

平成 2 3 年度

卒業研究抄録

北海道教育大学
人間地域科学課程
人間発達専攻
心理学分野

平成 23 年度
卒業研究抄録

北海道教育大学
人間地域科学課程
人間発達専攻
心理学分野

目次

1.	岩井 洋輔	笑いの力と可能性～笑いを教育に活かすために～	1
2.	岩堀 恵子	親の養育態度と重要な他者への信頼感が 大学生の精神的自立に与える影響	3
3.	大塚 広基	類似他者における受容的態度に関する実験的検討	5
4.	大道 春佳	現代の大学生における攻撃性 性格特と共感の観点から	7
5.	菅野 静香	聞き手の反応傾向が 聞き手の評価する話し手への対人魅力に及ぼす効果	9
6.	西條 秀美	青年期におけるアサーションと自己受容・他者受容との関連	11
7.	佐藤 理乃	重要な関係性における特別観と他者志向的動機の関連 青年期を対象として	13
8.	佐藤みゆき	教師に対する信頼感の規定要因と依存欲求関連について	15
9.	鈴木 誠也	大学生の身だしなみ度と自意識・自己愛傾向との関係 - 男女の視点による違いから -	17
10.	須藤 裕大	シャイネスに対する評価および脱中心化が 社会的スキルに与える影響	19
11.	田中 桃子	外的対象が要求する注意資源が自己注目に与える影響	21
12.	土肥つむぎ	大学生の子どもとの接触経験が親準備性に与える影響	23
13.	七澤 桃子	接近方略によるステレオタイプ抑制と リバウンド効果の関連性についての検討	25
14.	成田 千夏	「型」の提示と連想法を取り入れた 作文指導法の効果に関する研究	27
15.	野崎 裕太	大学生における対人恐怖心性-自己愛傾向 2次元モデルと 対人ストレスコーピング	29
16.	野村 睦美	恐怖感情と思考の反すうがもたらす説得効果	31
17.	長谷川朋香	防衛的悲観主義が高不安者の認知的失敗に与える影響	33
18.	濱谷 紗希	大学生の逸脱行動と学校適応感との関連	35
19.	星野 彩	ほめが中学生の習に対する動機づけ与え影響	37
20.	洞口くる美	自己効力の上昇が 評価懸念を感じる高テスト不安者のパフォーマンスに及ぼす影響	39
21.	堀田 奈穂	中学生の学級内における自己開示と居場所感との関連	41
22.	松村 恵美	青年期の孤独感とその対処行動 ソーシャル・サポートとの関連の検討	43
23.	三橋 了介	表情認知における顔の部位の効果	45

笑いの力と可能性

～笑いを教育に活かすために～

岩井 洋輔

キーワード：笑い、教育、医療、ユーモア、イロニー、いじめ

はじめに

近年日本の社会は非常に多くの問題を抱えている。将来に希望を持ちづらい現状の中で特に人々の心の拠り所となっているのが「笑い」ではないだろうか。そして今最も「笑い」が必要とされている分野の一つが教育の分野ではないだろうか。現在教育を受けている子どもたちは近い将来必ずと多くの社会問題に向き合っていくことになるだろう。そこで、本研究では子どもたちに、より質の高い教育をするために、「笑い」が人や教育に良い効果を及ぼすという結論を目指して研究した。

笑いとは

本研究では「笑い」という言葉の定義について、エリック・スマジャ（2011）の「笑いとは陽気な感情を伝える表情であり、この表情には視覚的特徴と音声的特徴がある。」という定義に基本的に準拠した。一方で、相手を蔑む笑いについても扱った。

笑いが生まれるには、転ぶ、間違える、失敗するなど何かがかくずれる変化と笑う側のくずれたものもどるかもしれないという2つの意識が必要である。このように笑いは「くずし」と「もどり」という方向が逆の二つの運動がうまく組み合わさる時に生まれる。このくずしともどりの考えを構成する理論に、優越の理論や放出の理論などがある。さらに笑いは基本的に笑う側と笑われる側がいる場合に生まれ、主に相手を蔑み、引き下げることにより自分を持ち上げているイロニー（皮肉）の笑いとは相手を認め容認するためのユーモアの笑いの2つのパターンがある（図1）。イロニーの笑いとして、皮肉、嘲笑、からかい、があり、ユーモアの笑いとして、微笑み、共感、いたわりなどがある（村瀬 1996）。

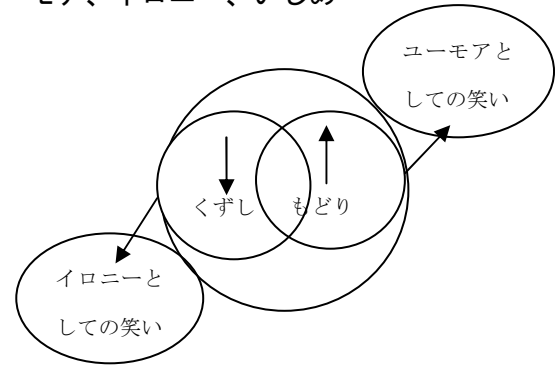


図1: 笑いの「復活運動」の図

また心身に疲れがたまると、人はお笑い番組をみるなどして、笑おうとする。この時の笑いはイロニーやユーモアの笑いにはあてはまらないと考えられている（村瀬 1996）。しかし、実際には日ごろのストレスや疲れによりくずれた状態になっている自分自身を癒すためにユーモアの笑いをしているのではないだろうか。

笑いの効果

笑いが人間の自然治癒力に良い効果を及ぼすということに生理学的な見地から最初に着目したのが、アメリカのジャーナリストのノーマン・カズンズ氏の闘病記だと言われている。彼は膠原病という難病を、治療に笑いを取り入れることで克服した。当時の専門医達は彼がプラシーボ効果で治ったのだと分析した（Cousins 1979, 邦訳 1996）。プラシーボや笑いを有効に活用し、人体の自然治癒力を活性化させることが、医療において実はとても大切なことではないだろうか。

また笑いを取り入れた健康法として近年注目されているのが、ラフターヨガ（笑いヨガ）で、このような形から入る笑いのワークにおいても、実際の笑いと同じ効果が得られる可能性が指摘されている（福島 2010）。さらに、笑いとは免疫力についての実験の結果、笑うことにより、ガン細胞を攻撃すると言われているNK細胞の数値が正常範囲に近づいた（伊丹・昇 1992）。これは、つく

り笑いにおいても似た結果が得られた（伊丹 1994）。

これらのことから、つくり笑いもまた健康に良い効果を及ぼすと言えるだろう。これは、情動のジェームズ＝ランゲ説のように、つくり笑いでも、顔の筋肉が心から笑っている時と同じ動きをするため、脳が笑っていると判断し、似た効果が得られると考えられる。

笑いと教育

昨今では子どもたち同士の距離や子どもと教師の距離も遠くなりつつあるので、笑いにより教室を安心できる場所にする必要がある。また学級づくりの基盤の上に授業づくりがあるので、笑いを取り入れた学級づくりは子どもの学習にも影響するのだ（中村 2011）。

また肩に力が入り張り詰めた授業には笑いはなく、皆が内容から興味が離れていっている時にも笑いは少ない（秋田 2000）。さらに、教室での笑いを種類・状況で分類した実験の結果、クラス皆で笑うことの多いクラスより一部の子たちだけで笑う関係の多いクラスの方が生徒間のまとまりが低く、クラスにおける友人間の不和の認識が高かった（市川 1999）。

一方で、笑いを教育に取り入れる負の側面として、主に集中力、いじめの2つがあると考えられる。笑うことと、集中した作業を並行して行うことは非常に難しいのではないと思われる。しかし、45分間教師の話に集中することもまた非常に難しく、授業への興味・関心と集中力のほどよいバランスを保つには、随所に笑いの要素をちりばめることが効果的だろう。また周囲とのつながりが希薄な現代では、一人一人をつなぐためにノリの笑いが求められ、笑いがいじめの道具として使われる場合がある（村瀬 1996）。しかし、教育に取り入れる笑いは人を傷つける笑いではなく、相手にやすらぎや癒しをあたえる笑いであるべきだということ、いじめか、遊びかを見極めつつ、常に確認などの「フォロー」を心がけるという2つの点を意識すればこの問題は防げるだろう。

上條（2005）は、笑いは「フリ」「オチ」「フォロー」から成り立ち、今まで教師は「オチ」を自分で担当しようとして失敗をしてきたので、これからは子どもたちに「オチ」を担当させ、教師は「フリ」「フォロー」を担当するという方法を提唱している。この方法ならば、教師がすべる心配もなくなる。そしてこの方法を持ち込む

