卑下呈示を扱う研究において有意義なものであると考える。また、各下位尺度の内的一貫性は一定の値を有しており、信頼性については確認できたと考えられる。ただし、自己卑下呈示行動尺度の妥当性については検討の余地が残されている。特に3つの下位尺度について弁別的妥当性という観点から十分な検討ができなかったのは、そもそも自己卑下呈示行動がどういった側面を有するのかという点についてあらかじめ予測できず、この点を検討するための尺度を用意することが困難であったためである。

したがって、今後の課題として、自己卑下呈示行動尺度の3つの下位尺度の弁別的妥当性や再検査信頼性の検討が挙げられる。また、実験室実験などを行い、本研究で作成した自己卑下呈示行動尺度が、実際に表出される自己卑下呈示行動を予測できるか否かについても検討することで、様々な角度から妥当性の検証を進めていきたい。

## 5. 参考文献

- Baumeister, R. F., Tice, D. M., & Hutton, D. G. (1989) Self-presentational motivations and personality differences in self-esteem. *Journal of Personality*, 57:547-579
- 福島 治 (1996) 自己呈示：自己概念と社会的状況の相互作用 東北大学博士学位論文 (未公開)
- 原田 純治・林 南実 (2017) 属性あるいは能力賞賛に対する自己卑下的呈示に関する研究 長崎大学教育学部紀要, 3:141-149
- 樋口 匡貴・川村 千賀子・原 郁水・塚脇 涼太・深田 博巳 (2007) 対人印象に及ぼす自己卑下呈示の効果の規定因 広島大学心理学研究, 7:103-108
- 石黒 格・村上 史朗 (2007) 関係性が自己卑下的自己呈示に及ぼす効果 社会心理学研究, 23:33-44
- 菊池 章夫 (1988) Social Skill 尺度の作成 東北心理学研究, 38, 67-68.
- 小島 弥生・太田 恵子・菅原 健介 (2003) 賞賛獲得欲求・拒否回避欲求尺度作成の試み 性格心理学研究, 11:86-98
- Leary, M. R. (1996) *Self-presentation: Impression management and interpersonal behavior*. Boulder, CO: Westview.
- Leary, M. R. & Downs, D. L. (1995) Interpersonal functions of the self-esteem motive: The self-esteem system as a sociometer. In M. H. Kernis (Ed.) , *Efficacy, agency and self-esteem* (pp.123-144) . New York: Plenum.
- Markus, H. R & Kitayama, S. (1991) Culture and the self : Implication for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98:224-253
- 村本 由紀子・山口 勸 (1994). 自己提示における自己卑下・集団高揚規範の存在について 日

本社会心理学会第 35 回大会発表論文集, 222-225

村本 由紀子・山口 勸 (1997) もうひとつの self-serving bias: 日本人の帰属における自己卑下・集団奉仕傾向の共存とその意味について 実験社会心理学研究, 37:65-75

Rosenberg, M. (1965) Society and the adolescent self-image. Princeton, NJ: Princeton University Press.

澄川 采加・稲垣 勉 (2019) 有能感の 4 類型と返礼行動の関連——仮定型に注目して—— 教育テスト研究センター年報, 4:69-71

高田 利武 (2000) 相互独立的-相互協調的自己観尺度に就いて 奈良大学総合研究所所報, 8: 145-163

高田 利武・大本 美千恵・清家 美紀 (1996) 相互独立的-相互協調的自己観尺度 (改訂版) の作成 奈良大学紀要, 24:157-173

山本 真理子・松井 豊・山成 由紀子 (1982) 認知された自己の諸側面の構造 教育心理学研究, 30:64-68

吉田 綾乃・浦 光博・黒川 正流 (2004) 日本人の自己卑下呈示に関する研究——他者反応に注目して—— 社会心理学研究, 20:144-151

吉田 寿夫・古城 和敬・加来 秀俊 (1982) 児童の自己呈示の発達に関する研究 教育心理学研究, 30:120-127

#### 付記

本研究の一部は、九州心理学会第 79 回大会において発表された。本研究に快くご協力を賜りました大学生・大学院生の皆様に心からお礼申し上げます。



# チューリングテストによる AI と人の特徴分析の予備的研究

赤堀 侃司

NPO 教育テスト研究センター

一般社団法人 ICT CONNECT 21・一般社団法人日本教育情報化振興会

## 抄録

人工知能（以下、AI と略す）と人の特性についてチューリングテストを用いて抽出した結果を基に、学習に適用することを目的として本研究を実施した。チューリングテストを用いて、問いかけに対して AI が答える回答と特定の人が答える回答を、60 名の実験協力者に提示し、どちらの回答が AI かを判定してもらいその正答率を求めた。同時に AI の回答内容を吟味して、もし人間だと仮定したらどの年齢レベルかを推定してもらった。その結果、AI だと正答した率は 17 問全体の平均値が 0.81 と高い値であった。また人間だと仮定した時の推定年齢は、平均的にはおよそ中学生レベルと推定された。ただし、この結果は提示した問いの内容に強く依存することが分かった。さらに年齢推定において、その理由を自由記述で書いてもらい分析した結果、AI と人間のいくつかの特徴が見いだせた。

キーワード：AI、AI 時代、チューリングテスト、ビッグデータ、学習方法

## 1. はじめに

これからの時代は Society5.0 に代表されるように、大きな社会変革と、未来の学びの姿が不連続的に進化すると言われている（Society 5.0 に向けた人材育成に係る大臣懇談会、2018）。その社会において、AI やビッグデータが大きな役割を果たすことは言うまでもない。その時代を AI 時代と呼べば、その未来を生きる子供たちには、どのような資質・能力が必要とされ、どのような学習が求められるだろうか（赤堀侃司、2019a）。プログラミング教育（赤堀侃司、2018）や STEM・STEAM 教育も、その学習内容・方法として有効であるかもしれないが、まだ模索中と言ってよいだろう。

そこで AI 時代における学習の在り方を探求するためには、AI と人間はどこが違うのかを、始めに明らかにする必要がある。これまでも、いくつかの優れた研究報告がある。例えば、新井紀子（2018）や奈良潤（2017）、ゲルトギーゲレンツァー（2010）などが参考になる。そこで論じられてきたことは、AI の強みと弱みや読解力などの小中学生が身に付けたい学力や、人間のもつ暗黙知や優れた直感力とこれらの力を生かす方法など、これからの学習への示唆を含んでいる。本研究では、これまでの先行文献の知見を参考にしながら、チューリングテストによる AI と人の比較や特徴分析を行い、その結果を元に AI 時代の学習について考察をして示唆を得ることを目的としている。

## 2. チューリングテストによる実験方法

### 2.1. チューリングテスト

チューリングテストは、アラン・チューリングの1950年の論文「Computing Machinery and Intelligence」の中で提案された人間と機械を判別する思考実験として知られているが、その概念図を図1に示す。

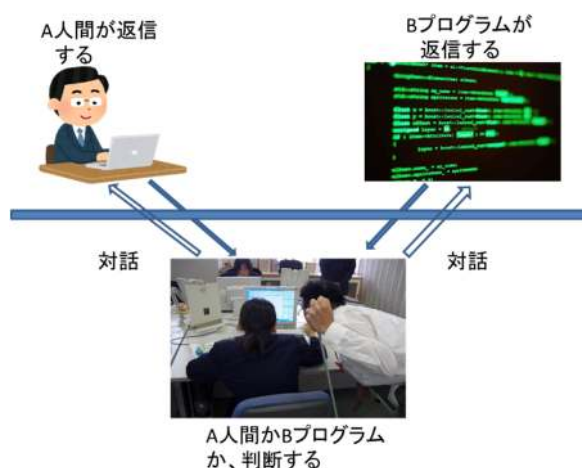


図1 チューリングテスト

図1のように、壁で仕切られた部屋を想定する。壁の手前の人間が、A人間とBプログラムの両方に問いを発信する。問いを受けたAとBはどちらかが返信するが、その問いと回答を繰り返す。問いを発信した手前の人間は、図1のように返信を受けるが、その返信はAの人間からなのかBのプログラムからなのかを判定する思考実験である。1回の試行では、Aの人間かBのプログラムのどちらかが返信するが、この試行を何回も繰り返して、その判定結果である正答率が同じ程度であれば、プログラムは人間と同じ知能を持つと言ってもよいのではないか、という考え方である。

## 2.2. 実験方法

<b>指示</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 問題で、AかBか、コンピュータか人間か</li> <li>・ コンピュータのほうを答える</li> <li>・ コンピュータのレベルを選ぶ</li> <li>・ その理由を書く</li> </ul>
<b>回答</b>	<p>1 (1) あいさつ *</p> <p><input type="radio"/> AIは、Aです。</p> <p><input type="radio"/> AIは、Bです。</p> <p>1 (2) あいさつ *</p> <p><input type="radio"/> 人間に例えると、幼児レベルです。</p> <p><input type="radio"/> 人間に例えると、小学生レベルです。</p> <p><input type="radio"/> 人間に例えると、中学・高校生レベルです。</p> <p><input type="radio"/> 人間に例えると、大学生かそれ以上のレベルです。</p> <p>1 (3) あいさつ *</p> <p>その理由は例でしようか、自由に書いてください。</p> <p>回答を入力</p>

図2 回答方法の例

本研究では、図1のようなりアルタイムの判定をする実験ではなく、実験協力者に提示する教材を予め準備して、その教材に対して判定してもらう方法を用いた。その教材は、筆者が問いを発信して、AIの回答はGoogle Homeの応答とし、人間の回答は筆者の応答として、テキストにして提示する教材である。

実験協力者には、AIはAかBのどちらですかという質問形式で判定をしてもらった。実験協力者には、AIと判定した場合、そのAIは人間だとしたらどのレベルかを判定してもらった。さらにその理由や根拠も自由記述で回答してもらった。その回答方法を図2に示す。

なお、そのレベルを本研究では推定年齢と呼び、以下の4段階に分けた。

1 : 幼児レベル、2 : 小学生レベル、3 : 中学・高校生レベル、4 : 大学生かそれ以上

実験協力者は、都内の大学生で男女それぞれ30名からなる合計60名であり、2018年10月20日に都内の大学で実施した。合計17の教材を用意した。

## 3. 分析と結果

図3に、正答率と推定年齢の相関分析のグラフを示す。相関係数は0.51で、この値自身にあまり意味はないが、図3の回帰直線の上部に知識カテゴリー (■で示す) が、下部に思考カテゴリー (●で示す) が、全体に認識カテゴリー (▲で示す) が分布していることが興味深い。サブカテゴリーの内容に依存することはあるが、カテゴリー毎の特徴が読み取れる。

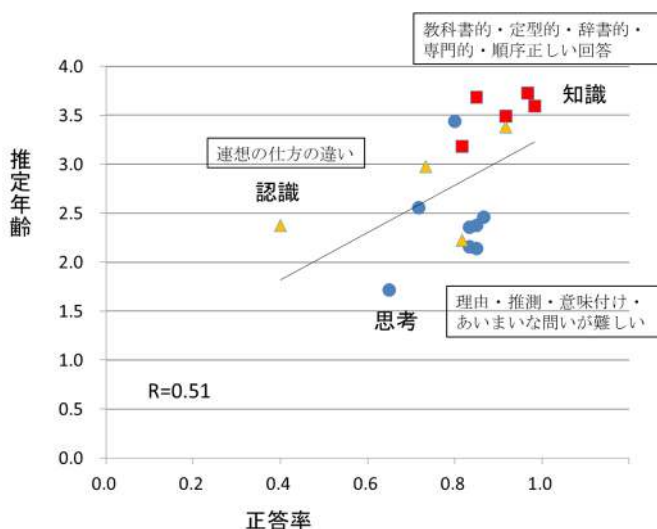


図3 正答率と推定年齢の相関グラフ

実験協力者の何故AIだと判定したのかという問いに対する自由記述の回答を分析した結果の特徴を、図3に書き加えた。

知識カテゴリーは、「教科書的・定型的・辞書的・専門的・順序正しい回答」という特徴があった。人間はあいまいで、その時その場で対応する柔軟性を持っているが、AIの回答した専門的な内容を読んで、その推定年齢は高いと判断したと思われる。思考カテゴリーは、逆に推定年齢は低く、その理由として「理由・推測・意味付け・あいまいな問いが難しい」が挙げられた。AIは、まだ思考レベルでは人間に

劣っていると大学生たちは判断した。特に、理由を述べる、文章を理解する、意味付けをするなどでは、人間の能力が優れていると感じたと言える。さらに認識カテゴリーでは、写真やイラストを見てどのような連想をするのか、どのように認識したのかという問いで、連想の違いによってばらつきが大きい結果になっている。

#### 4. 結論と考察

以上の結果と分析を、結論としてまとめる。

- (1) 大学生60名を対象にしたチューリングテストでは、AIと人間の判定は0.81と高い正答率を示した。これは、現代の若者が日常的にスマホなどに触れていて、AIを身近に感じているからと考えられる。
- (2) AIの正答率や推定年齢は、問いの内容である知識・思考・認識のカテゴリーに大きく依存する。全体的には、知識カテゴリーの推定年齢が高く、思考カテゴリーが低く推定された。全体の平均は、ほぼ中学生レベルと推定された。

なお本研究は、学会論文誌に投稿中であることを、お断りしておきたい（赤堀、2019b）。

最後に本論文は、(NPO) 教育テスト研究センターの支援と、科学研究費助成金・基盤研究C（代表、赤堀侃司，課題番号15K01034）の支援を受けたことを明記して、厚くお礼申しあげる。

#### 参考文献

赤堀侃司（著）（2018）プログラミング教育の考え方とすぐに使える教材集，ジャムハウス  
 赤堀侃司（著）（2019a）AI時代を生きる子どもたちの資質・能力，ジャムハウス  
 赤堀侃司（2019b）チューリングテストによるAIと人の特徴分析の予備的研究，AI時代の教育学会論文誌，269号掲載予定  
 新井紀子（著）（2018）AI vs. 教科書が読めない子どもたち，東洋経済新報社  
 ゲルトギーゲレンツァー（著），小松淳子（翻訳）（2010）なぜ直感のほうが上手いくのか？，インターシフト  
 奈良潤（著）（2017）人工知能を超える人間の強みとは，技術評論社





## 高校生のソーシャルスキルをイラスト呈示で測定するテストの開発

酒井 智弘<sup>1,2</sup>, 澤海 崇文<sup>1,3</sup>, 能渡 真澄<sup>1,2</sup>, 相川 充<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup>教育テスト研究センター <sup>2</sup>筑波大学 <sup>3</sup>流通経済大学

本研究は、OECDの動向を踏まえて、高校生のソーシャルスキルを、イラストを呈示して測定するテストの開発を目指すものである。ソーシャルスキルは包括的な概念であるため、本研究では、高校生が学校場面での対人関係を適応的に開始し、維持するために求められる「関係開始」「関係維持」「主張」「対人葛藤解決」「協調」「情動調整」の6つのスキルを仮定した上で、それらのスキルを測定した。高校生412名のデータを分析した結果、一部のスキルの信頼性が十分ではなかったものの、6つのスキルは測定できることが示された。

**キーワード:** ソーシャルスキル, Story-Based Illustrations, 高校生, 協調的問題解決, OECD

### 1. 問題と目的

OECD (2019) は、15歳児を対象に国際的な学習到達度調査（以下、PISAと表記する）を3年間隔で実施している。PISAでは、15歳児の読解力、数学的リテラシー、科学的リテラシーの分野が測定されるが、2015年の調査では、他者と協力して問題を解決する「協調的問題解決」能力も測定されている。この協調的問題解決には、ソーシャルスキルが含まれている（Griffin, McGaw, & Care, 2012）。そのため、15歳の高校生のソーシャルスキルを測定できる妥当性を有するテストの開発が国際的に求められている。

ソーシャルスキルは、自己評定と他者評定という方法で測定できるが、従来は自己評定型のソーシャルスキル尺度で測定されることが多い（安達, 2013）。また、国内のソーシャルスキル尺度の現状と課題を概観すると、様々なソーシャルスキル尺度が開発されているが、理論的枠組みに基づいたソーシャルスキル尺度は少ない（安達, 2013）。

一方、米国では、小学生を対象に学校場面で求められるソーシャルスキルを測定できる「Zoo U」という課題遂行型テストが開発されている（DeRosier, Craig, & Sanchez, 2012）。「Zoo U」は、従来の自己評定型のソーシャルスキル尺度でなく、課題によってソーシャルスキルを測定する点において示唆に富んだ測定法である。ただし、「Zoo U」は、小学生を測定対象にしているため、また、日米の文化差があるため、日本の高校生のソーシャルスキルを測定するには適していない。