一番の理由は、教師がすべらないためではなく、教室の笑いは子どもが中心のコミュニケーションの笑いであるべきで、そのために教師と子どもの言葉のキャッチボールで笑いをつくり出すためだという。

また教師の役割として紹介した「フォロー」の基本はほめることである。教師が「フォロー」の手本とするべき人物が、明石家さんま氏である。彼のテレビ番組での一番の仕事は笑うことであり、スターであるさんま氏が笑って認めてくれるから、話し上手ではないゲストも饒舌に生き生きと話せるのだ。教室でも教師が誰よりも認め、ほめ、感心してあげれば、子どもたちは安心し、全力で発言し、作業できる（中村 2011）。

教育に笑いを取り入れることは、時に人を傷つけるという危険性を伴うものの、授業や学級づくりがより良いものになる可能性は十分にあると言えるのではないだろうか。

結論

本研究では人々は普段の生活からもっと笑いを心がけ、教育にも積極的に取り入れるべきだという考えに基づき研究を行った。くずしともどりの考えや、放出の理論からわかるように、そもそも人間はもっと笑うべきなのではなく、笑いがないと生きていけないのではないだろうか。人は日ごろの生活で溜まった、ストレスをはじめとする様々な感情を笑いとして放出し、自分自身の心身の回復を行う。笑いは食事、睡眠、排泄などと同様に人体に必要な不可欠なものなのだ。

また、様々な事例から、笑いが人体に健康面での何かしらの良い効果を及ぼすことは疑いようがないだろう。

最後に笑いを教育に取り入れることについての分析から、笑いを教育に取り入れることは非常に有意義なことと言えるだろう。その一方で、笑い取り入れることは、危険性を伴うことも示唆された。笑いを教育に取り入れ失敗しないために最も重要なことは、笑いについて見極める「感覚」を持つことだ。それは、笑いについての微妙な判断をする時の「感覚」だ。その「感覚」を養い、笑いを正しい方法で活かすことができれば、クラスに温かく楽しい雰囲気をもたらし、教育をより良いものにできるだろう。

(IWAI yousuke)

親の養育態度と重要な他者への信頼感が 大学生の精神的自立に与える影響

岩堀恵子

キーワード：精神的自立、自律性援助、養育態度、信頼感

問題と目的

青年期の大学生にとって精神的な自立をすることは重要な発達課題であり、近年、ニートやフリーターなど青年期を過ぎてからも親からの自立ができていない人が多くなってきている。厚生労働省(2007)では、2005年のニートの状態にある若者は64万人であり、2000年の調査から20万人増加していると報告している。

精神的自立とは福島(1992)の定義によると、「個の確立を重視した自立、親からの心理的離乳がなされ、主体性を持ち、自分のことは自分で責任が持てる存在となること」である。精神的自立を達成するためには、親から支持されているという感覚の強さ(Lamborn & Steenberg,1993)や「相互性」「浸透性」など親との結合性の高さ(Grotevant & Cooper,1986)が重要である。したがって、親子関係と精神的自立には関連があると考えられる。そのため、精神的自立には「自律性援助」という側面もあると考えられる。自律性援助とは「子ども自身が何かをはじめたり選択したりすることを親が励ます態度や行動のこと」である。親子関係の中でも特に親の養育態度はその後の子どもの性格や行動、人間関係に影響を与えている(前川, 2005; 矢嶋・根本, 2002)。そこで本研究では親の養育態度と精神的自立の関連を検討する。また、親の養育態度以外にも精神的自立に影響を与える要因があるかを検討するため、本研究では重要な他者への信頼感についての併せて検討する。重要な他者とは、親、友人、恋人等のことである(永田, 2004)。本研究では調査対象者が16歳までに会った親以外の大人を重要な他

者の対象として検討する。そこで、本研究の目的は以下の2つである。1つ目は、親の養育態度が精神的自立に与える影響について明らかにすることである。2つ目は、16歳までに会った重要な他者への信頼感が大学生の精神的自立に与える影響を明らかにすることである。仮説は以下のとおりである。

仮説1. 親の養育態度が肯定的であるほど、精神的自立ができていく。

仮説2. 親以外の重要な他者への信頼感が高いほど、精神的自立ができていく。

方法

調査対象者

北海道の国立大学法人A大学に通う大学生255名が対象とされた。

調査方法

個別記入式の質問紙を用い、講義時間内に調査を実施した。

調査内容

フェイスシートで学年、年齢、性別を尋ねられ、倫理的配慮として質問すべてに対して拒否権があること、拒否しても不利益がないことを明記した。

親の養育態度：小川(1991)が日本語版に翻訳したParker(1979)によるPBI(Parental Bonding Instrument)が用いられた。

精神的自立：桜井(2003)による親からの自律性援助測定尺度と福島(1992)による精神的自立尺度が用いられた。

他者への信頼感：中井・庄司(2006)によるStudents' Trust in Teachersの「先生」の部分で「その人」に

変えて使用された。

結果

精神的自立に影響を及ぼす要因の検証には、親の養育態度(PBI)と親以外の大人への信頼感(STT)の各尺度得点を用いて親の養育態度得点(低群, 高群)×親以外の大人への信頼感得点(低群, 高群)の2要因計画による分散分析を用いた。自律性援助に関しては、PBIの主効果が有意であり、低群より高群で得点が高かった。精神的自立に関しては、PBIの主効果が有意であり、STTの主効果は有意傾向であった。PBIとSTTのどちらの得点も低群よりも高群の方が高かった。男女別による性差の検証を2要因混交計画による分散分析を用いて行った。男性の場合、自立性援助に関して交互作用が有意であった。単純主効果の結果、PBIでは低群よりも高群の得点が高く、STTでは高群よりも低群の得点が高いことが示された。精神自立に関しては、PBIの主効果が有意であり、低群よりも高群で得点が高かった。女性の場合、自律性援助に関して、PBIとSTTの主効果が有意であった。PBIもSTTも低群より高群で得点が高かった。精神的自立に関してもPBIとSTTのどちらも主効果が有意であった。どちらも低群より高群で得点が高かった。

考察

分析の結果、親の養育態度は精神的自立、自律性援助のどちらにも影響を与えていることが明らかになった。したがって、仮説1は支持された。また、親以外の重要な他者への信頼感は自律性援助には影響を与えてはいなかったが、精神的自立には影響を与えていることが示された。男女別の検討では、男性の場合は親の養育態度と親以外の他者への信頼感との交互作用が自律性援助に影響を及ぼしていることが示された。女性の場合は親の養育態度と重要な他者のどちらも精神的自立に影響を与えていることが明らかになった。したがって、仮説2は一部のみ支持された。

本研究の結果では、16歳までの親の養育態度が愛情深く過干渉が少ないほど、精神的自立が達成できていることが示された。これは、親からの温かみのある養育を受けてきたことにより、親との間に精神的なつながりが生まれたためだと考えられる。また、親以外の重要な他者への信頼感が精神的自立に及ぼす影響には、男女差があることが示された。この結果の背景には、2つの要因が考えられる。第一に、精神的自立の発達に影響を及ぼす要因は男女で異なるということである。第二に、重要な他者との関係の築き方が男女で異なるということである。本研究での重要な他者として挙げられた人物の中で最も多かったのは「学校の先生」であった(72.02%)。教師との関わり方の違いが教師への信頼感の男女差を生じ、精神的自立に及ぼす影響にも差が生じたと考えられる。

本研究の課題として以下の3点が挙げられる。第一に、本研究では16歳までの親からの養育態度のみを親の養育態度の対象として親の養育態度が精神的自立に与える影響を検討したことである。大学生になるまでの期間の中で親との関わり方は変化していくものであると考えられ、精神的自立に影響を与える親の養育態度は変化している可能性がある。したがって、親の養育態度が精神的自立に与える影響を検討するには、過去の養育態度と現在の養育態度の両期間を養育態度の対象として検討する必要がある。第二に、本研究では親以外の大人を重要な他者として、調査を行った点である。永田(2004)の重要な他者の定義には、友人も恋人も含まれていた。したがって、精神的自立には大人以外の同年代の友人や恋人との関係も影響を与えている可能性があると考えられる。第三に、本研究では男性において、精神的自立に影響を与える親の養育態度以外の要因の特定が行われなかった点である。今後、男性の精神的自立に影響を与える要因を特定することは意義のあることであるといえる。そして、男女の精神的自立の構造をさらに明らかにしていくことが精神的自立を達成させていくためには必要である。

(IWAHORI Keiko)

類似他者における受容的態度に関する実験的検討

大塚 広基

キーワード：ティーンコート，態度の類似性，手続き的公正

問題・目的

1980年代のアメリカにおいて、少年犯罪に対する厳罰化が問題となり、その反省から少年の公正につながる教育的処遇を求められることになった。こうした教育的支援の一環として、ティーンコート(teen court)は導入された。ティーンコートに関して、Paula(1988)は、10代の少年は、大人の裁定よりも、同世代の少年による決定のほうがはるかに妥当だとしてそれに納得する傾向があると指摘する。また、四宮(1999)は、非行少年が評決に正当性があると受けとめるのは「社会的価値が実現されていると考えるからである」と指摘する。すなわち、非行少年にとって「同世代の少年によって公正に裁かれた」というプロセスが重要であるといえる。このように、ティーンコートに参加した非行少年は、同世代の少年が下した決定手続きに公正さを感じるからこそ、下された処分を公正なものだとして納得するのだと考えられる。

また、ティーンコートは同世代の少年によって構成された法廷において、非行少年の処分について争う場である。つまり、ティーンコートは、非行少年に環境や考え方の類似した権威者と相互作用する機会を広く与える。Byrne & Nelson(1965)などに代表される類似性の先行研究において、人は自己と類似している他者に対して、類似していない他者よりも好意を抱きやすいと論じている。そして、今在・今在(2009)は集団内の権威者との相互作用が手続きに対する公正さを感じさせることは繰り返し確認されてきたと指摘している。

以上の知見に基づけば、自己と類似した権威者と相互作用することで、当事者は決定手続きを公正だと判断するのではないかと推測される。つまり、他

者との類似性を高く知覚することで、その他者の下した決定に対して受容的態度を示すようになると考えられる。

方法

実験計画

態度の類似性・社会的カテゴリーを独立変数、権威者評価・手続き的公正・受容・相対的剥奪を従属変数とした。

実験参加者

第1セッションの実験参加者は、北海道教育大学函館校の学生75名(男性27名、女性46名、性別不明2名)であった。平均年齢は20.65歳であった。

第2セッションの実験参加者は、学生44名(男性14名、女性30名)であった。平均年齢は20.66歳であった。

手続き

第1セッションは、大学の講義時間を利用して実施された。実験参加者には架空の目的を説明した上で「大学で指定されている教科書を購入する必要があるか」といったテーマに対する意見文の作成、態度票およびフェイスシートへの回答を求めた。

第2セッションは、引き続き実験に協力を申し出た実験参加者を個別に呼んで実施された。はじめに、実験参加者は第1セッションで回答した自己の態度票と架空の読み手の態度票の2つを返却された。この際、本実験で権威者の役割を果たす読み手の態度票は、態度の類似性高群では15項目中11項目を、態度の類似性低群では15項目中4項目を一致するように操作されていた。そして、この2つを見比べた上で、自己と読み手の態度がどの程度類似しているか5件法で回答を求めた。次に、実験参加者は自己が作成した意見文に対する読み手からのコメント

用紙を提示された。コメント用紙には読み手のプロフィールとして、年齢・性別・職業の情報が記載されていた。社会的カテゴリー一致群では、年齢は実験参加者と同じ年齢、職業は大学生と記載した。一方、社会的カテゴリー不一致群では、年齢は52歳、職業は社会人と記載した。なお、性別は両群において、実験参加者の性別と反対の性別を記載した。その後、受容的態度の形成に関連すると思われる4尺度で構成される質問紙を配布し、回答を求めた。

全ての手続きを終えた後、デブリーフィングを行い、実験を終了した。

結果

態度の類似性

態度の類似性高群と低群の両群において、態度の類似性の操作チェック項目の平均値を算出したところ、高群では3.46、低群では1.77であった。これらの差について、 t 検定を行ったところ $t(36) = 8.22$ ($p < .01$)となり、高群では低群と比較して、意見文の読み手に対して態度の類似性を高く感じていることが確認された。

受容的態度

受容的態度の形成に関連すると思われる4尺度について、態度の類似性と社会的カテゴリーを要因とする2要因分散分析を行った。その結果、態度の類似性と社会的カテゴリーの交互作用が5%水準で有意であった($F(1,40) = 19.11, p < .05$) (図)。

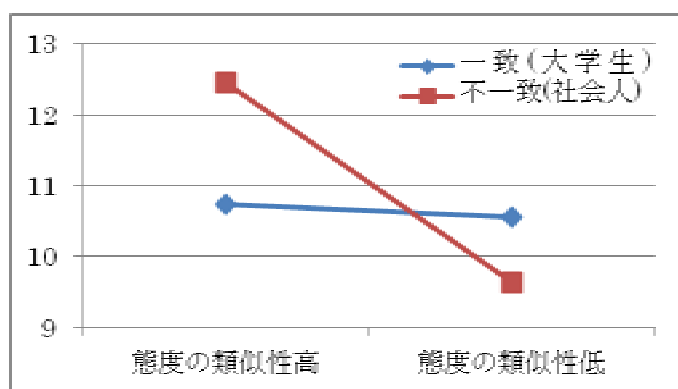


図 権威者評価

単純主効果の検定を行った結果、社会的カテゴリーの単純主効果について、態度の類似性低群の値よりも、態度の類似性高群の値が有意に高かった($F(1,40) = 4.43, p < .05$)。また、態度の類似性の単純

主効果について、社会的カテゴリー一致群の値よりも社会的カテゴリー不一致群の値が有意に高かった($F(1,40) = 11.79, p < .01$)。なお、権威者評価以外の3尺度において、態度の類似性と社会的カテゴリーの主効果および交互作用に有意な差は見られなかった。

考察

他者との類似性を高く知覚することで、受容的態度の形成が促進されるという本研究の仮説は一部支持された。「権威者評価」においてのみ、態度の類似性と社会的カテゴリーの組み合わせによる効果が見られた。よって、当事者が権威者との態度の類似性を高く知覚する際、権威者が自己と同じ社会的カテゴリーの人物であることは、権威者の対人的印象を高く評価することに繋がると考えられる。すなわち、権威者との社会的カテゴリーが異なる場合においては、態度の類似性を意識させることで、権威者の下した決定に対して受容的な態度を形成させることに繋がるのかもしれない。

その一方で、権威者評価以外の3尺度に関しては、態度の類似性と社会的カテゴリーの組み合わせによる効果が見られなかった。今回、今在・今在(2010)の「受容」の尺度を採用したが、これは結果に対する感情的な側面と論理的な側面について問うものであった。本来、満足感と公正感は相伴うものだが、Organ & Moorman(1993)は、前者は個人的な性質から、後者は人々の間で構成されるものだと述べている。よって、結果に対する満足感と公正感を2つに分け、類似性が与える影響について検討を行えば、その効果が確認されるかもしれない。

また、本実験では類似性が「手続き的公正」に与える効果についても確認されなかった。このことから、類似性の知覚による権威者への好意的な印象形成だけでは、当事者に手続きを公正ものだと判断させるのには不十分であったと考えられる。

(OTSUKA Hiroki)

現代の大学生における攻撃性

—性格特性と共感性の観点から—

大道 春佳

キーワード：攻撃性，性格特性，共感性

はじめに

攻撃性

攻撃性は、攻撃行動の人格的要因の一つである。大淵（2001）によると、攻撃行動の背後にはたらいっている内的過程を指し、認知、感情、動機づけ、人格特性などの複雑な心理過程であるとされる。本研究では、攻撃性を多くの側面からなる複合的な特性とし、調査を進めていくこととする。

攻撃性の研究

性格特性 秦（1998）は、FFPQとP-Fスタディとの関連研究を行い、性格特性と攻撃性の関連性を示唆する結果を示した。P-Fスタディは、フラストレーション事態において生じる攻撃行動の型と方向を示すものである。だが、攻撃性は2つの側面だけで成り立っているわけではないと考える。そこで本研究では、安藤他（1999）によって作成された、日本版 Buss-Perry 攻撃性質問紙（以下 BAQ）を使用する。BAQとFFPCを使用し、児童の攻撃性と性格特性との関係について研究が行われ、児童の場合、性格特性の違い（協調性、外向性、開放性、統制性、情緒性）によって攻撃性が変わることが明らかになった（曾我他，2002）。