このような現状を踏まえると、一定の理論的枠組みに基づき、特定のソーシャルスキルを網羅的に測定できるテストの開発が求められている。そこで、本研究では、「Zoo U」のような課題遂行型テストの測定法を参考にして、高校一年生を対象に、学校場面で必要なソーシャルスキルをイラストで呈示して測定する「イラスト版ソーシャルスキル・テスト」の開発を目指す。このテストの開発にあたっては、高校生が学校場面での対人関係を適応的に開始し、維持するために求められる「関係開始」「関係維持」「主張」「対人葛藤解決」「協調」「情動調整」の6つのスキルを仮定した。

イラスト版ソーシャルスキル・テストは、各スキルに対してイラストを伴うストーリーを複数用意し、それぞれのストーリーには4つの行動選択肢を示し、回答者にいずれかを選ばせる形式にした。このイラスト版ソーシャルスキル・テストの構造を図示したのが、Figure 1である。

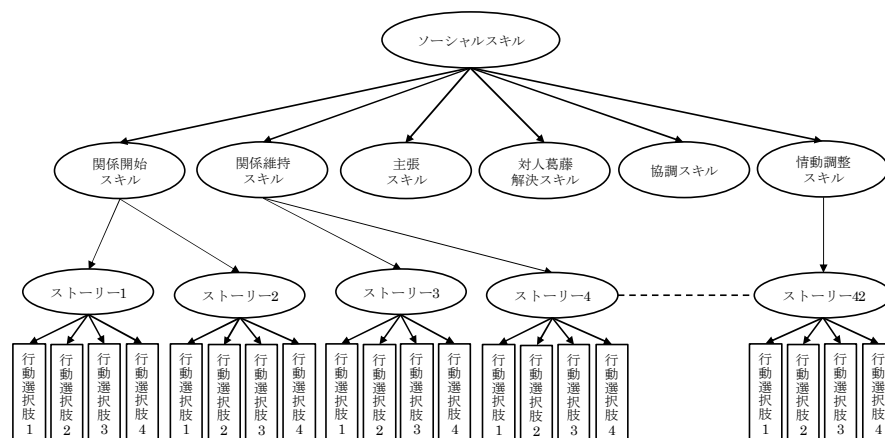


Figure 1 イラスト版ソーシャルスキル・テストの構造

## 2. 方法

**2.1 調査回答者** 調査回答者は、オンライン調査会社のモニターである高校1年生412名（男女206名ずつ、平均年齢=15.81,  $SD=0.40$ ）であった。

**2.2 イラスト版ソーシャルスキル・テスト** イラスト版ソーシャルスキル・テスト原版は、Figure 1に示した仮定に基づいて作成された。各スキルに対してイラストを伴う複数のストーリー、計42個のストーリーを用意した。各ストーリーには、友人やクラスメイトが登場し、彼らに対する4つの行動選択肢が提示されている。調査回答者には、各ストーリーにおける4つの行動選択肢それぞれについて、「する」「しない」の2件法で回答を求めた。

**2.3 行動選択肢のソーシャルスキルとしての評価** 42個の各ストーリーの行動選択肢は、第一著者、第二著者、第四著者が5件法（0：まったくスキルフルではない、1：スキルフルだがその程度はとて低、2：スキルフルだがその程度はやや低、3：スキルフルでその程度はやや高、4：スキルフルでその程度はとて高）で個別に評定した。

## 3. 結果

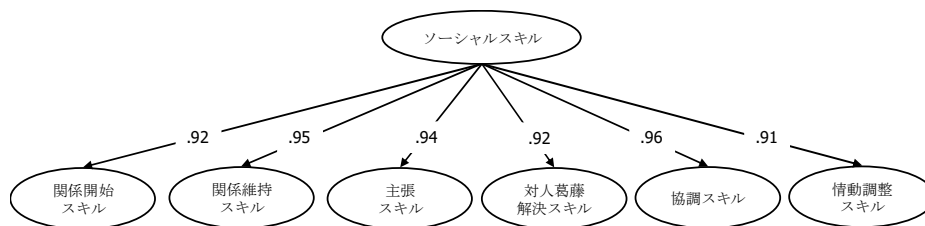
**3.1 行動選択肢の得点化** 上記の著者3名の評定の一致度を確認するために、168項目（ストーリー42個×4行動選択肢）に対する3名の評定値の級内相関を算出したところ、 $ICC(2, 3)=.87$  ( $95\%CI=[.81-.90]$ )であった。この値は、複数人の評定が一致している級内相関の値と見なされる.75 (Koo & Li, 2016)を超えていることから、3名の評定値は十分に一致していると言える。そこで、3名の評定値の平均値は行動選択肢の「重みづけ係数」として使用し、各調査回答者の行動選択肢を得点化した。

**3.2 イラスト版ソーシャルスキル・テストの高次因子分析** まず、各ストーリーで得点化した行動選択肢を合計して各ストーリー得点を算出した。この「ストーリー得点」を観測変数に、「スキル」を潜在変数にして、6つのスキル因子をまとめて確認的因子分析を行った。その結果から、「スキル」から「ストーリー得点」に対する因子負荷量が小さい値を示した3つのストーリーを削除して分析したところ、モデルの適合度は、 $\chi^2(687)=1106.07$ ,  $p<.01$ ,  $\chi^2/df=1.61$ ,  $CFI=.90$ ,  $RMSEA=.04$  ( $95\%CI=[.03-.04]$ ,  $BIC=1666.03$ )であり、十分な値であった (Table 1 参照)。このモデルに「ソーシャルスキル」という潜在変数を二次因子として加えた高次因子分析を行った結果、モデルの適合度は、 $\chi^2(696)=1138.82$ ,  $p<.01$ ,  $\chi^2/df=1.64$ ,  $CFI=.89$ ,  $RMSEA=.04$  ( $95\%CI=[.04-.04]$ ,  $BIC=1644.58$ )であり、おおむね許容できる値であった。6つのスキルに対するソーシャルスキル因子の因子負荷量の値は、すべて.90以上と非常に大きく、6つのスキルは「ソーシャルスキル」の1因子で説明できることが示された。この結果は Figure 2 に示した通りであった。なお、「関係開始」、「対人葛藤解決」、「情

動調整」の  $\alpha$  係数は、十分な  $\alpha$  係数の値と見なされる.70 (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010) を下回っていた。

**Table 1 各スキルに関する確認的因子分析の結果および記述統計量**

スキル	ストーリー数	因子負荷量 (Min~Max)	$\alpha$	M	SD	Min	Max
関係開始スキル	4	.55 ~ .66	.66	16.37	8.22	.00	34.00
関係維持スキル	6	.48 ~ .59	.70	27.24	9.85	.00	53.33
主張スキル	11	.41 ~ .58	.77	41.24	14.31	.00	86.00
対人葛藤解決スキル	3	.45 ~ .53	.44	3.19	1.59	.00	8.56
協調スキル	9	.44 ~ .65	.80	37.80	14.37	.00	75.00
情動調整スキル	6	.42 ~ .53	.62	24.11	7.65	.00	46.33



**Figure 2 イラスト版ソーシャルスキル・テストにおける高次因子分析の結果**  
注) 観測変数および誤差項は省略する。数値は因子負荷量を表す。

**4. 考察**

本研究で開発したイラスト版ソーシャルスキル・テストは、仮定した6つのスキルを測定できていて、それらの6つのスキルを「ソーシャルスキル」という1因子で説明できることを実証した。これは、イラスト版ソーシャルスキル・テストの「構造的側面からの証拠」を得たといえる。また、「関係開始」、「対人葛藤解決」、「情動調整」のスキルの信頼性については再検討が必要であると考えられる。今後も、イラスト版ソーシャルスキル・テストの妥当性に関する証拠を収集していくことが望ましい。

**5. 参考文献**

安達知郎 (2013) 子どもを対象としたソーシャルスキル尺度の日本における現状と課題—ソーシャルスキル教育への適用という観点から— 教育心理学研究, 61:79-94

DeRosier, M. E., Craig, A. B., & Sanchez, R. P. (2012) Zoo U: A stealth approach to social skills assessment in schools. *Advances in Human-Computer Interaction*, 22:1-7

Griffin, P., McGaw, B., & Care, E. (2012) Assessment and Teaching of 21st Century Skills, 三宅なほみ(監訳)・益川弘如・望月俊男(編訳)(2014) 21世紀型スキル—学びと評価の新たなかたち—北大路書房

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010) *Multivariate Data Analysis* (7th ed.). London: Prentice Hall

Koo, T. K., & Li, M. Y. (2016) A guideline of selecting and reporting intraclass correlation coefficients for reliability research. *Journal of Chiropractic Medicine*, 15:155-163

OECD (2019) Programme for International Student Assessment. Retrieved from <http://www.oecd.org/pisa/> (April 30, 2019)



# 基本的心理欲求支援が欲求充足を介して友人関係評価に及ぼす影響

## —制御焦点に着目して—

三和秀平<sup>1</sup> 外山美樹<sup>2</sup> 肖雨知<sup>3</sup> 長峯聖人<sup>4</sup> 湯立<sup>5</sup> 相川充<sup>6</sup>

<sup>1,2,3,4,5,6</sup> 教育テスト研究センター <sup>1</sup> 関西外国語大学外国語学部

<sup>2,6</sup> 筑波大学人間系 <sup>3,4,5</sup> 筑波大学人間総合科学研究科

大学生 223 名を対象に、友人関係における基本的心理欲求支援（自律性支援、関係性支援）、欲求充足（自律性充足、関係性充足）、関係評価の関連を制御焦点が調整するのかを検討した。分析の結果、欲求支援と欲求充足との関係において制御焦点の調整の効果がみられ、防止焦点において自律性および関係性のいずれの欲求においても欲求支援と欲求充足との関係が、促進焦点よりも強くみられた。また、媒介の効果を検討したところ、防止焦点においてのみ間接効果が有意となり、関係性支援が関係性充足を介して友人関係評価と関連することが示された。一方で、促進焦点においては自律性支援を受けたときに欲求が充足され、関係性を高く評価すると予想されたが、そのような関連はみられなかった。

**キーワード：**制御焦点、基本的心理欲求、欲求支援、欲求充足、友人関係

### 1. 問題と目的

自己決定理論（Deci & Ryan, 2000）では、人の基本的心理欲求として自律性への欲求、関係性への欲求、有能さへの欲求を想定している。そして、欲求を支える支援を受けることで、これらの欲求が充足され、ウェルビーイングの向上につながると想定されている。Hui, Molden, & Finkel（2013）は制御焦点（Higgins, 1997）に着目し、恋人関係における欲求支援と恋人関係に関わるウェルビーイングの関連について検討した。制御焦点理論（Higgins, 1997）では、人の目標志向性を獲得への接近に動機づけられ達成や進歩を目指す“促進焦点”と、損失の回避に動機づけられ失敗を回避することを目指す“防止焦点”に分類することが提唱されている。Hui et al.（2013）の研究では、促進焦点の個人は自律性支援を受けることで、防止焦点の個人は関係性支援を受けることで、それぞれ恋人関係に関わるウェルビーイングの向上につながることが示された。促進焦点の個人は、他者から提供される成長や達成に関わる機会に敏感である（Hui et al., 2013）。そのため、目標の追求を支えてくれる自律性支援を受けたときに高いウェルビーイングの評価につながったと考えられる。他方、防止焦点は相互依存的な考えと関連するとされている（e.g., Lee, Aaker, & Gardner, 2000）。そのため、防止焦点の個人は、関係性の維持に関わるような関係性支援を受けた時に高いウェルビーイングの評価につながったと考えられる。

これらの結果から、他者から支援を受けた際に、その支援の効果は、受け手の制御焦点の違いによって異なることが想定される。ただし、Hui et al.（2013）の研究では欲求支援（充足）とウェルビーイングの関連は検討されているものの、欲求支援が欲求充足を介してウェルビーイングと関連するという媒介の効果は明らかにされていない。また恋人関係について言及しているが、友人関係など他の関係にもこの知見を応用できるかは定かではない。そこで本研究では友人関係に着目し、以下の2つの仮説のもと媒介の過程における制御焦点の調整の効果を検討する。仮説 1：促進焦点の個人は、自律性支援を受けたとき

に自律性欲求が充足され, 友人関係をポジティブに評価する。仮説 2: 防止焦点の個人は, 関係性支援を受けたときに関係性欲求が充足され, 友人関係をポジティブに評価する。

## 2. 方法

### 2.1 調査協力者

調査協力者は関東地方および関西地方の大学生 223 名 (男性 114 名, 女性 107 名, 不明 2 名), 平均年齢は 19.69 歳 ( $SD=1.20$ ) であった。

### 2.2 使用尺度

①制御焦点: Promotion / Prevention Focus Scale 邦訳版 (尾崎・唐沢, 2011) を用いた (16 項目 7 件法)。得点化においては, 促進焦点の得点から防止焦点の得点を引き, 相対的制御焦点の得点を算出した。②欲求支援: Interpersonal Behaviors Questionnaire 日本語版 (肖・外山, 2018) の欲求支援行動の受領に関する項目を用いた (12 項目 7 件法)。なお, 友人関係に限定するため, 「私の友人は・・・」に続けて各項目を読んだうえで回答を求めた。分析には自律性支援 (e.g., 「私の友人は」私の好きなように選択させてくれる) および関係性支援 (e.g., 「私の友人は」私の行うことに関心を持ってくれる) を扱った。③欲求充足: Basic Psychological Need Satisfaction and Frustration Scale 日本語版 (Nishimura & Suzuki, 2016) の欲求充足に関する項目を用いた (12 項目 5 件法)。分析には, 自律性充足 (e.g., 私はやりたいことを自由に選んでいると感じている) と関係性充足 (e.g., 私が気に掛けている人は, 私のことも気に掛けてくれていると感じている) を扱った。④関係評価: Hui et al. (2013) を参考に作成した項目 (e.g., 私は, 友人との関係に満足している) を使用した (3 項目 7 件法)。その他の項目についても尋ねたが, 本研究では上記の結果について報告する。なお, 本調査の内容は関西外国語大学研究倫理委員会の承認を得た (承認番号: 2018-8)。

## 3. 結果と考察

各変数の  $\alpha$  係数は.81~.93 であり, 良好な値を示した。そこで, 仮説に倣い欲求支援が欲求充足を介して関係評価に与える影響を制御焦点が調整する調整媒介のモデル (Figure 1) について分析を行った。分析は各変数を中心化した上で行った。自律性について分析する際には関係性支援を, 関係性について分析する際には自律性支援をそれぞれ統制変数として投入した。

分析の結果 (Table 1), 自律性支援と自律性充足の関

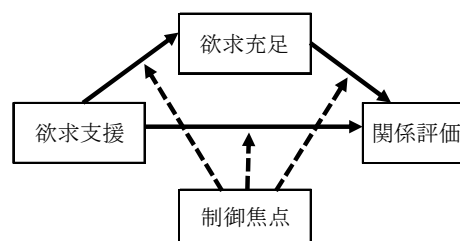


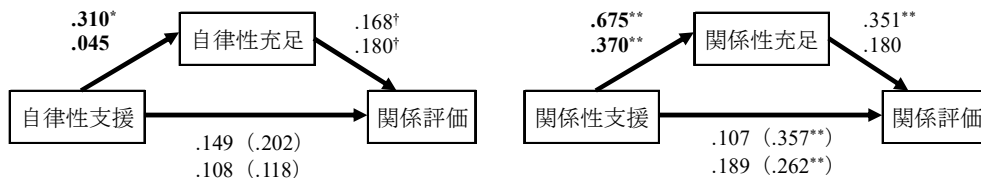
Figure 1 分析のモデル

Table 1 調整媒介分析の結果

	自律性支援→自律性充足→関係評価					関係性支援→関係性充足→関係評価				
	on 自律性充足					on 関係性充足				
	B	SE	p	95% IC		B	SE	p	95% IC	
欲求支援	.178	.107	.098	-.027	.388	.523	.094	.000	.339	.707
制御焦点	.039	.006	.000	.027	.050	.024	.005	.000	.014	.034
欲求支援×制御焦点	-.013	.005	.012	-.023	-.003	-.015	.004	.001	-.023	-.006
	on 関係評価					on 関係評価				
	B	SE	p	95% IC		B	SE	p	95% IC	
欲求支援	.128	.108	.239	-.086	.342	.148	.112	.188	-.073	.368
欲求充足	.174	.069	.012	.038	.310	.265	.078	.001	.112	.418
制御焦点	.004	.007	.604	-.010	.017	.006	.006	.337	-.006	.018
欲求支援×制御焦点	-.002	.006	.721	-.013	.009	.004	.006	.532	-.008	.016
欲求充足×制御焦点	.001	.006	.927	-.011	.012	-.008	.007	.254	-.022	.006
間接効果の検討	indirect	SE	95% IC			indirect	SE	95% IC		
防止焦点 (-1SD)	.052	.047	-.021	.167		.237	.097	.074	.455	
促進焦点 (+1SD)	.008	.028	-.039	.074		.067	.056	-.011	.214	

連および関係性支援と関係性充足の関連をいずれも制御焦点が調整していた。そこで, 独

立変数に±1SD の値をそれぞれ代入し、制御焦点が±1SD (−1SD を防止焦点, +1SD を促進焦点とする) の場合の単純傾斜を算出した (Figure 2)。その結果、自律性および関係性のいずれも防止焦点が強い場合に、欲求支援から欲求充足のパスが大きくなることが示された。また、ブートストラップ法 (ブートストラップ標本数 2000) による間接効果の検定の結果、防止焦点において間接効果が有意となった (95%CI: .074-.455)。



注1) \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , † $p < .10$   
 注2) 上段が防止焦点(−1SD), 下段が促進焦点(+1SD)の結果を表す  
 注3) 統制変数は省略した  
 注4) 括弧内は媒介変数を投入する前の値を表す  
 注5) 太字は交互作用が有意だった箇所を示す

Figure 2 調整媒介分析の結果

以上より仮説 1 は支持されなかった。本研究では特定の恋人や親友ではなく、一般的な友人を想定した。そのため、友人から自律性支援を受けても促進焦点の個人が望むような成長や達成の機会ととらえるに至らなかったのかもしれない。ただし、友人から受ける支援は成長や達成の機会とはとらえられなくても、関係維持においては重要である。そのため仮説 2 は支持され、関係の維持を重視する防止焦点においては、他者からの支援を受けたと感じやすく、欲求充足につながったと考えられる。

防止焦点は、促進焦点よりも、関係性支援を受けたときに欲求充足と強い関連を示し、高い関係評価につながっていた。防止焦点は、促進焦点と比べて相互依存的な考えを持つため (Lee et al., 2000), 支援を受けた際に安心できるような関係の維持ができていると強く感じ、特に関係性支援を受けたときには友人関係を高く評価していたと考えられる。

今後は、友人の中でも親密度の違いを考慮したり、恋人と友人との支援の内容の違いなどにも着目した研究をしたりすることが求められる。

#### 4. 参考文献

Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2002) *Handbook of self-determination research*. Rochester, New York: University of Rochester Press.