共感性 援助行動の要因の1つに共感性がある。共感性を機能面で分けた尺度である IRI と攻撃性との関係は、身体的攻撃においては抑制要因として機能することが研究で明らかになった（巖岡他，2010）。また、櫻井他（2011）は、共感的感情をポジティブ、ネガティブに分類し、独自の尺度を作成した。調査の結果、ポジティブな感情への好感・共有が外顕性攻撃と関係性攻撃と負の相関を示し、抑制することが示された（櫻井他，2011）。

調査 1

目的

すでに述べたように、BAQを用いた児童の攻撃性と性格特性との関係についての先行研究から、攻撃性と性格特性には関係のあることが明らかとなった。同じように、大学生においても攻撃性と性格特性には関係があるか検討することを調査1の目的とする。

方法

調査時期・調査協力者 2011年7月にH大学の学生を対象に実施し、有効回答数は291名（男性102名、女性138名、不明51名）であった。

調査内容 攻撃性尺度は、BAQ（安藤他，1999）を使用し、回答は5件法で求めた。

性格特性尺度は、FFPA（曾我，2000）を使用し、回答は4件法で求めた。

調査手続き 講義時間内に集団で実施した。

結果・考察

BAQ項目尺度について因子分析を行った結果、先行研究では短気、敵意、身体的攻撃、言語的攻撃の4因子抽出されたが、本研究では、攻撃、癩癩、敵意不安、防衛、主張の5因子が抽出された。また、FFPA項目尺度についても因子分析を行った結果、先行研究では、情緒性、協調性、統制性、開放性、外向性の5因子抽出されたが、本研究では、自虐傾向、協調型統制性、気まま、協調性、短気の5因子が抽出された。

攻撃性と性格特性の関係について分散分析を行った結果、攻撃得点が高ければ自虐傾向の得点も高く、自己存在感が希薄だと感じやすい人ほど攻撃をしやすいといえる。敵意不安をもっている人は、他人から妬まれているのではないかと疑うため、敵意

不安得点が高くなったと考えられる。防衛という手段をとる人は、気ままな傾向にあることが示された。相手の立場に立って物事を考えることが難しいため、ちょっとしたことに不満を感じ、自分を守るために防衛という手段をとっているのではないかと考える。主張得点が高い人は協調型統制性の得点が高く、自分の意見を主張できず、リーダーを押しつけられることが多いと考えられる。

調査 2

目的

調査 2 では、共感性を機能面でとらえた多次元共感性尺度（以下 MES）とポジティブ・ネガティブといった感情でとらえた共感的反応尺度を使用し、共感性のどのような部分が攻撃性と関係しているのかを調査することを目的とする。

調査 1 の BAQ 項目尺度の因子分析の結果、攻撃性の下位特性が先行研究での短気、敵意、身体的攻撃、言語的攻撃の 4 つから、本研究では攻撃、癩癩、敵意不安、防衛、主張の 5 つにわかれた。調査 1 の結果を踏まえ、以下のことが考えられる。敵意不安の人は思い込みが激しく、自分中心に物事を見ていると考えられる。そして、防衛をする人は自分優先で相手の立場に立つことが難しいということが考えられ、以下の 2 つの仮説が立てられた。

仮説

1. 敵意不安の得点が高い人は、被影響性と視点取得の得点が高い。
2. 防衛の得点が高い人は、被影響性と視点取得の得点が高い。

方法

調査時期・調査協力者 2011 年 12 月に H 大学の学生を対象に実施し、有効回答数は 178 名（男性 69 名、女性 109 名）であった。

調査内容 攻撃性尺度は、調査 1 と同じものを使用した。

共感性の感情面と攻撃性の関係を調査するため、櫻井他（2011）が作成した共感的感情反応尺度を使用し、回答は 5 件法で求めた。

共感性を機能面からとらえ、攻撃性との関係を調

査するため、鈴木・木野（2008）によって作成された MES を使用し、回答は 5 件法で求めた。

調査手続き 講義時間内に集団で実施した。

結果・考察

得られたデータを得点化し、攻撃性と共感的反応について分散分析を行った。攻撃得点が高い人はネガティブな感情の共有をせず、人と自分を分けて考えることができるといえる。敵意不安得点の高低にかかわらず、相手を意識することが少ないため、ネガティブな感情の共有得点が低かったと考えられる。主張得点の高低にかかわらずネガティブな感情の共有得点が低く、自分の意見を主張する必要がないとされているため、主張得点が高いと考える。

攻撃性と MES についても同じく分散分析を行った。その結果、仮説 1 の敵意不安と視点取得の関係と仮説 2 の防衛と視点取得の関係のみ支持された。敵意不安得点が高ければ視点取得得点は低く、相手のことを正しく理解しようとしないうえ、敵意不安も大きくなると考える。防衛得点が高ければ視点取得得点は低く、相手の権利よりまず先に自分の権利を守るためだと考えられる。主張得点の高低にかかわらず、被影響性の得点が高い人は主張得点が高い、自分の考えはあるがそれを発言する人が少ないのではないかと考える。

総合考察

現代の大学生の特徴として以下の 3 点が考えられる。1 点目は自分に否定的な考えを持っている人が多いということである。2 点目は相手の立場にたって考えたり、相手の考えを正しく理解したりすることが難しい人が多いということである。これらは攻撃性促進することが示された。3 点目は、自分と人を分けて考える傾向があり、そのような人は攻撃性を抑えるということが示された。

今後の課題としては、質問項目に回答する際、主観的に判断しているのか客観的に判断しているのかを明らかにする必要がある。また、共感性を測定する際に、他者を不特定か特定かを明らかにして測定することも必要である。

(OMICHI Haruka)

聞き手の反応傾向が聞き手の評価する話し手への対人魅力に及ぼす効果

菅野静香

キーワード：会話、対人魅力、相づち

目的

人と人が対面場面で会話をするときには、聞き手が何も反応を示さないでいるより、相づちを打ったり、うなずいたりして話を聞いてくれた方が、話し手はより話しやすく感じ、聞き手に対して好意的な印象を持つ。

先行研究では聞き手が示す相づちやうなずきによって、話し手は聞き手を好意的に評価しやすくなることが確認されている。

ところで、それらの先行研究では、聞き手が示す相づちやうなずきが、聞き手自身が評価する話し手の対人魅力に影響を及ぼすことも示唆されている。川名(1986)は、聞き手が相づちやうなずきを示すことが聞き手の感じる話し手の魅力に与える影響について検討した。その結果、聞き手は、自分が相づちを打つことによって話し手に対して好意的な評価をしやすくなることが確認された。

このような聞き手に対する反応による対人魅力の効果については自己知覚理論で説明が可能であると思われる。しかし、川名(1986)は相づちやうなずきが、話し手の話の内容のコミットメントを媒介して、話の内容や話し手の魅力を強める可能性があることを指摘している。すなわち、自分が相づちやうなずきを示すことによって、その話の内容を魅力的なものだと感じるようになり、その結果、話をしている話し手自身を魅力的に感じるようになることが出来る。

そこで本研究では、対話場面での聞き手の相づちやうなずきが、話の内容に対する魅力度や話し手に対する魅力に与える影響を検討する。また、面白い話の条件と、難しい話の条件も作り、うなずきを示した方が話の内容に魅力を感じるのか検討する。

本研究の仮説は以下の通りである。

仮説 1：聞き手は、自分が相づちを示さなかった話の内容より、相づちやうなずきを示した話の内容により多くの魅力を感じるだろう。

仮説 2：聞き手は、自分が相づちを示さなかった話し手より、相づちやうなずきを示した話し手により多くの魅力を感じるだろう。

仮説 3：聞き手は、難しい話をした話し手より、面白い話をした話し手により多くの魅力を感じるだろう。

方法

実験参加者

北海道教育大学函館校の学生 40 名。話の内容(面白い・難しい)×相づち(有り・無し条件)の 4 条件に無作為に割り当てた。

手続き

実験参加者が聞き手役、実験補助者が話し手役となって対話を行なった。相づち有り条件の実験参加者には、「はい」「いいえ」「そうですね」などの相づちやうなずきを多く行なってもらうよう指示した。相づち無し条件の実験参加者には、できるだけ相づちやうなずきを少なくして相手の話を聞くようにと指示した。会話時間は 3 分程度とした。話し手が退室した後、参加者には質問紙に回答してもらい、デブリーフィングをして実験を終了した。

刺激

北海道教育大学函館校の学生 10 名に話の内容を選別するためあらすじを読んでもらい、面白いか難しいか等について 7 件法で回答を求めた。面白さの得点の平均点が高いもの 1 つを面白い話、難しさの得点の平均点が高いものを難しい話として実験で利用した。

尺度

「会話に対する印象」尺度：小川(2000)を参考に 12 項目を使用。話し手の魅力：川名(1986)を参考に人の魅力を表していると思われる 10 の対極形容詞の対を使用した。上記の項目とは別に、相手や話の内容についての印象を主観的に評価してもらう項目として「話の内容について興味を持ちましたか」、「話の内容は面白かったですか」、「話し手に対してどのくらい好感を持ちましたか」の 3 項目を合わせた。上記回答は全て 7 件法である。最後に実験の感想等についての自由記述をもとめた。

結果と考察

会話に対する印象尺度について因子分析(主因子法, バリマックス回転)を行なった。その結果 3 因子が抽出された。第 1 因子は「快さ」と名付けた。第 2 因子は「面白さ」と名付けた。第 3 因子は「雰囲気」と名付けた。

話し手のイメージの対極形容詞対について, 因子分析(主因子法, バリマックス回転)を行なった。その結果, 川名(1986)と同じく 2 因子が抽出された。どちらも川名を参考に, 第 1 因子は「感情的・社会的魅力」因子, 第 2 因子を「知的魅力」因子と名付けた。

相づち有・無条件, 話の内容を独立変数, 「快さ」と「面白さ」と「雰囲気」の 3 つの因子得点を従属変数として分散分析を行なった。その結果, 「快さ」因子について相づち有り条件が有意に高かった ($F(1, 38)=9.24, p < .05$)。また, 「面白さ」因子について話の内容が面白い条件が有意に高かった ($F(1, 38)=13.05, p < .05$)。

相づち有・無条件, 話の内容が面白い・難しい条件を独立変数, 「感情的・社会的魅力」と「知的魅力」の 2 つの因子得点を従属変数として分散分析を行なった。その結果, 「知的魅力」因子について相づち有条件が有意傾向であった ($F(1, 38)=3.32, p < .10$)。話の内容の 2 条件についてはどちらも有意差は無かった。

会話内容に対する興味, 面白いと感じたか, 話し手に好感を持ったか, の 3 項目について「興味」「話

の面白さ」「好意度」得点とし, 相づち有・無条件と話の内容が面白い・難しい条件の 2 つを独立変数, 上記の 3 項目を従属変数として, それぞれ 2 要因分散分析を行なったところ, 「興味」得点に関しては, 話の内容の主効果のみが有意であり, 面白い条件が高かった ($F(1, 36)=8.83, p < .05$)。「話の面白さ」得点では, 相づちの主効果が有意傾向であり, 相づち有条件が高かった ($F(1, 36)=3.41, p < .10$)。また, 話の内容の主効果が有意であり, 面白い条件が高かった ($F(1, 36)=13.64, p < .05$)。「好意度」得点は, 相づちの主効果のみが有意であり, 相づち有条件が高かった ($F(1, 36)=8.85, p < .05$)。

会話の印象の分析で, 「快さ」因子について相づち有り条件が有意に高かった。「話の面白さ」得点では, 相づちの主効果が有意傾向であった。よって仮説 1 は一部支持された。初対面では自分が相づちをした会話について快いと感じることが示された。また, 相づちをしながら話を聞くと, その話は面白いと感じる傾向があることが示された。

話し手のイメージの分析で「知的魅力」因子について相づち有条件が有意傾向であった。「好意度」得点は, 相づちの主効果が有意であり, 相づち有条件が高かった。よって仮説 2 は支持された。

相づちをしながら話を聞くと, 話し手に対して魅力を感じると示された。「感情的・社会的魅力」と「知的魅力」の 2 つの因子を従属変数として分散分析を行なった結果, 話の内容の 2 条件についてはどちらも有意差は無かった。よって仮説 3 は支持されなかった。話し手が話した内容によって, 聞き手が感じる話し手の魅力が変化することは無いと示された。聞き手は話し手を評価するときに, 話していた内容には影響を受けず, そのほかの要因によって評価を決定することが示唆された。

(KANNO Shizuka)

青年期におけるアサーションと自己受容・他者受容との関連

西條秀美

キーワード：アサーション 自己受容 他者受容 青年期

目的

近年、自分も相手も大切にしたい自己表現としてアサーションが注目されている。アサーションの概念を理解し、習得することができれば、より容易に良好な人間関係を築くことができるとされ、これを体験によって身につけていこうとするアサーション・トレーニングは、看護や教育など様々な分野で取り入れられている。自分もしくは他者のどちらか一方に偏ることなく、自分の気持ちや考えを言葉で表し、相手の発言も受け止めようとする自己表現のあり方は、友人関係においても適応を促すと考えられ、現代青年にとって重要な課題のひとつと言える。

また、青年期は自らを問いなおす時期でもある。Erikson(1959 小此木編訳 1973)はこのようなプロセスを経て感じられる自己一致の感覚をアイデンティティとし、青年期後期の発達課題としてアイデンティティ形成を位置付けた。アイデンティティの形成は、従来、ありのままの自己を受け入れる「自己受容」との関連が指摘されてきた。しかし近年、自己を考える上で他者の存在は欠かせないものと捉えられるようになり、アイデンティティは他者との関係性の中で形成されるとも考えられている。これまで指摘されてきた自己受容に加えて、ありのままの他者を受け入れる「他者受容」も自他の相互調整に不可欠であり、共に青年期において重要な役割を果たすとされている。

上述のとおり、アサーションと自己受容、他者受容は良好な人間関係の構築に関連していることが示唆され、青年期において重要な機能を果たすとされている。しかし両者の関連を検討している実証的研究はほとんどない。両者の関連を検討することは、アサーション・トレーニングの実践場面における、

より効果的なアプローチ方法を考える上でも重要である。

以上のことから、本研究では青年期後期にあたる大学生の友人に対するアサーション(自己表明・他者の表明を望む気持ち)と自己受容、他者受容との関係を検証することを目的とする。

方法

調査参加者

北海道教育大学函館校の学生291名中、回答に不備の無かった286名(男性110名、女性176名)を調査参加者とした。平均年齢は19.77歳であった。

調査時期

2011年6月～7月中旬であった。

調査内容

自己表明尺度 柴橋(2001)によって作成され、「限界・喜びの表明」に関する8項目、「意見の表明」に関する7項目、「不満・要求の表明」に関する6項目、「断りの表明」に関する5項目の全26項目からなる。回答形式は、とてもあてはまる(4点)から、まったくあてはまらない(1点)の4段階とした。

他者の表明を望む気持ち尺度 柴橋(2001)によって作成され、「相談・依頼を望む気持ち」に関する5項目、「率直な断りを望む気持ち」に関する4項目、「率直な抗議・注意を望む気持ち」に関する5項目、「独自の意見の表明を望む気持ち」に関する4項目の全18項目からなる。回答形式は、とてもあてはまる(4点)から、まったくあてはまらない(1点)の4段階とした。

自己・他者受容尺度 吉田・澤野・服部(1992)によって作成された自己・他者受容尺度の内、上村(2007)で信頼性と妥当性が確認された自己受容尺度15項目と他者受容尺度13項目を用いた。回答形式は、

とてもあてはまる(6点)から、まったくあてはまらない(1点)の6段階とした。

フェイス項目 性別、学年、年齢を回答させた。

手続き

講義担当者に調査協力を依頼し、講義時間内に実施した。データは統計的に処理され個人を特定することはないことを伝え、感じたことをありのままに回答してもらうように教示を行った。

結果と考察

自己表明、他者の表明を望む気持ちを中央値に基づいて4群に分け、4群間の平均値の差の検定を行った。4群はHH群(自己表明、他者の表明を望む気持ちが共に高い群)、HL群(自己表明が高く、他者の表明を望む気持ちが低い群)、LH群(自己表明が低く、他者の表明を望む気持ちが高い群)、LL群(自己表明、他者の表明を望む気持ちが共に低い群)に分類した。

アサーションと自己受容との関連

4群ごとの自己受容についてはHH群・HL群>LL群・LH群の間に有意差があることが示され、アサーションの2側面の内「自己表明」の程度が高い者は、低い者に比べて自己受容の程度が高いことが明らかとなった。沢崎(2006)の研究では、ありのままの自分を受け入れることは、自分の考えや気持ちを認識し、大切に思い、それらを表現しようとする意欲を高めることが示唆されており、本研究はこれを支持する結果となった。HH群とHL群の間には差がみられず、自己受容の視点だけではアサーティブな自己表現において「自分を大切にする」と、相手の表明を望まず自己中心的に「自分を大切にする」とを区別するには至らなかった。