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

Hui, C. M., Molden, D. C., & Finkel, E. J. (2013) Loving freedom: Concerns with promotion or prevention and the role of autonomy in relationship well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 105: 61-85.

Lee, A. Y., Aaker, J. L., & Gardner, W. L. (2000) The pleasures and pains of distinct self-construals: The role of interdependence in regulatory focus. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78: 1122-1134.

Nishimura, T., & Suzuki, M. (2016) Basic psychological need satisfaction and frustration in Japan: Controlling for the big five personality traits. *Japanese Psychological Research*, 58: 320-331.

尾崎由佳・唐沢かおり (2011) 自己に対する評価と接近回避試行の関係性—制御焦点理論に基づく検討— *心理学研究*, 82: 450-458.

肖雨知・外山美樹 (2018) 欲求支援・阻害行動は基本的心理欲求を充足・挫折させるか—父親・母親・親友に着目して— *日本心理学会第 82 回大会発表論文集*: 1080.



三和 秀平, 外山 美樹, 肖 雨知, 長峯 聖人, 湯 立, 相川 充

# 欲求支援行動が課題学習へのエンゲージメントに及ぼす影響

## —制御焦点に着目して—

肖 雨知<sup>1</sup> 外山美樹<sup>2</sup> 長峯聖人<sup>3</sup> 三和秀平<sup>4</sup> 湯 立<sup>5</sup> 海沼 亮<sup>6</sup> 相川 充<sup>7</sup>

<sup>1, 2, 3, 4, 5, 6, 7</sup> 教育テスト研究センター <sup>1, 3, 5, 6</sup> 筑波大学人間総合科学研究科

<sup>4</sup> 関西外国語大学外国語学部 <sup>2, 7</sup> 筑波大学人間系

本研究の目的は、課題学習へのエンゲージメントの4側面（感情的・行動的・状态的・認知的）に対して、欲求支援行動（自律性支援・関係性支援）と制御焦点（促進焦点・防止焦点）が与える影響について検討することであった。仮説は、促進焦点の高い個人が自律性支援を、防止焦点の高い個人が関係性支援を受けた場合、高いエンゲージメントを示すということであった。大学生 64 名に対して実験室実験を行った結果、課題へのエンゲージメントの認知的側面では、仮説の一部が支持され、防止焦点の高い実験参加者において、関係性支援条件は自律性支援条件に比べて得点が高かった。仮説が一部支持されなかった理由ならびに今後の展望について考察を行った。

キーワード：自律性支援，関係性支援，制御焦点，エンゲージメント

### 1. 問題と目的

学習場面におけるエンゲージメントの規定要因として、自己決定理論（Ryan & Deci, 2017）は、3つの基本的心理欲求（自律性・有能感・関係性）の充足につながる他者の欲求支援行動（自律性支援，有能感支援，ならびに関係性支援）が有効であるとしている（Ryan & Deci, 2017）。また、近年では、欲求支援行動の効果を調整する要因として、制御焦点理論が注目されている。制御焦点理論（Higgins, 1997）では、獲得の存在に接近して不在を回避しようとする「促進焦点」と、損失の存在を回避して不在に接近しようとする「防止焦点」の2種類の目標志向性が仮定されている。Hui, Molden, & Finkle (2013) は、恋愛関係を対象に欲求支援行動の効果における制御焦点の調整効果を検討した。その結果、促進焦点が高い場合、自律性支援が適応的な結果と結びつきやすい一方、防止焦点が高い場合、関係性支援が適応的な結果との関連が強くなることが明らかにされている。

上記の知見を踏まえると、他者との関わりが含まれる学習場面においても、制御焦点が欲求支援行動と適応的な結果との関連を調整することが考えられる。そこで、本研究では、課題学習に着目し、課題学習へのエンゲージメントの複数の側面に対して、欲求支援行動と制御焦点が与える影響を検討することを目的とする。外山（2018）は、エンゲージメントの下位側面として、感情的（学習者の感情的反応）、行動的（課題における関与、努力や持続性、忍耐）、状态的（課題に意義を感じ誇りやインスピレーションの感覚を伴う課題に関する強い関与）、そして認知的側面（深い学習方略や、自己調整方略の使用）をあげている。

本研究の仮説は以下の通りである。自律性支援を受けた場合、促進焦点の高い個人は防止焦点の高い個人より、課題へのエンゲージメントが高い（仮説1）。ならびに、関係性支援を受けた場合、防止焦点の高い個人は促進焦点の高い個人より、課題へのエンゲージメントが高い（仮説2）。

## 2. 方法

**2.1 実験参加者と実験計画** 本実験は、筑波大学人間系研究倫理委員会の承認を得た（課題番号：筑30-161）。大学生64名（男性32名，女性32名，平均年齢19.80歳， $SD=1.06$ ）が実験に参加した。実験計画は、欲求支援行動（自律性支援・関係性支援）と制御焦点（促進焦点・防止焦点）の2要因実験参加者間計画である。

**2.2 使用尺度** (1) 制御焦点：Promotion/Prevention Focus Scaleの邦訳版（尾崎・唐沢，2011）を用いた（計16項目，7件法， $\alpha=.75, .82$ ）。促進焦点の得点から防止焦点の得点を引き，その差得点が中央値（ $Med=0.13$ ）より大きければ促進焦点群（ $n=31$ ），小さければ防止焦点群（ $n=33$ ）とした。(2) 基本的心理欲求の充足：Basic Psychological Need Satisfaction & Frustration Scaleの日本語版（Nishimura & Suzuki, 2016）の欲求充足に関する12項目を5件法で尋ねた（ $\alpha=.70\sim.74$ ）。(3) 英語の効力感：独自作成の2項目を7件法で尋ねた。(4) 英語の語彙力：「あなたの英語の語彙力は，大体どれくらいだと思いますか」と尋ねて回答を求めた。(5) 操作チェックの項目：Sheldon & Filak (2008)に基づいて作成し，6項目に対して5件法で評定を求めた。項目例は，自律性支援：「どの課題を選択するかは自分で決めることができた」，関係性支援：「インストラクターの話しかけ方が気に入らなかった」（逆転項目）などであった。(6) 課題へのエンゲージメント：外山 (2018) のエンゲージメント尺度を使用した。エンゲージメントの4側面（感情的・行動的・状态的・認知的）に対応する4つの下位尺度，計17項目から構成され，評定は7件法であった（ $\alpha=.75\sim.92$ ）。

**2.3 実験手続き** 実験手続きは，Sheldon & Filak (2008)に倣った。実験参加者は，ランダムに自律性支援条件（ $n=32$ ）か関係性支援条件（ $n=32$ ）に割り当てられた。実験課題は，英文字が含まれるマスにおいて3分の制限時間内に3文字以上の英単語を見つける「BOGGLE」というパズル課題であった。課題はプレ試行，本試行の計2回実施し，1回目の試行後に，うまく解くためのヒントについて説明を行った。使用尺度の(1)から(4)は課題の実施前に，(5)と(6)は実施後に回答を求め，課題を実施する間に，2つの条件の実験参加者に対してそれぞれ欲求支援行動の操作を行った。具体的には，自律性支援条件の実験参加者には，選択肢を与え，自発的な考えを促すような支援を与え，関係性支援条件での実験参加者には，実験参加者のことに関心や共感を示し，支持的な姿勢を示すような支援を与えた。

## 3. 結果

**3.1 操作チェック** 欲求支援行動ならびに制御焦点を独立変数とした分散分析を行った<sup>1</sup>。その結果，自律性支援の3項目のうちの2つの項目においては，欲求支援行動の主効果がみられ（ $ps<.001$ ,  $\eta_p^2s>.19$ ），自律性支援条件の方が関係性支援条件より有意に得点が高かった。一方，関係性支援の3項目のうちの1つにおいて，主効果は有意ではなかったが，小程度の効果量がみられ（ $p=.19$ ,  $\eta_p^2=.03$ ），関係性支援条件は自律性支援条件より得点が高かった。

**3.2 分析結果** 欲求支援行動と制御焦点を独立変数，エンゲージメントの各下位尺度の得点を従属変数，基本的心理欲求の充足，英語の効力感，英語の語彙力を共変数として投入した共分散分析を各行った。エンゲージメントの感情的・行動的側面では，欲求支援行動と制御焦点の主効果はいずれも有意ではなく，交互作用も有意とならなかった（ $ps>.49$ ,  $\eta_p^2s<.01$ ）。状态的側面では，欲求支援行動と制御焦点のいずれの主効果も有意ではなかったが，交互作用に関して小程度の効果量（ $p=.12$ ,  $\eta_p^2=.04$ ）がみられたため，下位検定を行った。その結果，自律性支援条件における制御焦点の単純主効果は有意傾向であり（ $p=.08$ ,  $\eta_p^2=.06$ ），防止焦点は促進焦点より得点が高かった。一方，関係性支援条件における制御焦点の単純主効果は

<sup>1</sup> 操作チェックの項目の $\alpha$ 係数は.50より下回り，合成変数を使用することは適切ではないと判断したため，項目ごとに分析を行った。

みられなかった ( $p=.74, \eta_p^2<.01$ ) (Figure 1)。認知的側面では、欲求支援行動と制御焦点の主効果は有意とならず、交互作用は小程度の効果量 ( $p=.19, \eta_p^2=.03$ ) がみられた。そこで、下位検定を行った結果、関係性支援条件における制御焦点の単純主効果は有意傾向であり ( $p=.06, \eta_p^2=.06$ )、防止焦点は促進焦点より得点が高かった。一方、自律性支援条件における制御焦点の単純主効果は有意ではなかった ( $p=.77, \eta_p^2<.01$ ) (Figure 2)。

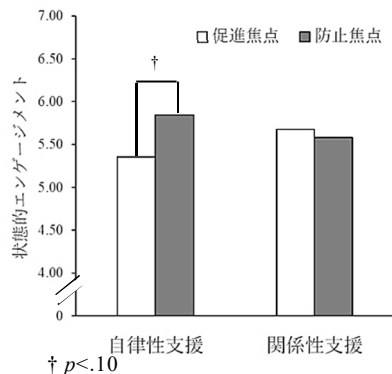


Figure 1 状态的エンゲージメントの結果

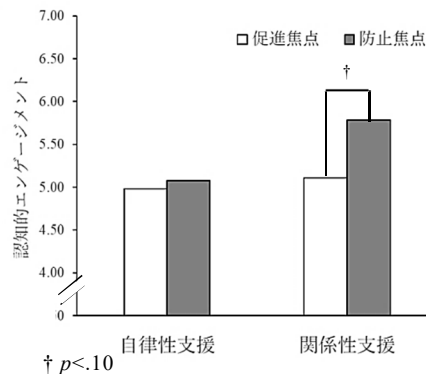


Figure 2 認知的エンゲージメントの結果

#### 4. 考察

本研究は、課題学習場面の欲求支援行動における制御焦点の調整効果を検討した。分析の結果から、仮説2はエンゲージメントの認知的側面において支持された。防止焦点の個人は、安全や安心を支える欲求支援行動に価値を感じ、結果として、工夫をしながら課題に取り組んでいたことが考えられる。一方、仮説1ならびに仮説2の認知的側面以外の部分は支持されなかった。その理由として、条件の操作をあげたい。今回の実験では、両条件において、関係性支援の操作チェックの項目は理論的中央値よりも高い値がみられた。これは、自律性支援条件の参加者に対しても、関係性支援の操作が行われてしまっていたことが考えられる。これを踏まえると、自律性支援条件においては2つの欲求支援行動が共に操作されたことによって、仮説に合致した結果がみられなかった可能性がある。今後の研究では、欲求支援行動の操作を洗練化する必要がある。それによって、各従属変数における欲求支援行動と制御焦点の交互作用の詳細が明らかになることが期待される。

#### 5. 引用文献

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

Hui, C. M., Molden, D. C., & Finkel, E. J. (2013) Loving freedom: Concerns with promotion or prevention and the role of autonomy in relationship well-being, *Journal of Personality and Social Psychology*, 105:61-85

Nishimura, T., & Suzuki, M. (2016) Basic psychological need satisfaction and frustration in Japan: Controlling for the big five personality traits, *Japanese Psychological Research*, 58: 320-331

尾崎由佳・唐沢かおり (2011) 自己に対する評価と接近回避試行の関係性—制御焦点理論に基づく検討—, *心理学研究*, 82:450-458

Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2017) *Self-determination theory: Basic psychological needs in motivation, development, and wellness*. Guilford Publications

Sheldon, K. M., & Filak, V. (2008) Manipulating autonomy, competence, and relatedness support in a game-learning context: New evidence that all three needs matter, *British Journal of Social Psychology*, 47:267-283

外山美樹 (2018) 課題遂行におけるエンゲージメントがパフォーマンスに及ぼす影響—エンゲージメント尺度を作成して—, *筑波大学心理学研究*, 56:13-20

肖 雨知, 外山 美樹, 長峯 聖人, 三和 秀平, 湯 立, 海沼 亮, 相川 充

# シャイな人が与える対人印象の実験的研究

## ——質問紙での回答操作による検討——

澤海 崇文<sup>1,2</sup> 稲垣 勉<sup>1,3</sup> 相川 充<sup>1,4</sup>

<sup>1</sup>教育テスト研究センター <sup>2</sup>流通経済大学 <sup>3</sup>鹿児島大学 <sup>4</sup>筑波大学

本研究は、シャイな人が他者に与える印象について、シャイではない人や平均的な人との比較を通じて実験的に検討することを目的とした。特に、日本人がシャイな人に対してどういった印象を抱きやすいのかという点について研究した。102名の日本人大学生が研究に参加し、架空の人物がシャイネス尺度に回答した様子が3種類のうち1つ提示され、その回答者に対する対人印象をSD法により評価した。その結果、シャイネスの低い人は全体的に肯定的な対人印象を与えていたものの、シャイネスが高い人とシャイネスが平均的な人とを比較した場合、善良性や粘り強さといった次元で統計的な違いは観測されなかった。

キーワード：シャイネス，対人印象，活動性，社会的望ましさ，粘り強さ

### 1. 問題と目的

シャイネスとは、“特定の社会的状況を超えて個人内に存在し、社会的不安という情動状態と対人的抑制という行動特徴をもつ症候群”と定義されている(相川, 1991)。他にもLeary (1986)のシャイネスの定義が先行研究で多く引用されているが、その定義の中にも症候群 (syndrome) という言葉が含まれている。この言葉から連想されるように、シャイネスに対しては一般的に否定的な語感が暗示されている。特に西洋社会においては、シャイネスは対処すべきものという扱いをされている。