以上より、友人に対して率直な自己表明を行う程度が高い者は、低い者に比べてありのままの自己を受け入れられることが明らかとなった。また「自己表明」の程度が低い者には自己受容感を高めるようなアサーション・トレーニングを行うことが効果的であると示唆された。

アサーションと他者受容との関連

4群ごとの他者受容についてはHH群・LH群>HL群・LL群の間に有意差があることが示され、ア

サーションの2側面の内「他者の表明を望む気持ち」が高い者は、低い者に比べて他者受容の程度が高いことが明らかとなった。Berger(1952)は他者受容の定義のひとつに「他人を受容する人は、他人とお互いに満足いく関係を築きたいという強い願いを示す」ことを挙げており、自己表明と他者の表明を望む気持ちが共に高いHH群に関してはこの定義を支持する結果となった。

以上より、友人の率直な自己表明を望む程度が高い者は、低い者に比べてありのままの他者を受け入れられることが明らかとなった。また「他者の表明を望む気持ち」の程度が低い者には他者受容感を高めるようなアサーション・トレーニングを行うことが効果的であると示唆された。

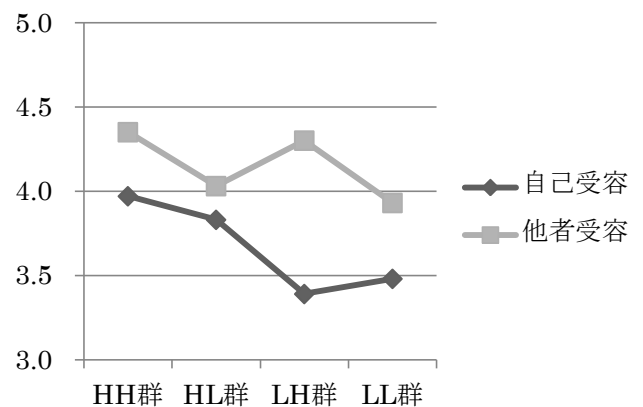


図1 各群の自己受容と他者受容の尺度の平均点

今後の課題

本研究では大学生を対象として調査を行ったが、中学・高校生を対象とした調査や男女の差を検討することも、アサーションの発達の道筋を明らかにする上で重要なことと考えられる。アサーションの測定にあたっては“相手が同性の友人のとき”と教示したため、項目によって想定した対象が変化している可能性がある。今後は場面や状況に関する詳細な記述を加え、質問をより具体化することが必要である。また、実践場面においてアサーション・トレーニングをより効果的に実施するためにも、関連要因とのさらなる検討を行い、アサーションの促進要因や抑制要因を明らかにしていく必要がある。

(SAIJO Hidemi)

重要な関係性における特別観と他者志向的動機の関連

—青年期を対象として—

佐藤 理乃

キーワード：他者志向的動機 重要な関係性 排他的意識 特別観

目的

他者志向的動機と排他的意識・特別観

自らの努力を通して誰かを喜ばせたいと思った経験や、誰かの幸福のために努力したいと感じたことがあるだろうか。このように、他者の存在を前提とし、他者のために頑張ろうとする動機を、他者志向的動機という。

この他者志向的動機を強める要因として、相手との関係性に対する排他的な意識・特別観が考えられる。相馬・浦(2009)によれば、人は、親密な関係をより価値のある特別なものだと認識するという。特定の関係に特別な気持ちを抱くことが、その関係にある相手の幸福を重視する行動に繋がること示されている。Rubin(1970)は、相手との関係に対して排他的な意識が強いほど、その相手に対する援助傾向が強まることを示唆した。また、相馬・浦(2009)は、恋愛関係にある相手を特別だと思ふ者ほど、協調的志向性が高いことを明らかにした。なお、協調的志向性とは、相手が協力的な態度や行動をとった場合に、自身も協力的な態度や行動を示すことである。このように、相手との関係に対して特別な気持ちを強く持つほど、相手に対する援助傾向や協調的志向性が強くなるならば、同じように、相手との関係を特別に思う気持ちが強いほど、相手の幸福のために頑張りたいという他者志向的動機もまた強く喚起されるだろう。

仮説1 排他的意識・特別観は他者志向的動機を強める。

青年期における重要な関係性

田中(2009)によれば、青年期は依存する対象が親から、友人、恋人へと移行していく時期であると

いう。よって、青年期において重要とされる関係性は友人と恋人であると考え、本研究では、この2つの関係性に着目した。

友人と恋人という関係性の違いには、特別観の高さにも違いがみられることが示されている。相馬・浦(2009)は、恋人の有無に関係なく、友人に対してよりも、恋人に対する特別観のほうが高いことを示した。恋愛関係に対する特別観が特に高い理由の1つとして社会的規範が挙げられる。社会的規範とは、恋人や配偶者に対しては排他的に振る舞わなければならないというものである。友人、恋人という関係に対する特別な気持ちが、それぞれに他者志向的動機を強めるとしても、恋愛関係にはこの社会的規範が存在するために、他者志向的動機がより強く喚起されるだろう。

仮説2 友人に対する排他的意識・特別観が他者志向的動機を強める程度と、恋人に対する排他的意識・特別観が他者志向的動機を強める程度では、恋人の場合のほうが強い。

また、青年期における同性同士の友人関係には、性差がみられることが指摘されている。榎本(1999)は、男性は友人と共に行動する共有活動を重視し、友人に対して葛藤や競争心を抱き、女性は閉鎖的な活動により、信頼や安定を得ることを示した。男性に比べ、閉鎖的な関係を築きやすい女性は、同性友人との関係をより特別なものだと認識しやすいと考えられる。

仮説3 同性同士の友人関係においては、男性よりも女性のほうが排他的意識・特別観が高い。

本研究では、これら3つの仮説について検討することを目的とした。

方法

函館市内の大学生 305 名（男性:122 名・女性:170 名・不明 13 名）を対象として、集団もしくは個別に質問紙調査を行った。調査対象者には、最も親しい同性友人 1 名、現在交際中、または過去に交際していた恋人を 1 名思い浮かべてもらい、質問紙への回答を求めた。なお、異性との交際経験がないなどの理由から、恋人として対象を思い浮かべることができない回答者に対しては、恋人がいると仮定してもらい、質問紙への回答を求めた。

質問紙の構成

1, 関係性に対する特別観 相馬・浦 (2009) の「異性との関係における特別観尺度」の「パートナー」という表記を「友人」もしくは「恋人」に修正して使用。全 3 項目。回答は 6 件法。

2, 他者志向動機への態度 伊藤 (2007) の「自己・他者志向的動機への態度に関する尺度」を一部修正して使用。他者の表記は「友人」もしくは「恋人」に統一。全 20 項目。回答は 6 件法。

3, 属性 学年、性別、恋人の有無、恋人との交際期間、友人との交際期間。

結果と考察

他者志向的動機と特別観の関連

「仮説 1 排他的意識・特別観は、他者志向的動機を強める」と「仮説 2 友人に対する排他的意識・特別観が他者志向的動機を強める程度と、恋人に対する排他的意識・特別観が他者志向的動機を強める程度では、恋人の場合のほうが強い」を検討するため、友人、恋人それぞれについて、特別観の平均得点と他者志向的動機の平均得点に関して相関分析を行った。その結果、友人と恋人のどちらの場合も、特別観と他者志向的動機の間には正の相関がみられ（友人: $r = 0.84$ 、恋人: $r = 0.82$ ）、特別観の平均得点が高くなるほど、他者志向的動機の平均得点も高くなることが示された。よって、仮説 1 は支持された。この結果は、Rubin (1970) の結果と類似するものである。また、相関係数の数値が友人よりも