実証研究においても同様の傾向が指摘できよう。例えば、Alm & Frodi (2008)の質的研究では、参加者に対してシャイネスをテーマとした半構造化面接を実施したところ、大半の回答者は、シャイネスの否定的な側面に言及していた(例えば周りに対してシャイネスの高い人は自身がつまらない人であるという印象を与えかねない点)。また、シャイネスに対して日本人大学生がどういった印象を持つか(肯定的か否定的かの二択)を調査した研究によると、約70%の回答者がシャイネスを否定的なものに見なしていた(稲垣(藤井)・澤海・相川, 2017)。

以上の先行研究は、シャイネスという言葉に対しての評価や印象を検討した研究であるが、シャイネスという言葉への評価と、シャイな人の行動側面などに基づいてシャイな人に対して下す評価とは別々のものとして捉えるべきであろう。

シャイな人が他者に与える印象も、従来は決して望ましいものとは言えなかったが、時代とともに対人印象や対人判断は変わってくる。現代では、シャイな女性は、男性からかわいいと見なされることもあり(塚田, 2019)、シャイな男性は、女性から愛を感じることもあると言う(ふくだ, 2013)。また、Alm & Frodi (2008)の質的研究のデータにおいても、シャイな人に対しては、話しかけやすいと回答した者もいた。肯定的か否定的かという二者択一の枠組みではなく、詳細な印象を検討する必要性が示唆される。

本研究では、シャイな人が肯定的な印象を与える可能性もあるという現代の時代背景も踏まえて、シャイな人が与えるポジティブな対人印象にも目を向け、シャイな人とそうでない人に対して日本人が抱く印象を実験的に比較する。具体的には、シャイな人の行動

や考えを提示し、それに基づいて対人判断を実験参加者に行ってもらい実験を実施する。その際、シャイな人に対する対人印象を肯定的もしくは否定的という二元的な分類で検討するのではなく、詳細な印象評定を用いる。シャイな人に対する対人印象の比較対象として、全くシャイではない人と、シャイの程度が平均的な人を設定し、シャイな人がどのような対人印象を周囲に与えているのかを検討する。

実験の結果は、対人印象の判断軸によって、シャイな人の印象が良いものであるか否かが変動すると予測される。

## 2. 方法

**2.1 実験参加者** 東京都内の私立大学生 102 名（男性 34 名、女性 68 名；年齢  $M = 20.28$  歳、年齢  $SD = 0.59$  歳）が実験に参加した。

**2.2 材料** 実験は質問紙が配布されて実施された。最初に架空の人物のシャイネス尺度への回答が提示された。具体的には、相川 (1991) の特性シャイネス尺度 (Trait Shyness Scale: TSS) への回答パターンを 3 種類作成し、高/中/低シャイ条件を操作した。高シャイ条件では、5 件法で回答する TSS において、架空の回答者がランダムに 4 または 5（反転項目においては 1 または 2）を選択している回答パターンが示された。一方、低シャイ条件では、高シャイ条件と正反対の回答パターンが提示された。中シャイ条件では、回答者がすべての項目においてランダムに 2, 3, もしくは 4 を選択している回答パターンが示された。なお、実験操作の際、これらの回答パターンが実在する人物による回答であり、本人の許可を得て提示しているとの虚偽の説明を行った。

実験参加者は、上記の 3 種類の回答パターンのうち、ランダムに 1 種類が割り当てられ、その回答パターンを見た後、その回答者に対する印象評定を実施した。対人印象は沼崎・工藤 (2003) の形容詞もしくは形容動詞 23 対を採用し、5 件法の SD 法で評定された。

**2.3 手続き** 実験は講義時間の一部を使用し、集団で一斉に行われた。実験終了後、参加者には虚偽の説明があった旨も添えて、デブリーフィングを行った。

## 3. 結果

**3.1 対人印象の因子分析** SD 法で評定を求めた形容詞・形容動詞の 23 対に対して探索的因子分析（最尤法、プロマックス回転）を実施した。固有値 1 以上という基準に基づき、3 因子が抽出された。次に、いずれの因子に対しても因子負荷が .40 に達していない 2 対を削除したところ、21 項目が残った。さらに、複数の因子に対して因子負荷が .40 以上を示した 5 つの項目も削除し、最終的に 16 項目が残った。因子分析の結果は表 1 に記した。第 1 因子は“外向的な-内向的な”、“不活発な-活発な”、“暗い-明るい”などの項目が寄与していたため、“活動性”と名付けた。第 2 因子は“人の悪い-人のよい”、“意地悪な-親切な”、“誠実な-不誠実な”などの項目が寄与していたため、“善良性”と命名した。第 3 因子は“粘り強い-諦めやすい”、“責任感の強い-無責任な”の 2 項目が寄与していたため、“粘り強さ”と名付けた。各因子に関して、因子負荷が .40 に達した項目を逆転項目処理後に相加平均を取り、下位尺度を構成した（それぞれ  $\alpha = .96, .75, .73$ ）。

**3.2 対人印象の分散分析** 対人印象を構成する 3 つの下位尺度をそれぞれの分析での従属変数、TSS への回答パターンを独立変数とする参加者間 1 要因分散分析を行ったところ、以下の結果が得られた（下位検定は有意水準 5% の Bonferroni 法による）。活動性得点は低、中、高シャイ条件の順に有意に高かった ( $F(2, 99) = 438.44, p < .001, \eta_p^2 = .90$ ; 順に  $M = 4.54, 2.95, 1.84$ )。善良性得点は中シャイ条件に比べて低シャイ条件が有意に高いという差が見られた ( $F(2, 99) = 3.87, p = .02, \eta_p^2 = .07$ ; 低、中、高の順に  $M = 3.62, 3.26, 3.45$ )。粘り強さ得点は低シャイ条件が他の 2 条件に比べて有意に高かった ( $F(2, 99) = 12.93, p$

< .001,  $\eta_p^2 = .21$  ; 低, 中, 高の順に  $M = 3.46, 2.89, 2.80$  )。

表1 対人印象の因子分析結果

	第1因子	第2因子	第3因子
外向的な-内向的な	-0.969	0.055	0.004
非社交的な-社交的な	0.947	0.011	-0.027
不活発な-活発な	0.944	0.053	0.023
自信のない-自信のある	0.922	-0.088	-0.067
暗い-明るい	0.902	0.039	-0.063
人付き合いのよい-人付き合いの悪い	-0.842	-0.173	-0.079
堂々とした-貧素な	-0.807	0.034	0.036
親しみやすい-親みにくい	-0.786	-0.203	-0.017
重々しい-軽い	0.782	-0.256	-0.130
落ち着きのない-落ち着いた	-0.518	0.129	-0.364
人の悪い-人のよい	0.123	0.808	0.155
意地悪な-親切な	0.020	0.710	-0.018
にくらしい-かわいらしい	-0.041	0.555	-0.067
誠実な-不誠実な	0.228	-0.543	0.231
粘り強い-諦めやすい	-0.155	0.007	0.933
責任感の強い-無責任な	-0.133	-0.261	0.411

#### 4. 考察

分析結果より, シャイではない人に対しては3つの因子すべてにおいて比較的高い評価がなされていたが, シャイネスが高い人と平均的な人とを比べた場合, 善良性と粘り強さの因子においては, 特に差がないことが示された。

ただし, 実験参加者が東京都内の大学生と限定的であったり, シャイな人の実際の行動を観察してはいなかったりと, 本研究で見られた結果の解釈には注意を要する。

今後は, シャイな人の行動を実際に観察して対人印象を答えてもらうといった現実的な場面での検討も望まれる。

#### 5. 参考文献

- 相川 充 (1991) 特性シャイネス尺度の作成および信頼性と妥当性の検討に関する研究, 心理学研究, 62:149-155
- Alm, C., & Frodi, A. (2008) Tales from the shy: Interviews with self- and peer-rated, shy and non-shy individuals concerning their thoughts, emotions, and behaviors in social situations, *Qualitative Research in Psychology*, 5:127-153
- ふくだりょうこ (2013) ロベタぐらいがちょうどいい? 「シャイな男子にキュンとした瞬間」 <https://woman.mynavi.jp/article/130219-002/> (参照日 2019.05.14)
- 稲垣(藤井) 勉・澤海崇文・相川 充 (2017) 現代の「シャイネス」のイメージ調査, 教育テスト研究センター年報, 2:55-57
- Leary, M. R. (1986) Affective and behavioral components of shyness: Implications for theory, measurement, and research. In W. H. Jones, J. M. Cheek, & S. R. Briggs (Eds.), *Shyness: Perspectives on research and treatment* (pp. 27-38). New York, NY: Plenum Press
- 沼崎 誠・工藤恵理子 (2003) 自己高揚的呈示と自己卑下の呈示が呈示者の能力の推定に及ぼす効果—実験室実験とシナリオ実験との相違—, 実験社会心理学研究, 43:36-51
- 塚田 牧夫 (2019) 顔は関係ない…!男が言う「可愛い女」の本当の意味 4 つ <https://ananweb.jp/anan/216240/> (参照日 2019.05.14)





# 全国規模の調査データによるシャイネスの年代差の検討

## ——性別ごとの分析も含めて——

澤海 崇文<sup>1,2</sup> 稲垣 勉<sup>1,3</sup> 相川 充<sup>1,4</sup>

<sup>1</sup>教育テスト研究センター <sup>2</sup>流通経済大学 <sup>3</sup>鹿児島大学 <sup>4</sup>筑波大学

本研究は、恥ずかしさの度合いを表すシャイネスの年代差を見るべく、シャイネス尺度での得点が年代間でどのように異なるかを調査した。シャイネスを測定する尺度（特性シャイネス尺度：相川，1991）を含むインターネット調査を実施し、16歳から69歳の幅広い年齢層から構成される1448名が日本全国から参加した。シャイネスに対して全体的に性別よりも年代による違いが観測され、40代で高くなる傾向が観測された。シャイネスと年齢の関係は、一般的な相関分析では検討できないような曲線相関が読み取れた。しかし、本研究で得られた年代差は発達的变化ではなく時代的变化による影響も考えられるため、今後は対象者のシャイネスの程度を長期間追うような継時的な比較が望まれる。

**キーワード：**シャイネス，年代差，性差，曲線相関

### 1. 問題と目的

恥ずかしがり屋の程度は、心理学ではシャイネスと呼ばれる。シャイネスとは、“特定の社会的状況を超えて個人内に存在し、社会的不安という情動状態と対人的抑制という行動特徴をもつ症候群”と定義されている（相川，1991）。シャイネスは万人に共通の感情であるとされ（Zimbardo, 1977）、シャイネスを経験したことがない人はほぼいないといえる。大学生を対象とした岸本（1988）や相川・藤井・澤海（2012）の調査では、80%を超える回答者がシャイネスを感じた経験があると報告している。

しかし、その度合いは人によって変わってくると思われる。シャイネスの程度が個人によってどう異なるかという点の検討に関しては二つのアプローチが可能であろう。一つは性別に着目してシャイネスの性差を取り上げる研究、もう一つは年齢もしくは世代によってシャイネスがどう異なるかを見る研究である。増田・岸本（1990）は幼児を対象とし、シャイネスの程度を測定したが、性差および年齢差ともに観測されなかった。小学生を対象とした相澤・山根（2015）では、学年差は見られなかったが、性差が観測されて男子よりも女子の方がシャイネスの程度が高かった。Cheek & Krasnoperova（1999）は思春期までの人を対象とし、シャイネスの度合いを年齢間で比較したところ、シャイネスは幼児期から思春期にかけて上昇し、14歳から17歳頃にピークに達するという。

以上の先行研究は思春期までの人を対象となっていたが、青年期以降にシャイネスがどう変化していくかという点について、また性別間で違いがあるのかという点について、日本人を対象とした検討はなされていない。仮に、特定の世代でシャイネスの程度が高いといった結果が観察されるならば、シャイネスを改善するトレーニングやプログラムが特にその世代に向けて必要とされると考えることができる。したがって、シャイネスの高さが世代を通じてどのように変化するかを検討することは重要な研究テーマである。そこで、本研究ではシャイネスの発達的变化に検討を加えるため、日本人を対象に全国規模のインターネット調査を実施して、幅広い年齢層のデータを集め、各世代の人が平均的にどの程度の高さのシャイネスを感じているかを、性別を考慮に入れて検討する。

## 2. 方法

**2.1 調査参加者** 調査実施時にインターネット調査会社のモニターであった日本人1448名（男女各724名，年齢範囲16—69歳）が回答した。日本全国のモニターを対象に，年代ごとにほぼ同数の参加者をサンプリングした。

**2.2 シャイネスの測定** 特性シャイネス尺度（相川，1991）をシャイネス測定のために使用した。尺度は16項目から構成され，5件法（“1 全くあてはまらない” — “5 よくあてはまる”）で回答を求めた。性別や年齢，居住地域といったデモグラフィック変数への回答も求めた。なお，調査には本報告に含まれない尺度も同時に測定されていた。

**2.3 手続き** 調査は2016年3月に実施された。調査参加者は，調査会社より案内されたURLにアクセスして回答した。

## 3. 結果

**3.1 シャイネスに関するデータ処理** 特性シャイネス尺度は逆転項目を処理し，十分な信頼性があることを確認した（ $\alpha = .920$ ）のちに，相加平均を算出した。得点が高いほど，シャイネスが高いことを示す。また，年齢を10歳区切りの年代に変換した変数（e.g., 10代を1，20代を2というように順序尺度に変換したもの）も続く分析で使用することとした。

**3.2 年齢とシャイネスの相関関係** シャイネス得点と年齢との相関係数を算出すると， $r = -.050$ （ $p = .056$ ）となり，有意に至らなかった。次に性別ごとに同様の相関係数を算出したところ，男性では $r = .015$ （ $p = .688$ ），女性では $r = -.112$ （ $p = .003$ ）となり，女性において年齢が上がるほどシャイネスの程度が下がる傾向が読み取れた。

**3.3 年代とシャイネスの関係** 相関分析では曲線相関などの非直線的な関係を検討できないため，性別および年代ごとにシャイネス得点の平均値を求め，図1に示した。

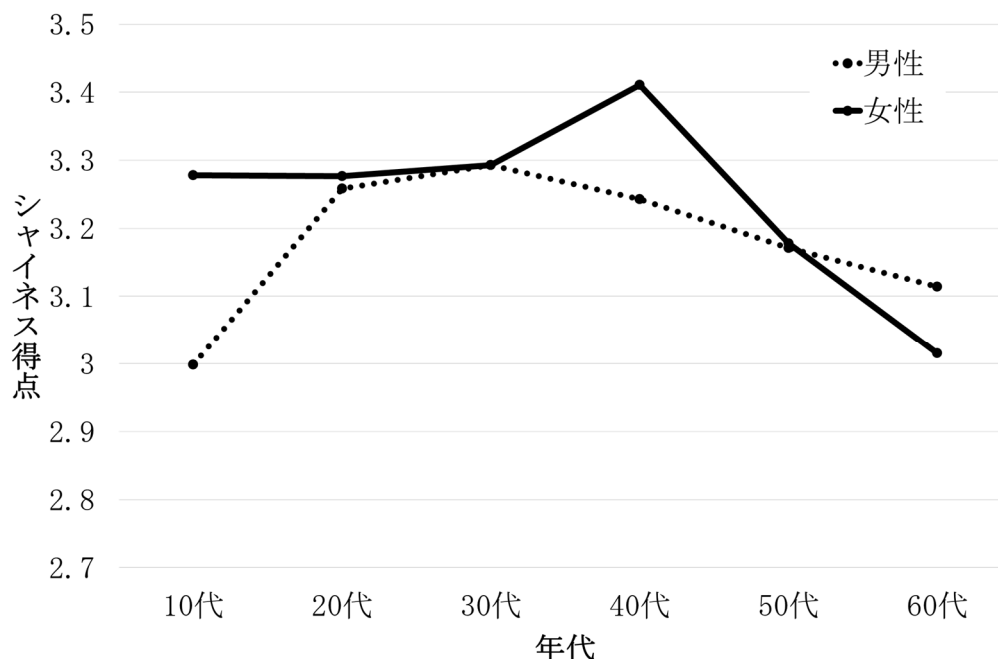


図1 性別および年代ごとのシャイネス得点

性別（男女の 2 水準）および年代（10 代から 60 代までの 6 水準）を要因とした参加者間 2 要因分散分析を実施したところ、性別の主効果は  $F(1, 1436) = 2.779, p = .096, \eta_p^2 = .002$  となり、有意ではなかったが、年代の主効果は  $F(5, 1436) = 4.860, \eta_p^2 = .017$  となり、有意な効果が観測された。Tukey 法による 5%水準の多重比較で下位検定を行ったところ、性別によらず、10 代に比べて 40 代でシャイネスが有意に高く、60 代に比べて 20 代、30 代、40 代でシャイネスが有意に高かった。なお、2 要因の交互作用は有意ではなかった ( $F(5, 1436) = 2.204, p = .052, \eta_p^2 = .008$ )。

#### 4. 考察

本研究は、1400 名以上の調査参加者にシャイネスを測定する尺度への回答を求め、その得点が性別、年齢もしくは年代によって異なるか否かを検討した。相関分析の結果から、女性においては年齢が上がるほどシャイネスが下がる傾向が示唆された。しかし、シャイネスと年齢の関係を検討する上で、二者が直線的な関係にあるか否かは一概にいえず、年齢ではなく年代にまとめて再分析を行った。その結果、全体的に性別によってシャイネス得点が異なるという結果は見られなかったが、年代によってシャイネス得点が異なるという傾向が観測された。具体的には、40 代においてシャイネスが高くなる傾向が見て取れた。

この結果については、40 代は壮年期から中年期に移行する時期であり、このようなライフステージの変化がシャイネスの程度に影響していると解釈できるかもしれない。ただし、本研究で取得したデータは 1 時点のみのものであり、解釈には注意を要する。今回見られた年代差が発達的变化によるものか、時代的变化によるものかは結論付けられない。シャイネスの発達的变化について検討するためには、今後は縦断的な調査が望まれる。

本研究の結果は、日本人では主に 40 代のシャイネスが高いという結果が得られたが、40 代の当人たちがシャイネスを変えたいと思っているか否かは別の議論が必要である。また、シャイネスを変えられるかどうかという信念が、シャイネス変容に影響することが考えられる。今後は、これらのことを測定する尺度も含めて (Beer, 2002)、各年代においてのシャイネス変容のニーズや、シャイネス可変性の信念も測定されることが期待される。

#### 5. 参考文献

- 相川 充 (1991) 特性シャイネス尺度の作成および信頼性と妥当性の検討に関する研究, 心理学研究, 62:149-155
- 相川 充・藤井 勉・澤海崇文 (2012) 現代におけるシャイネスのイメージ調査—24 年前との比較—, 日本心理学会第 76 回大会発表論文集, 33
- 相澤直樹・山根隆宏 (2015) 児童期後期における社交不安（シャイネス）の発達的变化—対人場面における他者の意図の判断との関連から—, 神戸大学大学院人間発達環境学研究科研究紀要, 8:67-75
- Beer, J. S. (2002) Implicit self-theories of shyness, *Journal of Personality and Social Psychology*, 83:1009-1024
- Cheek, J. M., & Krasnoperova, E. N. (1999) Varieties of shyness in adolescence and adulthood. In L. A. Schmidt, & J. Schulkin (Eds.), *Extreme fear, shyness, and social phobia: Origins, biological mechanisms, and clinical outcomes* (pp. 224-250). New York, NY: Oxford University Press
- 岸本陽一 (1988) シャイネス (shyness) に関する予備調査, 日本心理学会第 52 回大会発表論文集, 803
- 増田公男・岸本陽一 (1990) シャイネス (Shyness) に関する研究 IV, 日本教育心理学会第 32 回総会発表論文集, 156
- Zimbardo, P. G. (1977) *Shyness: What it is, what to do about it*. Reading, MA: Addison-Wesley



# 顕在的・潜在的シャイネスの不一致に関する検討<sup>1</sup>

## —孤独感，攻撃性，主観的幸福感を指標として—

稲垣 勉<sup>1,2</sup> 澤海 崇文<sup>1,3</sup> 相川 充<sup>1,4</sup>

<sup>1</sup>教育テスト研究センター <sup>2</sup>鹿児島大学 <sup>3</sup>流通経済大学 <sup>4</sup>筑波大学

本研究では、自己報告によって測定される顕在的シャイネスと、自己報告によらない間接的な方法で測定する潜在的シャイネスの不一致がもたらす影響について、孤独感、攻撃性、主観的幸福感を取り上げて検討した。41名の男女を対象にした調査の結果、顕在的・潜在的シャイネスに不一致がある場合に、攻撃性の下位尺度である言語的攻撃が低い傾向がみられた。この点は顕在的・潜在的シャイネスの不一致によってネガティブ感情が生起したことに起因するという解釈が考えられるが、更なる検討が必要である。

**キーワード：**シャイネス，不一致，孤独感，攻撃性，主観的幸福感

### 1. 問題と目的

潜在的な特性や態度を測定する潜在連合テスト (Implicit Association Test; Greenwald, McGhee, & Schwartz, 1998; 以下 IAT) は、従来の顕在的測定と比して信頼性や安定性に優れ、個人差の測定に適している (潮村, 2016)。信頼性・安定性の高い IAT が作成されたことに伴い、顕在的・潜在的な特性や態度の不一致を扱う研究も増加している。これらの研究には、自尊心 (e.g., Jordan, Spencer, Zanna, Hoshino-Browne, & Correll, 2003) やシャイネス (e.g., Briñol, Petty, & Wheeler, 2006) などが挙げられる。特に顕在的・潜在的自尊心の不一致を扱った先行研究が多いが (e.g., 原島・小口, 2007; Jordan et al., 2003), これらの研究では、顕在的自尊心が高く潜在的自尊心が低い場合、両者が高い場合と比して自己愛が高かったり、内集団ひいきを強く行ったりするといった結果が報告されている。すなわち、人の特性や態度を理解し、行動を予測する場合、これまで測定されてきた顕在的側面に加えて潜在的側面も測定し、両者の不一致の程度も考慮することの有用性が示された。

澤海・藤井・相川 (2012) は、質問紙を用いて測定する顕在的シャイネス (Explicit Shyness: 以下 ES) と、潜在的測定を用いて測定する潜在的シャイネス (Implicit Shyness: 以下 IS) の不一致について、自己愛の3下位尺度を対象に検討した。その結果、自己主張性のみ ES と IS の交互作用が観察され、ES と IS が不一致である群は一致している群より自己主張性が低かったが、他の2下位尺度 (注目・賞賛欲求, 優越感・有能感) では交互作用はみられなかった。澤海他 (2012) で検討されたのは自己愛のみであったことから、本研究ではシャイネスと一定の関連が予想される攻撃性、孤独感、主観的幸福感を取り上げ、ES と IS の不一致についてさらなる検討を加える。

### 2. 方法

**2.1 参加者** 19-32歳の男女41名 (男性16名, 女性25名, 平均年齢24.14歳,  $SD = 3.55$ )

<sup>1</sup> 本研究のデータセットは藤井・澤海・相川 (2015) と同一であるが、藤井他 (2015) では諸変数間の相関関係を検討しており、ES・ISの不一致に焦点を当てた本研究とは目的が異なる。したがって、結果においては両者の不一致 (i.e., 交互作用) に絞って報告する。

が本研究に参加した。

**2.2 材料** 顕在的測度は Trait Shyness Scale (相川, 1991; 以下 TSS) 16 項目, 日本語版 Buss-Perry 攻撃性質問紙 (BAQ; 安藤他, 1999) 24 項目, 改訂 UCLA 孤独感尺度 (諸井, 1992) 20 項目, 主観的幸福感尺度 (Diener, 1984) 5 項目を使用し, 全て 5 件法 (1: あてはまらない—5: あてはまる) で回答を求めた。潜在的測度は相川・藤井 (2011) のシャイネス IAT を使用した。上記の他にいくつかの心理尺度や課題を実施しているが, 本報告の内容とは関連しないため割愛する。

**2.3 手続き** 本研究は全て PC を用いて実施した。まず, 参加者に対し顕在的測度とシャイネス IAT を実施した。顕在的測度とシャイネス IAT の実施順序は参加者ごとにカウンターバランスをとった。調査が終了した後, 参加者に再度連絡を取り, 謝礼 (図書カード 500 円分) を渡した。

### 3. 結果

**3.1 各尺度の得点化** 顕在的測度は逆転項目を逆転した上で, 合算平均得点を算出した。IAT は *D* 得点 (Greenwald, Nosek, & Banaji, 2003) を算出した。いずれの尺度も得点が高いほど, その尺度名の傾向が高いことを示す。

**3.2 ES と IS の不一致の検討** TSS 得点 ( $\alpha=.92$ ) と IAT 得点の中央値 (順に 3.19, -0.18) を基準に, 参加者を ES・IS の低群・高群にそれぞれ分割した。その後, ES (高・低) および IS (高・低) を独立変数, 孤独感 ( $\alpha=.85$ ), 攻撃性 (身体的攻撃, 短気, 敵意, 言語的攻撃 (順に  $\alpha=.83, .76, .72, .70$ )), 主観的幸福感 ( $\alpha=.80$ ) を従属変数とした分散分析を行った。以下, ES と IS の不一致が見られた箇所, すなわち交互作用が有意だった結果のみ報告する。

ES と IS の交互作用が有意だったのは, 攻撃性の下位尺度の一つである「言語的攻撃」のみであった ( $F(1, 33) = 13.20, p = .001, \eta_p^2 = .29$ )。単純主効果検定の結果, ES 低群において, 言語的攻撃は IS 高群 ( $M=2.64$ ) より IS 低群 ( $M=3.56$ ) の方が 1%水準で有意に高かった。また IS 低群において, 言語的攻撃は ES 高群 ( $M=2.40$ ) より ES 低群 ( $M=3.56$ ) の方が 1%水準で有意に高かった。ES 高群における IS 低群 ( $M=2.40$ ) と IS 高群 ( $M=2.86$ ) の差は有意には至らなかった ( $p = .10$ )。結果を図 1 に示す。

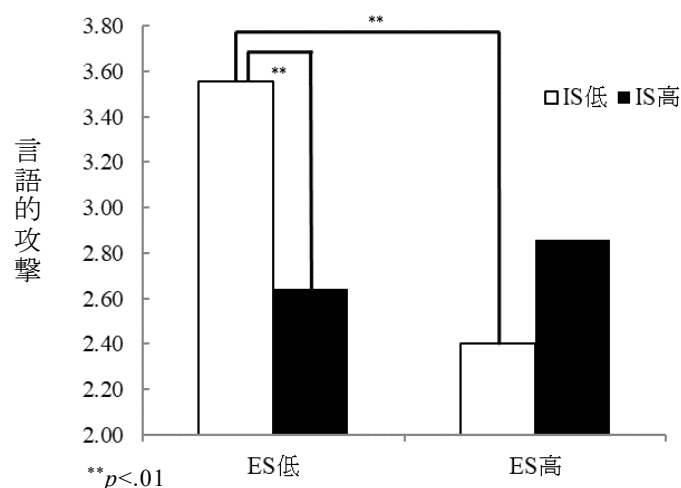


図 1 言語的攻撃に対する ES および IS の影響

### 4. 考察

攻撃性の下位尺度である言語的攻撃においてのみ, ES と IS の交互作用が見られた。ES 低群において, IS 高群より低群の方が言語的攻撃が高かったことは, ES と IS が一致して

いない場合に言語的攻撃が低かったといえる。一方、有意には至っていないが、ES高群において、IS低群よりもIS高群の言語的攻撃が高く、ESとISの両者に不一致を示す群の言語的攻撃が低い傾向がみられている。このように、ESとISを併せて測定することで、特に言語的攻撃の高い（あるいは低い）者を検出しやすくなると考えられる。

この交互作用はどのように解釈されるのであろうか。澤海他（2012）は、ES低群において、IS高群の方がIS低群より自己主張性が低いという結果を報告している。この解釈として、ESとISの不一致によって生じるネガティブ感情（Briñol et al., 2006）が自信の無さにつながり、自己主張性の低さに影響した可能性を述べている。澤海他（2012）の解釈を本研究の結果に適用すると、ESは低いながらISが高い者は、不一致によって生起するネガティブ感情によって自信の無さが生じ、言語的攻撃が低くなったと考えることができる。

ただし、ISは意識されにくいものであることを考えると、TSSやIATの得点のフィードバックなどがなくない状況では、そもそもESとISの不一致が意識化されることも生じにくい。また、攻撃性の他の下位尺度や、その他に測定した諸変数においても、こうした交互作用はみられなかった。したがって、この解釈が妥当であるか否かは、更なる検討が必要である。たとえば、今回のような量的な検討のみならず、ESとISに不一致を示す参加者に面接調査を行うといった質的なアプローチも検討の余地があると思われる。

## 5. 参考文献

- 相川 充（1991）特性シャイネス尺度の作成および信頼性と妥当性の検討に関する研究 心理学研究, 62:149-155
- 相川 充・藤井 勉（2011）潜在連合テスト（IAT）を用いた潜在的シャイネス測定の試み 心理学研究, 82:41-48
- 安藤 明人・曾我 祥子・山崎 勝之・島井 哲志・嶋田 洋徳・宇津木 成介・大芦 治・坂井 明子（1999）日本版 Buss-Perry 攻撃性質問紙（BAQ）の作成と妥当性、信頼性の検討 心理学研究, 70:384-392
- Briñol, P., Petty, R. E., & Wheeler, S. (2006) Discrepancies between explicit and implicit self-concepts: Consequences for information processing. *Journal of Personality and Social Psychology*, 91:154-170
- Diener, E. (1984) Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95:542-575
- 藤井 勉・澤海 崇文・相川 充（2015）顕在的・潜在的シャイネスと心理的適応との関連——IATを用いて—— 感情心理学研究, 22:128-134
- Greenwald, A.G, McGhee, D. E., & Schwartz, J. L. K. (1998) Measuring individual differences in implicit cognition: the implicit association test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74:1464-1480
- Greenwald, A. G., Nosek, B. A., & Banaji, M. R. (2003) Understanding and using the implicit association test: I. An improved scoring algorithm. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85:197-216
- 原島 雅之・小口 孝司（2007）顕在的自尊感情と潜在的自尊感情が内集団ひいきに及ぼす効果 実験社会心理学研究, 47:69-77
- Jordan, C. H., Spencer, S. J., Zanna, M. P., Hoshino-Browne, E., & Correll, J. (2003) Secure and Defensive High Self-Esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85:969-978
- 諸井 克英（1992）改訂 UCLA 孤独感尺度の次元性の検討 人文論集（静岡大学）, 42:23-51
- 澤海 崇文・藤井 勉・相川 充（2012）顕在的シャイネスと潜在的シャイネスの不一致に関する検討 日本グループ・ダイナミックス学会第59回大会発表論文集, 192-193
- 潮村 公弘（2016）自分の中の隠された心——非意識的態度の社会心理学——サイエンス社





# クリティカルシンキング検定試験の妥当性

## — 実験参加者のデータによる検討 —

若山 昇<sup>12</sup> 宮澤芳光<sup>3</sup> 宇都雅輝<sup>4</sup> 植野真臣<sup>4</sup>

<sup>1</sup> 帝京大学 <sup>2</sup>CRET <sup>3</sup>大学入試センター <sup>4</sup>電気通信大学

<概要> さまざまな情報が溢れる現代を生き抜くためには、的確な意思決定が必要であり、クリティカルシンキングが不可欠となる。本研究の目的は、項目反応理論(IRT)により開発したクリティカルシンキング検定試験の妥当性を受験データで検討することである。このため大学の研究者・教員、学部学生、高校生に実際に受験してもらいデータを分析したところ、能力値に有意差がみられたことから、本尺度の妥当性が確認された。

**キーワード：**試験，妥当性，項目反応理論，クリティカルシンキング，尺度

### 1. はじめに

現代はさまざまな情報が満ち溢れているので、これを生き抜くためには、情報を十分に吟味して体系的に理解し、的確に意思決定を行う必要がある。このためクリティカルシンキングは不可欠である。クリティカルシンキングとは、先入観に囚われず、論理的に考え、合理的な決定を導き出す能力と意思である(若山 2009)。21世紀型スキル(Griffin *et.al.* 2015)においても、その重要性は謳われている。さらに、我が国では直面する課題や将来の状況を鑑み、求められる人材像・目指すべき新しい大学像を念頭に「クリティカルシンキング等を問う新たな共通テストの開発」(文部科学省 2012)が求められている。また、クリティカルシンキングは就活時でも重視されている。日本語での試験は限られており、教育効果を測定できる試験開発も望まれている(平山 2011)。本研究は、開発しているクリティカルシンキング検定試験について実際の受験データにより妥当性を検討することを目的とする。

### 2. 方法

#### 2.1 項目反応理論

クリティカルシンキングの試験では、思考力を測るため時間がかかるので、多くの項目を出題するのは難しい。そこで、クリティカルシンキングの全体を網羅し、少ない項目で正確に測定できる試験が必要となる。このため項目反応理論(IRT)(Lord 1980)を利用する。