恋人の場合のほうが高かったことから、仮説 2 もまた支持されたといえる。この結果は、目的で述べた通り、社会的規範の影響によるものだと考えられる。

同性友人に対する特別観の性差

「仮説 3 同性同士の友人関係においては、男性よりも女性のほうが排他的意識・特別観が高い」を検討するため、性別（男性・女性）、恋人の有無（有・無）を独立変数、従属変数を友人、恋人それぞれに対する特別観の平均得点とし、3 要因 8 水準の分散分析を行った。分析の結果、関係性と恋人の有無の違いに交互作用がみられた。そこで、単純主効果の検定を行ったところ、恋人がいる人は、友人よりも恋人に対する特別観の平均得点がより高い傾向にあること、関係性が恋人である場合、恋人がいない人よりも、恋人がいる人のほうが恋人に対する特別観の平均得点が有意に高いことが認められた（図 1 参照）。特別観の平均得点には性差が確認されなかったため、仮説 3 は支持されなかった。特別観の高さを測定するために用いた質問項目全 3 項目のうち、2 項目は悩みがある時や落ち込んでいる時に、友人もしくは恋人からサポートされることと、その他の他者からサポートされることの価値づけの違いを尋ねるものであった。嶋 (1991) は、恋人からのサポートを除いた場合、同性友人によるサポートを利用する可能性が最も高いと述べている。よって、男女共に同性友人によるサポートを利用する可能性が高いため、友人関係における特別観の高さには性差がみられず、仮説 3 は支持されなかったと考えられる。

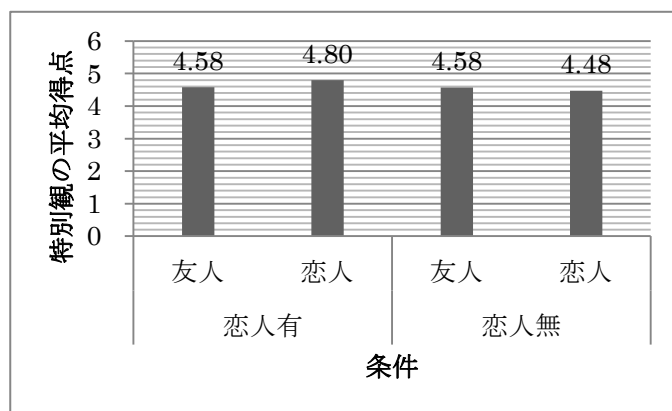


図 1 関係性と恋人の有無の違いにおける特別観の平均得点の差

(SATO Michino)

教師に対する信頼感の規定要因と依存欲求の関連について

佐藤みゆき

キーワード：大学生，信頼感，依存性

目的

本研究において依存性を竹澤・小玉(2004)にならない、情緒的・道具的依存を含めた、「是認・支持・助力・保証などの源泉として他人を利用しないし頼りにしたいという欲求」と定義し、「他者との情緒的で親密な関係を通して自らの安定を得るという情緒依存欲求」と「自身の課題や問題解決のために、他者からの具体的な援助を求める道具的欲求」があるとした。教師に対する信頼感を「教師を信じ頼ること。教師の行動予測可能性。教師との関係に対する自信と安心感。教師としての資質や能力に対する役割期待を含む」と定義した。依存欲求は信頼感、特に他者に対する信頼感と関わっていると考えられ、竹澤・小玉(2004)は、情緒的依存欲求が高いものは男女ともに他者信頼感が高く、道具的依存欲求が高い女性は他者信頼感が高いことを明らかにした。依存は、他者に対する信頼感があって初めて生起するものだと考えられ、自分と相手、両者の間に信頼感に基づいた人間関係が存在しなければ、人は他者に頼ろうという気持ちが起こりにくい。

信頼感は教育現場において、教育方法と同じように重要視され、教育の主体である児童生徒と直接関与している教師との関係は重要であり、近年、教師が児童生徒と如何にして信頼感に基づいた人間関係を作り上げるかがこれまで以上に重要視されてきている。こうした中、特定の他者(教師)に対する信頼感を調査した研究では、中井・庄司(2006)が、教師に対する信頼感は、「安心感」、「不信」、「正当性(後の研究にて役割遂行評価)」の3つの規定要因があることを明らかにした。

依存性の先行研究における信頼感是不特定の他者に対するものであり、特定の他者つまり教師に対す

る信頼感の規定要因と依存欲求との関連についての研究はない。したがって、本研究では教師への信頼感を規定する要因と依存欲求との間に関連性があるかどうか検討する。また、高校から大学までの教師に対する信頼感がどのように変容しているのかを検討する。

方法

調査対象 北海道の国立大学学生 422名(男性 169名、女性 246名、不明7名)。

手続き 回想法を用いた質問紙調査。信頼感に関しては高校・大学の教員をそれぞれ一人ずつ思い浮かべ記入してもらい、その教師に対する当時の自分を想起させ、回答してもらった。使用した尺度は、1, STT尺度(Students' Trust for Teacher; 生徒の教師に対する信頼感)、「安心感」「不信」「役割遂行評価」の3つの下位尺度から構成される。全31項目。2, 対人依存欲求尺度、「情緒的依存欲求」「道具的依存欲求」の2つの下位尺度で構成される。全20項目。3, フェイスシート：性別、年齢、専攻、学生番号。

結果と考察

教師に対する信頼感の規定要因と依存欲求の関連

教師に対する信頼感の規定要因と依存欲求の関連を調べるため、STT尺度の下位尺度(大学時代)の合計得点と対人依存欲求尺度の下位尺度の合計得点を算出し、相関検定を行った結果、STT尺度の下位尺度と対人依存欲求尺度の下位尺度の間に相関関係はみられなかった。これは、両者に関連はないことを示している。特定の他者に対する依存欲求は、不特定の他者への依存欲求とは違い、依存欲求の対象となる人物の職業や役割に沿うようなもの(例えば教師に対しては「勉強を教えてもらいたい」等)になる

と考えられる。

性差からみた教師に対する信頼感の規定要因と依存欲求の関連

性別が不明であった7名を除く計415名(男子169名, 女子246名)のデータを用いて, 対応のないt検定を行った結果, STT尺度の下位尺度, 不信と役割遂行評価にのみ5%水準で有意な差があった($t(314.70)=3.193, p<.05$), ($t(413)=2.00, p<.05$)。

男女別にSTT尺度の下位尺度(大学時代)の合計得点と対人依存欲求尺度の下位尺度の合計得点を算出し相関検定を行った。男子にのみSTT尺度の下位尺度である安心感と対人依存欲求尺度の下位尺度である道具的依存欲求は有意に正の相関があった($r=.192, p<.01$)。天貝(2000)は, 女子は信頼感を他者との成熟した親密な関係を基盤として形成されるものだと考えており, 本研究において, 大学の教師に対して不信の得点が高かったのは, 大学の教師と親密な人間関係を築くような深いかかわりを持っていないため, 不信得点が高くなった可能性が考えられる。

役割遂行評価に関しては, 女子よりも男子の方が得点は有意に高かった。これは, 男子の教師に対しての信頼感の生起は, 教師が担う役割(仕事)をきちんと行っているかどうかということが女子よりも重要視されており, 男子の教師に対する信頼感の形成に関わっていると考えられる。また, 男子の場合にのみ教師に対する信頼感と依存欲求には部分的に関連があることが示された。

信頼感の類型による教師に対する信頼感の規定要因と依存欲求との関連

STT尺度の大学時代の下位尺度を1つの下位尺度得点-(残り2つの下位尺度得点の和/2)>0に従い分類した。相関検定を行った結果, 安心感優位型では, STTの下位尺度, 安心感と対人依存欲求尺度の下位尺度の情緒的依存欲求との間に, 有意に負の相関が示された($r=-.192, p<.05$)。その他の類型では, 教師に対する信頼感の規定要因と依存欲求との間に関連はみられなかった。他者に対する情緒的な依存欲求が低い, つまり他者に依存的ではないことと「教師

がいることによる安心感」や「教師との関係性に対する安心感」が高いことには何らかの関係があると考えられる。

高校と大学における教師に対する信頼感の変容

高校時代と大学時代において教師に対する信頼感に違いがあるか調べるため, 対応のあるt検定を行った。その結果, 安心感と役割遂行評価について高校と大学では1%水準で有意差があった($t(421)=13.71, p<.01$), ($t(421)=9.26, p<.01$)。このことから, 教師に対する信頼感は高校生よりも大学生の方が高いといえる。大学は交流を持つ教師をある程度学生自身が選択できるようになり, 回答時, 調査対象者が想起した大学の教師というのは自ら進んでかかわりにいった教師であると推測できる。かかわりをもつ教師を選択できない高校に比べ, 自ら選択し関わりを持った大学の教師に対する信頼感は高くなったと考えられる。