IRTでは、項目の特性と実験参加者(以下、参加者)の能力から、ある項目に参加者がどの程度の確率で正答するかをモデル化する。これにより、既存のテスト問題(以下、項目)では、同じテストを受けた者同士でしか能力比較ができないが、IRTでは異なる項目によって構成されたテストでも同一の尺度上で評価できる。さらに、IRTではその項目によって測定したい能力および参加者の能力を、どの程度確かに測定できるかを算出できる。

#### 2.2 アイテムバンク

これまでに開発された既存のクリティカルシンキング試験で測定されている能力を分析したところ、下位の領域として①分析的思考力、②論理・推論能力、③読解・理解能力が導かれた。

なお, 論理・推論能力の問題(イメージ)を図 1 に示す。

問: 「人は死ぬ」「ソクラテスは人である」この 2 つの命題を合わせることから「ソクラテスは死ぬ」という 100% 確実な結論になる。以下の設問において, 結論「?」に最適なものを(1)~(5)の中から選べ。

「飛行機に乗ると遅れないで着く」「あの人は, 遅れないで着いた」したがって「?」

- (1) あの人は, 飛行機に乗った
- (2) 遅れるのは飛行機に乗らないからだ
- (3) 遅れないためには飛行機に乗る
- (4) 飛行機は, 時速 500km を超えている
- (5) 何も入りえない

図 1 クリティカルシンキングの論理・推論能力の問題(イメージ)

図 2 に示すように各尺度では 15 問の試験を 5 組~6 組作成し, 等化の推定のために共通項目を各尺度内それぞれ 5 問とした。試験時間は 1 問 4~5 分として, 60~75 分に設定し, 1 組に合計で 50 人程度が解答した。大学の授業などで試験を 1 組ずつ行い合計 736 人のデータを得た。IRTPRO3, SPSS24 で分析したところ, 散布図, 相関, 情報量及び因子分析によるスクリープロットにより, 各尺度は概ね一因子であり独立的であることが示唆された。

受検者グループ	項目番号																	
	1	6	16	26	36	46	101	106	116	126	136	146	201	206	216	226	236	246
	5	15	25	35	45	55	105	115	125	135	145	155	205	215	225	235	245	255
1A	✓	✓																
1B	✓		✓															
1C					✓													
1D	✓					✓												
1E	✓					✓												
2A							✓	✓										
2B							✓		✓									
2C							✓			✓								
2D							✓				✓							
2E							✓					✓						
3A													✓	✓				
3B													✓		✓			
3C													✓			✓		
3D													✓				✓	
3E													✓					✓

図2 各尺度の項目と受検者の概念図

### 3. 妥当性の確認

試験の妥当性を評価する場合は, 類似した試験間との相関を調べることで評価するケースが多い(Campbell 1959, Zahner 2013)。しかるに, 既存の試験は英語のものが多く, 日本に即したものにすることが必要があり, そのまま和訳して評価することは困難とされている(川島 2007, 井上 1974)。そこで, 本研究では「クリティカルシンキング力は, 平均的な高校生より平均的な大学生の方が高く, 平均的な大学生より大学の研究者の方が高い」という仮説を立て, これを受験データで確認することで, 試験の妥当性を検討することとした。

中堅の公立の高校生のべ 182 人, いわゆる偏差値 50 程度の大学の学生のべ 319 人, さらに必ずしも十分な人数とはいえないが大学の研究者のべ 44 人に参加してもらった。なお, 倫理的配慮として, 教育・研究目的以外には使用せず個人名は特定されないことを実験参加者に説明し, 承諾を得ている。

### 4. 結果と考察

実験参加者の尺度ごとの平均能力値を図 3 に示す。尺度 1 と尺度 2 の能力値  $\Theta$  を分散分析したところ, 群間の能力値の差が有意で ( $F(2,128)=25.2, p<.001, F(2,283)=30.9, p<.001$ ) あったことから, 多重比較(Tukey の HSD)を行ったところ, 尺度 1 では高校生と大学生, 大学生と研究者にともに  $p < .001$  の有意差があった。尺度 2 では大学生と研究者に  $p < .001$  の有意差があったものの, 高校生と大学生では差がなかった。この理由は, 尺度 2 に参加した高校がいわゆる中高一貫校の 6 年制であり, 特別講義の実施などクリティカルシンキングに注力していることから, 一般の平均的高校レベルよりクリティカルシンキングの能力が高かったことが考えられた。

また、尺度 3 では高校生データは得られてないので、研究者と大学生での  $t$  検定を行ったところ、( $t(126)=2.76, p<.001$ )有意差が現れ、仮説どおりとなった。なお、現状では、高校生から多くのデータを取得するのは難しく、今後の課題となる。

### 5. むすびに

これらの分析結果から開発したクリティカルシンキングの 3 尺度には、妥当性が有ることが示唆された。妥当性を完璧に検証することは難しい。特に衆目の一致するような外的基準が存在しない場合には、他の方法で試験の妥当性を検証するべく、さらなる検討が望まれよう。

なお、本稿は若山ら(2017)の一部をもとに発展させ考察等を加えてまとめたものである。

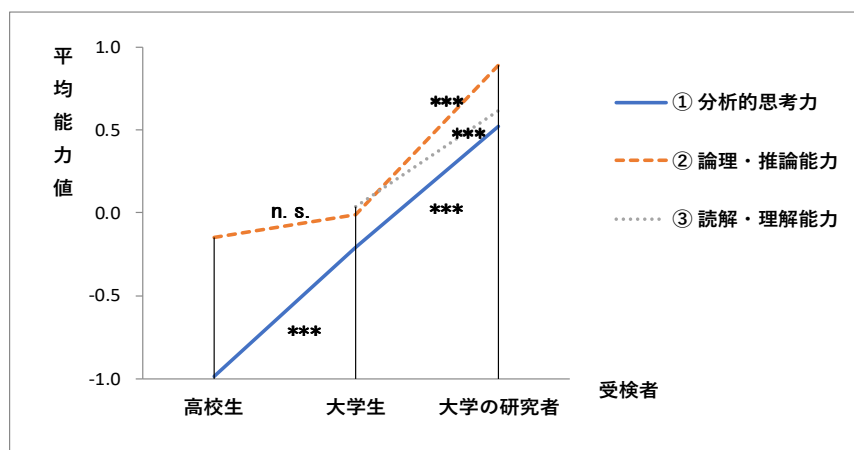


図3 尺度別の受験者の平均能力値

### 6. 参考文献

Campbell, D. T. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56(2), 81- 105.

Griffin, P., Care, E. (2015) *Assessment and teaching of 21st century skills*, Springer Science+Business Media, Dordrecht

平山るみ (2011) 批判的思考の測定, 楠見孝ほか (編) 批判的思考力を育む, 有斐閣

井上尚美ほか (1974) 批判的思考力テスト日本語版作成の試み, 日本教育心理学会総会発表論文集 16(0) : 418-419

川島範章 (2007) 批判的思考態度の形成と深化に関する研究, 雄松堂出版

Lord, F.M. (1980) *Applications of item response theory to practical testing problems*, Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale, NJ

文 部 科 学 省 (2012) 大 学 改 革 実 行 プ ラ ン  
[http://www.mext.go.jp/b\\_menu/houdou/24/06/\\_\\_\\_icsFiles/afieldfile/2012/06/05/1312798\\_01\\_3.pdf](http://www.mext.go.jp/b_menu/houdou/24/06/___icsFiles/afieldfile/2012/06/05/1312798_01_3.pdf)  
 (参照日2019.4.29)

若山昇 (2009) 大学におけるクリティカルシンキング演習授業の効果, 大学教育学会誌 31(1), pp.145-153

若山昇, 宮澤芳光, 梶谷真司, 植野真臣 (2017) クリティカルシンキング能力測定のための項目反応理論に基づいた尺度開発, 教育システム情報学会 (Research Report) Vol.31, No7 (2017-3) 151-158

Zahner, D. (2013) *Reliability and validity CLA+*, Council for Aid to Education (CAE)  
[http://cae.org/images/uploads/pdf/Reliability\\_and\\_Validity\\_of\\_CLA\\_Plus.pdf](http://cae.org/images/uploads/pdf/Reliability_and_Validity_of_CLA_Plus.pdf) (参照日2018.1.30)

若山 昇, 宮澤 芳光, 宇都 雅輝, 植野 真臣

# 自己の映像を利用した英語プレゼンテーション改善に関する研究 —ビデオ撮影の有無、および撮影者の反応の有無の比較—

小林 輝美<sup>1, 2</sup>

<sup>1</sup> 教育テスト研究センター <sup>2</sup> 杏林大学外国語学部

本研究では英語によるプレゼンテーションを改善するには自分自身を録画した映像を撮影、視聴すること、および撮影者の反応が有効であると考え、検証した。撮影者の反応の有無を比較した所、1回目、2回目のプレゼンテーション共に有意差はなかった。ビデオ撮影の有無を比較した所、1回目のプレゼンテーションには有意差はなく、2回目のプレゼンテーションでは有意差のある項目があった。ビデオ撮影、ビデオ視聴がない群は他の群に比べ、自己評価が高かった。

キーワード：プレゼンテーション，映像，振り返り，自己モデリング，聴衆

## 1. はじめに

学校、ビジネス、いずれの場においてもプレゼンテーションを実施する機会はある。プレゼンテーションを改善する方法のひとつに、プレゼンテーションの様子をビデオ撮影するという方法が考えられる。以前はプレゼンテーションをビデオカメラを用いて撮影したものだが、今日ではスマートフォンやタブレット PC などのモバイル端末で簡単に撮影や編集もできるようになった。撮影した自己の映像を視聴する際に期待される効果にモデリング(Bandura, 1969)がある。モデリングとは社会的学習理論の一部であり、他人の様子を見ることで学習することができるというものである。メディアの発達につれ、映像を通じてもモデリングが可能となった。さらに、映像を利用することで他人だけでなく自分自身をモデリングする自己モデリング(Dowrick, 1983)も可能である。

これまでの映像を使用した振り返りの研究では、映像を視聴する方法に注目し、ひとりで視聴するかペアで視聴するか(小林, 2018a)、良かった点のみをフィードバックするか良かった点と改善点をフィードバックするか(小林, 2018b)などが検証されてきた。映像を視聴する際、自分ひとりよりもペアの方がより多くの項目で自己評価が高くなること、良かった点をフィードバックされると自信が付くと思われること、改善点をフィードバックされることで、英語に関する項目で自己評価が高くなることが明らかになっている。

プレゼンテーションをするということは直接的か間接的かを問わず、必ず聴衆が存在すると考えられる。また、聴衆の存在が個人のパフォーマンスを向上させること(Chib, Adachi, O'Doherty, 2018)、映像撮影者がいる方が自己評価が高くなること(小林, 2019)が明らかになっている。そこで、本研究では、ビデオ撮影者が聴衆と同じような働きをするのではないかと考え、ビデオ撮影の有無、および撮影者の反応の有無による違いがあるかどうかを検証した。

## 2. 目的

ビデオ撮影をすること、ビデオ撮影者がうなずきながら撮影をすることがプレゼンテーションを改善するだろうと仮説を立て、検証する。

## 3. 方法

### 3.1 実験デザイン

関東にある大学に所属する学生 30 名（男性 15 名，女性 15 名）に英語でプレゼンテーションを行ってもらった。その際、「ビデオ撮影あり」，「ビデオ撮影なし」，「撮影者のうなずきあり」，「撮影者が無反応」の 4 種類を各被験者が行う被験者内実験の手法を選択した。プレゼンテーションのトピックも 4 種類用意し，ラテン方格法により各被験者の順序を決定した。また，プレゼンテーションは練習（1 回目）と本番（2 回目）とし，全被験者は 2 回ずつ 4 種類，合計 8 回のプレゼンテーションを行うこととした。

最初にプレゼンテーションの原稿を記入したり，プレゼンテーション後に実施する自己評価を記入したりする冊子を配布した。1 回の実験の流れは，原稿作成，練習（1 回目）のプレゼンテーション，自己評価，本番（2 回目）のプレゼンテーション，自己評価である。原稿を暗記することが望ましいと伝えた上で，プレゼンテーションの準備をしてもらい，ペアになり，お互いのプレゼンテーションを各自のスマートフォンで撮影した。

### 3.2 調査内容

練習時と本番時のプレゼンテーションについて 19 個の評価項目を用意し，5 段階で回答してもらった。（1. まったくそう思わない，2. あまりそう思わない，3. どちらとも言えない，4. 少しそう思う，5. 非常にそう思う）評価項目は以下の通りである。「よく準備をした。」，「暗記できた。」，「内容が適切だった。」，「自信を持って発表できた。」，「快適だった。（緊張などせず，気持ちよくできたかどうか）」，「アイコンタクトを取ることができた。」，「ジェスチャーが適切だった。」，「表情が適切だった。」，「身だしなみが適切だった。」，「姿勢が良かった。」，「声の大きさが適切だった。」，「声がはっきりしていた。」，「流暢だった。」，「発音が適切だった。（カタカナ英語ではなかったかどうか）」，「イントネーションが適切だった。（疑問文ではない所で上がらない，など）」，「トーンが適切だった。（低すぎない声だったかどうか）」，「間が適切だった。」，「伝えたいことが伝わった。」，「全体的に見て，適切なプレゼンテーションだった。」。

## 4. 結果

練習のプレゼンテーションと本番のプレゼンテーションの自己評価を SPSS Version 22 を用いて統計処理した。ビデオ撮影あり群，ビデオ撮影なし群，撮影者のうなずきあり群，撮影者の無反応群の 1 要因，4 水準の分散分析，および Tukey 法による多重比較を行った。

### 4.1 ビデオ撮影の有無の比較

ビデオ撮影ありとビデオ撮影なしの群を比較した所，練習のプレゼンテーションでは有意差がある項目はなかった。一方，本番のプレゼンテーションでは，5%水準で「間が適切だった。」という項目で有意差があった。10%水準では「内容が適切だった。」，「アイコンタクトを取ることができた。」，「トーンが適切だった。（低すぎない声だったかどうか）」という項目で有意差があった。

### 4.2 撮影者の反応の有無の比較

撮影者のうなずきあり群，撮影者が無反応群を比較した所，練習，本番のプレゼンテーション共に有意差がある項目はなかった。

### 4.3 ビデオ撮影ありと撮影者が無反応の比較

ビデオ撮影あり群と撮影者が無反応群を比較した所，練習のプレゼンテーションでは有

意差がある項目はなかった。一方、本番のプレゼンテーションでは、10%水準で「声の大きさが適切だった。」という項目で有意差があった。

#### 4.4 ビデオ撮影なしと撮影者が無反応の比較

ビデオ撮影あり群と撮影者が無反応群を比較した所、練習のプレゼンテーションでは有意差がある項目はなかった。一方、本番のプレゼンテーションでは、5%水準で「快適だった。（緊張などせず、気持ちよくできたかどうか）」、「声の大きさが適切だった。」という項目で有意差があった。10%水準では「自信を持って発表できた。」、「声ははっきりしていた。」、「間が適切だった。」という項目で有意差があった。

### 5. 考察

練習のプレゼンテーションでは有意差のある項目がなかったため、本番のプレゼンテーションについてのみ考察する。ビデオ撮影なし群は全項目において4つの群の中で最も高い平均値を示していた。4つの群のうち、ビデオ撮影なし群だけは自己の映像を視聴しておらず、自分のプレゼンテーションを客観的に見ていないことから、自己評価が高くなったのではないかと思われる。ビデオ撮影者の有無だけでなく、ビデオ視聴の有無も考慮した実験デザインにするべきだったかもしれない。

ビデオ撮影あり群とビデオ撮影者が無反応群との比較において、ビデオ撮影あり群の方が「声の大きさが適切だった。」という項目において自己評価が高かったことから、ビデオ撮影者の反応が声の大きさに影響するかもしれないが、通常、ビデオ撮影する場合、大きなリアクションをすることはないことから、実験環境に大きな違いはなかったのではないかと思われる。

### 6. まとめ

今後の課題として、実験デザインを見直すこと、練習と本番のプレゼンテーションの伸びを比較する、今回の実験で得た他のデータとの相関を検討するなど、結果を再度見直したい。

### 参考文献

- Bandura, A. J. (1969) Principles of behavior modification. New York: Holt, Rinehart & Winston.
- Chib, V. S., Adachi, R., O'Doherty, J. P. (2018) Neural substrates of social facilitation effects on incentive-based performance. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, Volume 13, Issue 4  
<https://academic.oup.com/scan/article/13/4/391/4965846> (参照日 2019年5月31日)
- Dowrick, P. (1983) Self-modeling. In Dowrick, P., & Biggs, S. (Eds.), *Using video: Psychological and social applications*. New York: Wiley Interscience.
- 小林輝美 (2019)『自己の映像を利用した英語プレゼンテーション改善—映像撮影者の有無による自己評価の比較—』日本教育工学会研究報告集, JSET 19-1: 163-170
- 小林輝美 (2018a) 英語プレゼンテーションを撮影した自己の映像を活用するための視聴方法の検証「1人とペアによる映像視聴時の自己評価を比較」, 学習情報研究論文誌, 第263巻, 第5号: 48-53
- 小林輝美 (2018b) 自己の映像を利用した英語プレゼンテーション改善に関する研究—フィードバック方法による違いの検証—, 教育テスト研究センター年報, 3: 43-45





## 有能感の4類型と返礼行動の関連

### —仮想型に注目して—

澄川 采加<sup>1</sup> 稲垣 勉<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup>鹿児島大学 <sup>2</sup>教育テスト研究センター

本研究では、仮想的有能感と自尊感情を組み合わせで作成された有能感の4類型と、非援助時に生起する感情や返礼行動との関連について、仮想型に注目して検討した。176名の大学生・大学院生を対象にしたシナリオ実験の結果、返礼の量に関する類型間の相違は見られなかったものの、仮想型は他の類型よりも被援助時に「静的ネガティブ感情」を喚起しやすく、「食事を奢る」という返礼行動を行う傾向がみられた。

**キーワード：**仮想的有能感，自尊感情，返礼行動，有能感の4類型，被援助時の感情

#### 1. 問題と目的

「自己の直接的なポジティブ経験に関係なく、他者の能力を批判的に評価、軽視する傾向に付随して習慣的に生じる有能さの感覚（速水・木野・高木，2004，p.1）」と定義される仮想的有能感という概念がある。その測定には他者軽視傾向の程度を測る尺度（速水，2006）が用いられるが、他者軽視傾向が高い者は、いじめの被害経験のみならず加害経験も多い（松本・山本・速水，2009）など、対人コミュニケーションに困難をきたすことが多い。

ただし、本当に「仮想」的、すなわち根拠のない有能感と言えるかは自明ではない。自分に自信を持ち、それに基づいて他者を軽視している可能性も考えられる。そこで速水・小平（2006）は、この他者軽視傾向に自尊感情を組み合わせた4象限からなる「有能感の4類型」を提唱した。このうち自尊感情が低く他者軽視傾向が高い類型にある者は「仮想型」と呼ばれる。仮想型は自尊感情が低いことから、本来の仮想的有能感の定義である「自己の直接的なポジティブ経験に関係なく…」という点に最も近似した類型になる（速水，2012）。この仮想型の特徴を持つ者は、日常生活において敵意感情や抑鬱感情を生じやすく、これらの感情の揺れ動きが大きい（小平・小塩・速水，2007）といった、他の類型と比してネガティブな特徴を持つという報告がある。

本研究では有能感の4類型を扱う研究に一資料を加えることを目指し、有能感の4類型と被援助時の感情、返礼行動との関連を検討する。他者との親密さを求める一方で強い対人不信があり、それが親密さに対する不快感や親密な関係の回避につながる愛着スタイルである「恐れ型」と、有能感の4類型の「仮想型」は共通する部分がある（島，2012）。また、仮想型および萎縮型は、被受容感と被拒絶感の両方が高い（箕浦・成田，2009）。以上のことから、仮想型の特徴を持つ者は、他者から援助を受けた際に、相手に受容されたと思いきや反面、拒絶されることへの不安から、その好意を心から信じるのが難しく、心苦しさのような感情が生起すると考えられる。本研究ではシナリオ実験を用いて、親友から援助された際に生じる感情や後続の返礼行動について、特に仮想型に注目して検討する。

#### 2. 方法

**2.1 参加者** 18-41歳の大学生・大学院生 176名（男性 65名，女性 109名，不明 2名，平均年齢 20.86歳，SD = 8.44）を対象とした。

**2.2 材料** パーソナリティの測度は、自尊感情尺度（山本・松井・山成, 1982）10項目4件法（1: あてはまらない—4: あてはまる）、他者軽視傾向尺度（速水, 2006）11項目5件法（1: 全く思わない—5: よく思う）を使用した。返礼行動の測度は、被援助時の援助者に対する感情（一言・新谷・松見(2008)を参考に作成）10項目6件法（1: 全くそう思わない—6: 非常にそう思う）、返礼の量（一言他, 2008）の単項目6件法（1: 報いない—6: 受けたもの以上）を使用し、返礼の種類は自由記述で回答を求めた。

**2.3 手続き** 質問紙形式でシナリオ実験を行った。シナリオは相川（1988）が作成したもののうち、心理的負債感の高くなりやすいものを選び、援助コスト高・低の2種類を使用した。質問紙はパーソナリティの測度、親友のイニシャルと性別、シナリオ、返礼行動の測度という順で構成し、その順に回答を求めた。また、以下の分析には親友のイニシャルを記入していなかった参加者（6名）はシナリオを十分に読み込めておらず、シナリオを自分に起こったことのように思えていなかったとみなし、以降の分析対象から除いた。なお、他にも心理尺度を実施しているが、本研究の目的とは異なるため、報告は割愛する<sup>1</sup>。

### 3. 結果

**3.1 感情尺度の因子構造** 感情尺度は多くの項目に天井効果や床効果がみられたため、これらを除き、残った項目に対し主成分分析を実施した。その結果、「申し訳ない」「恥ずかしい」「驚き」の3項目からなる1因子構造となった。この因子を「静的ネガティブ感情（ $\alpha = .57$ ）」と命名して合算平均得点を求めた。

**3.2 有能感の4類型と感情の関係** 自尊感情尺度得点（ $M = 2.58, SD = 0.48, \alpha = .81$ ）と他者軽視傾向尺度得点（ $M = 2.72, SD = 0.61, \alpha = .81$ ）の中央値（順に 2.55, 2.73）を基準に、参加者を有能感の4類型（全能型、自尊型、仮想型、萎縮型）に割り当てた（順に  $n = 40, 42, 39, 39$ ）。その後、被援助時の援助者に対する感情と返礼の量をそれぞれ従属変数、有能感の4類型と援助コストの高低を独立変数とした2要因参加者間分散分析を行った。その結果、静的ネガティブ感情において有能感の4類型の主効果が見られた（ $F(3, 152) = 3.04, p < .05, \eta_p^2 = .06$ ）。TukeyのHSD法で多重比較したところ、仮想型において、静的ネガティブ感情が他の類型より有意に高い傾向が見られた（図1）。返礼の量は援助コストの主効果のみ有意であり（ $F(1, 151) = 8.07, p < .05, \eta_p^2 = .05$ ）、コストが高い方が返礼の量が多かった。

**3.3 有能感の4類型と返礼の種類の関係** 返礼の種類について、自由記述で得た回答を「感謝の言葉、安価な食べ物、高価な食べ物、安価な物、高価な物、食事を奢る、その後の行動、その他」の8カテゴリーに分類し、有能感の4類型と「その他」のカテゴリー以外の7つのカテゴリーで $\chi^2$ 検定を行った。その結果、「食事を奢る」のカテゴリーと有能感の4類型の間に有意傾向の連関が示された（ $\chi^2(3) = 7.42, p = .06$ ）。残差分析の結果を表1に示した。他のカテゴリーに関しては有意な連関は認められなかった（ $\chi^2s \leq 4.54$ ）。

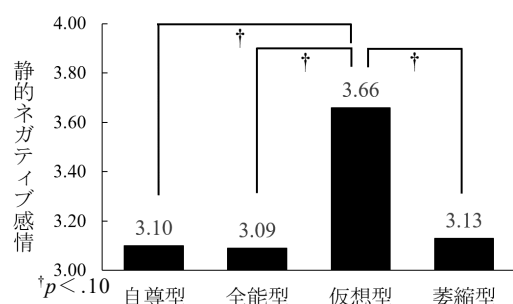


図1 有能感の4類型と静的ネガティブ感情

表1 「食事を奢る」と有能感の4類型の連関

	自尊型	全能型	仮想型	萎縮型
食事を奢らない	35	32	28*	37*
食事を奢る	7	8	11*	2*

\* $p < .05$

<sup>1</sup> 本論文の調査は、上拾石・稲垣・澄川（2019）で用いている複数の心理尺度と同時に、1つの調査質問紙において実施した。

#### 4. 考察

本研究では、仮想型は被援助時に、他の類型よりも静的ネガティブ感情が喚起しやすい傾向にあることや、「食事を奢る」返礼行動を行うことが明らかになった。特に、静的ネガティブ感情は「申し訳ない、恥ずかしい、驚き」といった、心苦しさに似た感情で構成されており、仮想型がこうした感情を喚起させやすかった点は、当初の予想と一致した結果である。こうした結果は、仮想型が有している「満たされない感覚（速水他, 2004）」が仮想型のネガティブ感情を喚起させ、その感覚を埋めるために他者を引き合いに出して満足感を得ようとしていると解釈できる。一方で、返礼の量の違いは援助コストの影響が大きいことが示唆され、返礼の量における仮想型独自の特徴は見られなかった。

本研究の課題として、感謝感情を含むポジティブ感情についても天井効果のため分析から除外せざるを得なかった点や、返礼行動が促進されやすいシナリオのみを選択した点が挙げられる。それらによって、誰でも感謝感情を喚起しやすく、援助者コストの高低の違いによる差はあるものの、誰でも返礼行動を多く行うといった天井効果のような結果となり、個人のパーソナリティの影響が観察されにくかった可能性がある。今後は感情語やシナリオについて見直し、検討を行う必要がある。

また、仮想的有能感の測定には **Implicit Association Test** など質問紙によらない方法も提案されている（藤井・上淵, 2011）。今後、こうした測度の使用も一考に値すると思われる。

#### 5. 参考文献

- 相川 充（1988） 心理的負債に対する被援助利益の重みと援助コストの重みの比較 心理学研究, 58:366-372
- 藤井 勉・上淵 寿（2011） 他者軽視傾向を測定する IAT の作成 東京学芸大学紀要総合教育学系 I, 62:287-291
- 速水 敏彦（2006） 他人を見下す若者たち 講談社
- 速水 敏彦（2012） 仮想的有能感の心理学——他人を見下す若者を検証する—— 北大路書房
- 速水 敏彦・木野 和代・高木 邦子（2004） 仮想的有能感の構成概念妥当性の検討 名古屋大学教育発達科学研究科紀要（心理発達科学）, 51:1-8
- 速水 敏彦・小平 英志（2006） 仮想的有能感と学習観および動機づけとの関連 パーソナリティ研究, 14:171-180
- 一言 英文・新谷 優・松見 淳子（2008） 自己の利益と他者のコスト——心理的負債の日米間比較研究—— 感情心理学研究, 16:3-24
- 上拾石 直人・稲垣 勉・澄川 采加（2019） 自己卑下呈示行動尺度作成の試み 教育テスト研究センター年報, 4:25-31
- 小平 英志・小塩 真司・速水 敏彦（2007） 仮想的有能感と日常の対人関係によって生起する感情経験——抑鬱感情と敵意感情のレベルと変動性に注目して—— パーソナリティ研究, 15:217-227
- 松本 麻友子・山本 将士・速水 敏彦（2009） 高校生における仮想的有能感といじめの関連 教育心理学研究, 57:432-441
- 箕浦 有希久・成田 健一（2009） 所属欲求は自尊心と他者軽視傾向の関係を媒介するか？ 日本心理学会第74回大会発表論文集, 51
- 島 義弘（2012） アタッチメントの内的作業モデルと仮想的有能感の関連 パーソナリティ研究, 21:176-182
- 山本 真理子・松井 豊・山城 由紀子（1982） 認知された自己の諸側面の構造 教育心理学研究, 30:64-68



## 講義中のスマートフォンの自由な使用における 学習者の意識とLINE依存度との関係性

宇宿 公紀

東京都立瑞穂農芸高等学校/教育テスト研究センター

本研究では、スマートフォンを自由に使用しながら講義を受けることが、学習者にどのような影響を与えるのか検討するため、大学生を対象に実験を行った。その結果、学習者のLINE依存度の下位尺度である「脱対人コミュニケーション」と学習者の意識のうち「落ち着く」、「マナーが悪い」との間に有意な正の相関が認められた。また、講義中にスマートフォンの使用を許可した場合、講義前より講義後にテストの得点が有意に高くなることが認められた。

**キーワード：**BYOD, スマートフォン, LINE依存度, SNS, 大学生

### 1. はじめに

総務省情報通信政策研究所（2018）は、2017年の20代におけるLINE利用率が95.8%であったことを報告している。そこで、本研究では、以下のようなリサーチクエスチョンに着目した。大学の講義中にスマートフォンを使用することを許可した場合において、学習者の意識に影響はあるのだろうか。また、これらの影響には、学習者のLINEへの依存の程度は関係するのだろうか。

### 2. 目的

本研究では、スマートフォンを自由に使用しながら講義を受ける実験を行い、学習者がスマートフォンを使用する際の意識とLINE依存度との関係性について明らかにすることを目的とする。

### 3. 方法

#### 3.1 調査対象

2017年10月に、首都圏の大学生30名（男性15名、女性15名）を対象に実験を実施した。

#### 3.2 実験の手順

講義前にスマートフォンを机の上に置くよう指示した。そして、普段の大学の講義と同様にスマートフォンを使用させた。スマートフォンの置き場所による学生の意識の変化を除外する目的で、普段の大学の講義でスマートフォンを使用しない学生も、スマートフォンを机の上に置いた状態で受講するように指示した。教材は、生物用語が頻出する高等学校の生物の単元「生物の系統」を使用した。講義は、第一学習社から使用許可を得たデジタル板書を用いて、筆者が説明する形式を採用した。なお、実験参加者にはスライドと同様の用紙を配付し、自由に使用するよう指示した。

実験の手順を表1に示す。表1の調査1では、講義前の知識を測定する事前テスト及びLINE依存度の測定を行った。LINE依存度の測定では「携帯メール依存尺度（短縮版）」のメールをLINEに置き換えた質問紙を用いた。この質問紙は「情動的な反応」、「過剰な利用」、「脱対人コミュニケーション」の3つの下位尺度で構成され、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。

調査2では、講義中でのスマートフォン使用の有無、使用時間、使用用途について尋ねた。また、「普段の大学の講義中に、自

表1 実験の手順

時間	実験内容
10分	調査1
20分	講義
10分	調査2
180分	本実験とは関係のない作業
5分	調査3

由にスマホを使用することについて、あなたがどう思うかを教えてください」と教示を行い、「落ち着く」、「不安になる」、「学習が滞る」、「楽しく学習できる」、「学習に対するモチベーションが下がる」、「マナーが悪い」について、1:全くそう思わない~5:強くそう思うの、5件法でそれぞれ回答を求めた。

調査3では、講義後の知識を確認するために事後テストを行った。調査1の事前テストと調査3の事後テストの問題は内容が同一であり、5問出題し5点満点とした。また、一定期間後の知識定着度を測定するために、調査2終了後から、本実験とは関係のない作業を180分間設定するとともに本実験に関する自主学習を禁止した。

### 3.3 分析の方法

調査2の結果から、スマートフォンの使用人数、平均使用時間、使用用途において集計を行った。また、各項目の意識における評定値の平均値と標準偏差を求めた。調査1と調査3の結果から、事前テストと事後テストの平均値、標準偏差、一元配置分散分析を行った。

さらに、調査1のLINE依存度の各下位尺度の得点と調査2の各項目の意識の評定値との間の相関係数を求めた。

## 4. 結果と考察

調査2の結果から、スマートフォンの使用人数は30名中24名で、スマートフォン使用者の平均使用時間は20分間の講義のうち6分間であった。使用用途は、スマートフォン使用者の24名中21名がSNSに使用し、そのうち19名はLINEを使用した。また、実験参加者のうち未回答者を除いて、調査1の事前テストと調査3の事後テストの得点の平均値と標準偏差を算出した。実験前後における得点の一元配置分散分析を行った結果、有意な差が認められた ( $p < .001$ )。実験前 ( $n=28$ ) の平均値 (標準偏差) は1.62 (1.15) であったが、実験後 ( $n=29$ ) は2.76 (1.50) と得点が高まった。このことから、学習者が講義中にLINEを使用した場合でも、学習者の知識が高まる傾向がみられた。さらに、各項目における意識の評定値の平均値と標準偏差の結果を表2に示す。表2の結果から、他項目における意識の平均値と比較して、「マナーが悪い」が3.9で一番高い値となった。スマートフォンを使用することは「マナーが悪い」と認識しながらも、30名中24名が使用している。「学習が滞る」、「楽しく学習できる」、「学習に対するモチベーションが下がる」の平均値の得点は、どちらともいえないに近いことから、スマートフォンがこれらの意識に影響を与えにくいことが考えられる。

表2 各項目の意識の平均値 (標準偏差)

	落ち着く	不安になる	学習が滞る	楽しく学習できる	学習に対するモチベーションが下がる	マナーが悪い
平均値 (標準偏差)	3.17 (0.95)	2.70 (1.12)	2.50 (0.92)	2.69 (0.99)	3.16 (1.10)	3.9 (0.79)

調査1のLINE依存度の各下位尺度の得点と調査2の各項目における意識の評定値との間の相関係数を求めた。結果を表3に示す。

表3 LINE依存と各項目の相関係数

	落ち着く	不安になる	学習が滞る	楽しく学習できる	学習に対するモチベーションが下がる	マナーが悪い
情動的な反応	.36	.22	.02	-.16	.33	.23
過剰な利用	.02	.10	-.11	.27	.06	.07
脱対人コミュニケーション	.48**	.32	.24	.08	-.17	.40*

$p < .05^*$ ,  $p < .01^{**}$

表3の結果から、LINE依存度の下位尺度である「脱対人コミュニケーション」と意識の評定値の「落ち着く」、「マナーが悪い」において有意な正の相関が認められたが、他の項目には認められなかった。「脱対人コミュニケーション」が高い実験参加者ほど、講義中のスマートフォン使用において、「マナーが悪い」というネガティブ感情を抱きながらも「落ち着く」というポジティブ感情も抱いている。「過剰な利用」に関しては、講義者が表面上認識しやすいと考えられるが、「脱対人コミュニケーション」は学習者の内面に關わることも含まれるため、講義者が認識しにくい。このことから、スマートフォンの表面上の利用だけで、LINE依存と判断することができないといえる。グループLINEで返信を待たせる際に、筆者ら（2019）は、LINE依存ではLINE使用時に感情の動きの激しい人（情動）や人間関係の構築・維持のためにLINEを重視する傾向の強い人（脱対人）ほどネガティブ感情が生じるまでの時間が短いことが考えられることを報告している。本実験参加者が講義中にLINEの返信をすることでネガティブ感情が和らいだことが「落ちつく」と回答した要因の一つとして挙げられる。

## 5. まとめ

本研究では、スマートフォンを自由に使用しながら講義を受ける実験を行い、学習者がスマートフォンを使用する際の意識とLINE依存度との関係性について調査を行った。

スマートフォンをLINE依存度の中でも、LINEを人間関係の構築の維持に重要と考える学習者は、スマートフォンを使用することで「落ち着く」という感情が生じやすいことが分かった。大学ICT推進協議会（AXIES）ICT利活用調査部会（2018）は、713機関（大学、短期大学、高等専門学校）への調査の結果、BYOD導入の目的において70%以上の回答があったものが、「学生の学習効果の向上」、「学習効率の向上」、「授業内学習での利用（アクティブラーニング型授業やPBL型授業など）」であったことを報告している。本実験からLINEを人間関係の構築の維持に重要と考える学習者においては、意識の面でポジティブ感情が生じることが確認されたため、BYODを導入する目的の1つになりうる。しかし、「落ち着く」というポジティブ感情だけでなく、「マナーが悪い」というネガティブ感情も生じていることから2種類の感情が生じている。学習場面にもよるが、スマートフォンの使用有無の許可を講義者が明確に指示を出すことで、スマートフォンを使用する場合、ネガティブ感情が抑えられポジティブ感情がより高まることが期待できる。

今後の課題としては、講義中にLINEを使用した学習者のみの分析、自由記述の分析、高校生を対象とした調査、様々な授業形態での授業実践などが挙げられる。

本研究は、第34回日本教育工学会で発表した内容と一部結果が重複する箇所がある。

2017年10月に教育テスト研究センターの支援を得て実験を行った。関係者に感謝の意を表したい。

## 参考文献

- 総務省情報通信政策研究所（2018），“主なソーシャルメディア系サービス/アプリ等利用率（経年）”，平成29年情報通信メディアの利用時間と情報行動に関する調査報告書,p.68,  
[http://www.soumu.go.jp/main\\_content/000564530.pdf](http://www.soumu.go.jp/main_content/000564530.pdf),2019年5月25日参照
- Igarashi, T., Motoyoshi, T., Takai, J., Yoshida, T. (2008) “No mobile, no life: Self-perception and text-message dependency among Japanese high school students”, *Computers in Human Behavior*, Vol.24, No.5, pp.2311-2324
- 宇宿公紀, 加藤尚吾, 加藤由樹, 千田国広 (2019), “LINEグループにおいて返信ができないことで生じるネガティブ感情：ネガティブ感情が生じるまでの時間と性格特性及びLINEメール依存度との関係”, 日本認知心理学会第17回大会, p.P3-08
- 大学ICT推進協議会 (AXIES) ICT利活用調査部会 (2018), “BYODを活用した教育改善に関する調査研究”, p.14, [https://axies.jp/ja/ict/2017axies\\_byod\\_report](https://axies.jp/ja/ict/2017axies_byod_report),2019年5月30日参照





# マンガを利用した要約能力測定テストシステムの ユーザビリティ評価実験

竹内 俊彦

駿河台大学 / 教育テスト研究センター

筆者はストーリー・マンガを使った要約能力テストの研究をしている。ストーリー・マンガを受験者に示し、その話を要約するのに必要なコマを5%~20%程度、選ばせるという方法である。2018年秋の実験では本テストをオンラインで行えるシステムのユーザビリティ評価実験をした。具体的には、60名の実験参加者に本システムでテストを行い、使いやすさや本テスト法の有用性について1~5の5段階評価で質問した。数が大きいほど質問文に対し肯定的である。

アンケートの結果、「Q09. このサイトで用いられたマンガの画像は鮮明だった」(4.17), 「このサイトの使い方はすぐに理解できる」(4.15)など、ユーザビリティについては好評だった。なお末尾の数字は実験参加者60人の平均値である。ただし「Q12. このサイトでは、操作に対してすばやい反応が返ってくる」(2.68)など、悪い評価もあったので、後にやや画質を落として画像サイズを軽くした。

要約能力測定にマンガを用いるという本テスト法の有用性についても評価が高かった。そう判断した理由は「Q15. 文章の要約より、マンガの要約のほうが楽しい」(4.50), 「Q17. 文章の要約より、マンガの要約のほうが簡単だ」(4.30), 「Q05. 私は他のマンガを使った要約テストも受けてみたい」(3.98), 「Q16. 文章の要約より、マンガの要約のほうが要約する能力を正確に測定できる」(3.72)となったからである。

**キーワード** : 要約, マンガ, 実験, ユーザビリティ

## 謝辞

本研究は、科研費(基盤C「集合知によるマンガ要約テストの確立と、その評価基準を用いたマンガ要約ソフトの開発」 課題番号17K01142)の助成を得た。また実験にあたり、実験者の手配や会場の準備などに関して教育テスト研究センターの多大な助成を得た。さらにマンガの利用にあたり、芳文社コミックスの協力を得た。

# COIL 型英語教育の実証研究

## —Web 会議システム ZOOM と BYOD の活用—

安西弥生

国際基督教大学/教育テスト研究センター

文部科学省では更なる国際化を推し進めるために COIL 型 (Collaborative Online International Learning) 授業の助成を行い、国際化を推進している。しかし、遠隔教育の環境が整い、オンライン遠隔教育を実施できる大学も一部の大学に止まっており、実践したいすべての教員が実施できるわけではない。そこで本稿では、据え置き型の遠隔会議システムでなく、Web 会議システムである ZOOM を使い、且つ学習者の機器を活用した BYOD (Bring Your Own Device) の学習環境で、オンライン遠隔教育が学習者の認知にどのような影響を与えるのか、実証実験を行った。実験は、2018 年秋に 60 名の大学生を対象とし、30 名をパソコン群、30 名をスマホ群とした。実験ではオーストラリアの大学生 1 名がシドニーからと、オーストラリア人の若手研究者 1 名が京都から参加し、クリスマスなどについてのディスカッションを英語教員と行った。その後、実験参加者との質疑応答を行った。物理的距離感、コミュニケーション意欲、BYOD との親和性の認知について検証を行った。事前事後の統計的比較の結果、オーストラリアとの距離感は近づく傾向があり、コミュニケーション意欲が高まり、BYOD の親和性が高まること明らかになった。

**キーワード：COIL 型教育、遠隔教育、英語教育、BYOD、ZOOM**

## 読解問題における CBT を活用した思考過程の解析

北澤 武

東京学芸大学／教育テスト研究センター

本研究では、タブレット型コンピュータを活用した読解問題の CBT (Computer Based Testing) を開発し、評価を行うことを目的とした。具体的には、大学入試センター試験で出題された国語の読解問題について、解答者が読んでいる箇所や解答した内容を順にログとして記録するシステムとした。ログを取る手段は、長文を段落ごとに分けた後、画面をタップすると当該の段落の文章が濃く表示されるようなシステムにした。これにより、解答者がタップした段落が読んでいる箇所と判断できるため、タップした文章をログとして取得するようにした。開発した CBT の評価として、システムを活用したことによる操作性や解答のしやすさなどについて大学生 60 名を対象にアンケート調査を行った。加えて、ログから解答者の読解問題に対する思考過程の特徴を分類し、正答率の差異を分析した。

**キーワード**：読解問題, CBT (Computer Based Testing), 思考過程, 大学入試

# 大学生のスマートフォンを用いたテキストメッセージングにおける 感情伝達

加藤由樹<sup>\*1</sup>, 加藤尚吾<sup>\*2</sup>

<sup>\*1</sup> 相模女子大学/教育テスト研究センター,

<sup>\*2</sup> 東京女子大学/教育テスト研究センター

2018年秋に大学生を対象にスマートフォンを用いたテキストメッセージングにおける感情伝達に関する実験を実施した。実験では、送信者内の自己の感情の操作、送受信者間の感情伝達の正確性、また感情伝達の確信度に関するデータを収集した。

データを分析した結果、送受信者の両側における様々な感情面に関して、ポジティブ感情とネガティブ感情によって異なる特徴が認められ、そのことが感情伝達の正確さと関係していた。具体的には、ポジティブ感情が生じていたり、相手の感情面をポジティブに捉えるほうが、ネガティブ感情が生じていたり、相手の感情面をネガティブに捉えるよりも、感情伝達の正確さが高まる可能性が示唆された。また、確信度に関しては、全体的に不正確であった。なお、特に確信度については、今後詳細な分析をする必要がある。

以上のように、スマートフォンを用いた文字ベースのコミュニケーションにおける感情のすれ違いに関する基礎的な知見が得られた。本知見が教育現場において情報教育等で応用されることが期待される。

**キーワード：**情報教育、コミュニケーション、テキストメッセージング、感情伝達

**謝辞**

実験にあたり、実験者の手配や会場の準備などに関して教育テスト研究センターの多大な助成を得ました。感謝致します。

◆ Paper ◆

Regulatory focus and task performance: Effects of goal attainment		
-----	Miki TOYAMA, Masato NAGAMINE, Li TANG, Yuzhi XIAO, Shuhei MIWA, Atsushi AIKAWA	1
Is Self-Esteem Supportive in the Performance of Difficult Tasks?: Buffering Effect of Explicit and Implicit Self-Esteem		
-----	Tsutomu INAGAKI, Takafumi SAWAUMI, Atsushi AIKAWA	11
An Attempt to Make Self-Derogative Presentation Behavior Scale		
-----	Naoto KAMIJIKKOKU, Tsutomu INAGAKI, Ayaka SUMIGAWA	25

◆ Rapid Report ◆

A preliminary Study for Feature Analysis of AI and Humans Using Turing test		
-----	Kanji AKAHORI	33
Development of Social Skills Assessment among High School Students: The Use of Story- Based Illustrations		
-----	Tomohiro SAKAI, Takafumi SAWAUMI, Masumi NOTO, Atsushi AIKAWA	37
Basic psychological needs in friendships: Focus on regulatory focus		
-----	Shuhei MIWA, Miki TOYAMA, Masato NAGAMINE, Li TANG, Yuzhi XIAO, Atsushi AIKAWA	41
The effects of need-supportive behaviors on task engagement: Focus on regulatory focus		
-----	Yuzhi XIAO, Miki TOYAMA, Masato NAGAMINE, Shuhei MIWA, Li TANG, Ryo KAINUMA, Atsushi AIKAWA	45

An Experimental Study on Interpersonal Impressions Given by Shy People: Manipulation of Responses by a Hypothetical Participant on a Shyness Scale	-----	Takafumi SAWAUMI, Tutomu INAGAKI, Atsushi AIKAWA	49
Investigation into Generational Differences in Shyness Based on a Nationwide Survey: Analyses Separately for Gender	-----	Takafumi SAWAUMI, Tutomu INAGAKI, Atsushi AIKAWA	53
Discrepancy Between Explicit and Implicit Shyness: Insight from the Relation with Loneliness, Aggression, and Subjective Well-Being	-----	Tutomu INAGAKI, Takafumi SAWAUMI, Atsushi AIKAWA	57
Validity of the critical thinking test: Analysis of the data by experiment participants	-----	Noboru WAKAYAMA Yoshimitsu MIYAZAWA Masaki UTO Maomi UENO	61
Using self video to improve a presentation in English–Comparing ways of recording video and ways of reaction of a cameraperson–	-----	Terumi KOBAYASHI	65
Relationship Between Four Types of Competence and Reciprocation of Help: Focusing on the Assumption Type	-----	Ayaka SUMIGAWA, Tutomu INAGAKI	69
Relationships between learner's consciousness for use of smartphone during lecture and LINE dependency	-----	Kiminori USUKI	73
<b>◆ Abstract Body ◆</b>			
Usability Evaluation Experiment of Summarization Capability Measurement Test System Using Story Manga	-----	Toshihiko TAKEUCHI	77
Collaborative Online International Learning for English Education: Using a Web Conferencing System, ZOOM, and BYOD	-----	Yayoi ANZAI	78
Analysis of Thought Processes Using CBT in Reading Comprehension Problems	-----	Takeshi KITAZAWA	79
Emotional Communication in Text Messaging Using Smartphone	-----	Yuuki KATO, Shogo KATO	80





## 教育テスト研究センター年報の種別

### 1. 論文 (Paper)

教育・テスト研究・教育学・心理学等に関係のある独創的な研究結果，新規な方法・結果等で，信頼性が認められ，これらの分野の発展に役立つ内容を，順序立てて明瞭に記述したもの．原則 6 ページ以上．

尚，投稿内容は，国内，国外の学会誌，機関誌（大学紀要を含む）に掲載済みでないこと，掲載予定でないこと，さらに，投稿中でなく，投稿予定でもないこと．書籍，商業誌等に掲載済みでないこと．本年報に「論文」として掲載された場合は，他学会等の研究誌に論文として投稿できない．

### 2. 資料 (Information Paper)

教育・テスト研究・教育学・心理学等に関係のある研究資料で，信頼性が認められ，これらの分野の発展に役立つ内容を記述したもの．原則 4 ページ以上．

尚，投稿内容は，国内，国外の学会誌，機関誌（大学紀要も含む）に掲載済みでないこと，掲載予定でないこと，さらに，投稿中でなく，投稿予定でもないこと．書籍，商業誌等に掲載済みでないこと．本年報に「資料」として掲載された場合は，他学会等の研究誌に論文または資料として投稿できない．

### 3. 解説 (Commentary Paper)

教育・テスト研究・教育学・心理学等における特定分野の主題について，専門外の者にもわかりやすく解説したもの．原則 4 ページ以上．

### 4. 速報 (Rapid Report)

教育・テスト研究・教育学・心理学等に関係ある独創的な研究結果，新規な方法・結果等で，速報として端的に記述したもの．原則 3 ページ以内．

尚，本速報の内容をさらに深く解析または実験して，新たな知見等をまとめたものは，本年報，および，他学会の研究誌に論文として投稿できる．

### 5. 抄録本文 (Abstract Body)

教育・テスト研究・教育学・心理学等に関係ある研究結果等で，端的にまとめたもの．原則 0.5 ページ．

尚，本抄録本文は概要であるので，その研究内容を，本年報および他学会の研究誌に速報，論文等として投稿できる．

---

---

# 教育テスト研究センター年報 第4号

Annual Report of Center for Research on Educational Testing No.4

---

---

2019年7月12日 発行

---

編集 教育テスト研究センター年報 編集委員会  
〒163-0413 東京都新宿区西新宿 2-1-1 新宿三井ビルディング 13F  
TEL: 03-5320-1297 FAX: 03-5320-1923

発行 特定非営利活動法人 教育テスト研究センター  
〒163-0413 東京都新宿区西新宿 2-1-1 新宿三井ビルディング 13F  
TEL: 03-5320-1297 FAX: 03-5320-1923  
<http://www.cret.or.jp/>

---

ISBN978-4-9910945-4-5