教師に対する信頼感の大学の学年差について

教師に対する信頼感の学年差を調べるため, STT尺度の大学時の下位尺度得点を従属変数, 学年を要因とする一元配置分散分析を行った。その結果, 安心感について, 5%水準で有意な主効果があった($F(3, 408)=2.195, MS_e=32.316, p<.05$)ため, TukeyのHSD法により多重比較を行った結果, 1年生<3年生, 2年生<3年生であった。保井・岡田・中谷(2004)は, 教師によるお互いの存在を対等に認め合ったうえでの双方向性を持つ人間同士としての関わりが, 高校生の信頼感の形成を促進していることを示唆している。これと同様に, 大学生においても卒業論文の指導などの教師と自分との相互的なかかわりが増えるため, 教師への信頼感も高まっていると推測できる。しかし, 教師とのかかわる期間が長くなればなるほど教師に対する信頼感が高まっていくと仮定すると, 3年生と4年生の間に差がなかったことの説明ができないため, 今後さらに検討していく必要がある。

(SATO Miyuki)

大学生の身だしなみ度と自意識・自己愛傾向との関係

- 男女の視点による違いから -

鈴木 誠也

キーワード：化粧行動 身だしなみ 自意識 自己愛傾向 男女差

はじめに

化粧行動と心理的側面との関連

大坊・小西(1993)は、化粧への関心が強い人は自分が周囲からどうみられているのかという外向的な関心も強いことを明らかにした。阿部(2002)は、女性のスキンケア的化粧は肌の健康重視、メイクアップ的化粧は容貌の美化のためという異なる動機を明らかにし、さらに前者は私的自意識、後者は公的自意識に関連する動機でおこなわれる傾向があることを報告した。Jackson, Ervin, & Hodge(1992)は、自己愛傾向の高い者は自分の容姿への関心が高いという結果を明らかにした。平松(2003)は、大学生男女の化粧度(化粧品の使用数など)のイメージは男性のほうが高いと報告した。㈱オフィスウーノ(2009)によると、日本国内の2005年における男性用化粧品の市場規模は約145億円であり、前年比約12%の増加であった。近年の化粧品市場では、各メーカーは新規購買層として男性を設定し、従来よりも男性用化粧品の宣伝や販売を推進している。

これまでの化粧行動研究の問題点

調査対象者が女性のみであることが多い。
化粧をする状況の想定が不明瞭である。
ある化粧行動が「化粧」であるのか、誰もが当たり前前にやるような「身だしなみ」であるのか、その境界および性差を調査していない。そのため、身だしなみにおける身だしなみ度(身だしなみ道具の使用数)も調査していない。
Jackson 他(1992)の、「自分の容姿への関心」について、身だしなみにおける側面を調査していない。

目的

上記 ～ をふまえて、数ある化粧行動のなかから男女にとって共通の身だしなみ(道具)を選定し、それらの性差を検討すること、選定した共通の身だしなみ(道具)についての、個人の身だしなみ度(身だしなみ道具の使用数)と自意識・自己愛傾向との関連を検討すること、個人の身だしなみ度とイメージする異性の身だしなみ度の多寡の関連を検討すること、の3点を中心に研究することを目的とする。

仮説 1 女性の身だしなみ度の多寡、イメージする異性(男性)の身だしなみ度の多寡には相関がある。

仮説 2 女性の身だしなみ度は公的自意識、男性の身だしなみ度は私的自意識と相関がある。

仮説 3 女性の身だしなみ度は自己愛傾向の自己主張性、優越感・有能感と相関がある。

仮説 4 金田(2008)より、男性の身だしなみは「自己流」でやる人が多いと推測できる。「自己流」にはその人のこだわりが反映されると思われるので、男性の身だしなみ度は自己愛傾向の優越感・有能感と相関がある。

方法

調査対象者 北海道教育大学函館校の学生215名中、回答に不備のなかった211名(男性73名、女性138名)を調査対象者とした。平均年齢は女性18.7歳、男性19.5歳であった。

調査時期 2011年11月上旬～下旬

調査内容

個人の身だしなみ道具の使用数

異性に対して思う身だしなみ道具の使用数

林(2009)の大学生の男女別化粧行動カテゴリを用いた。回答は複数選択制で、化粧品(道具)29項目から使用しているものに丸をつけてもらうことで求め

た。

自意識 菅原(1984)の公的自意識 11 項目,私的自意識 10 項目の計 21 項目からなる自意識尺度。回答は「1.全くあてはまらない」、「2.あまりあてはまらない」、「3.どちらでもない」、「4.少しあてはまる」、「5.とてもあてはまる」の 5 件法で求めた。

自己愛傾向 小塩(1998)の自己愛人格傾向目録短縮版を用いた。注目・賞賛欲求,優越感・有能感,自己主張性の 3 下位尺度,各 10 項目の計 30 項目である。回答は 5 件法で求めた。

フェイス項目 年齢と性別のほか,金田(2008)を参考に身だしなみ道具の購買に関する実態調査をおこなった

結果と考察

身だしなみ行為の決定と性差 金田(2007)を参考に男女の回答数を併合した結果,身だしなみ行為は「歯みがき」「きがえ」「洗顔」「髪セット」「化粧水」と決定した。それぞれの回答数の性差を χ^2 検定で検討した結果,女性のほうが多かったのは「きがえ」($\chi^2 = 9.153, df = 1, p < .01$),「化粧水」($\chi^2 = 79.357, df = 1, p < .01$),「髪セット」($\chi^2 = 4.296, df = 1, p < .05$)であった。男性のほうが多かったのは「風呂・シャワー」($\chi^2 = 5.214, df = 1, p < .05$),「ヒゲソリ」($\chi^2 = 114.312, df = 1, p < .01$)であった。「歯みがき」($\chi^2 = 2.807, df = 1, n.s.$)と「洗顔」($\chi^2 = 0.641, df = 1, n.s.$)に関して有意差は確認できなかった。いずれの身だしなみ行為の性差は,日頃の身だしなみにかかる時間差が関係していると示唆された。

仮説 1 について 本テーマは,決定した身だしなみ行為だけではなく,カテゴリ内のすべての回答数を参考にした。ピアソンの相関分析をおこなったところ,女性の身だしなみ度とイメージする男性の身だしなみ度では中程度の正の相関が確認された($r = .349, p < .01$)。したがって仮説 1 は支持された。男性の身だしなみ度とイメージする女性の身だしなみ度では相関を確認することができなかった($r = .095, n.s.$)。同結果は,後述ではあるが,ドラッグストアで身だしなみの道具を購入する人が多いので,男性用アイテムへの意識,注意が喚起されているからであるとわかった。

仮説 2 について ピアソンの相関分析をおこなったところ,男女ともに相関を確認することができなかった(公的;女性: $r = .087, n.s.$,男性: $r = -.018, n.s.$,私的;女性: $r = .045, n.s.$,男性: $r = .032, n.s.$)。男女ともに仮説を支持する結果は得られなかった。女性にとっては,公的自意識と関連するのは,身だしなみ度ではなくスキンケアやメイクアップなどの化粧度という,先行研究で得られていた知見が有力であると示唆された。男性にとっては,阿部(2002)が述べていたスキンケアと意味が違うことが示唆された。

仮説 3, 4 について ピアソンの相関分析をおこなったところ,男女ともに相関を確認することができなかった(注目・賞賛欲求;女性: $r = .037, n.s.$,男性: $r = .101, n.s.$,優越感・有能感;女性: $r = .007, n.s.$,男性: $r = .203, n.s.$,自己主張性;女性: $r = .122, n.s.$,男性: $r = -.012, n.s.$)。男女ともに仮説を支持する結果は得られなかった。女性にとっては, Jackson 他(1992)が述べていた「自分の容姿への関心が高い」というのは,身だしなみ度では証明できなかった。男性にとっては,「自己流」を測るための項目を用意していなかった。

身だしなみ道具の購買に関する実態調査 メーカーへのこだわりについて,こだわりがあるという回答数はあまり多くなかった。決めている人の理由については男女ともに「肌にあっているから」の回答数をもっとも多かった。製品の購入場所については,男女ともに「ドラッグストア」の回答数をもっとも多かった。製品の情報源については,女性は「雑誌」,男性は「自己流」がもっとも多かった。大学生の身だしなみ道具の購買理由としては,特定のメーカーよりも価格,肌への相性を考慮している傾向がわかった。専門店や百貨店などに比べ,価格も安く,種類も豊富なのがドラッグストアである。情報源については,女性は「雑誌」,男性は「自己流」がもっとも回答数が多く,同結果は,広告媒体における身だしなみ道具の宣伝量の違いを表しているとし唆され,また宣伝量や道具の種類などから,女性は外部に情報を求め,男性は自分自身で決定するという傾向があると示唆された。今後は身だしなみ項目を増やすこと,実践の有無だけではなく関心・態度の側面を調査したい。(SUZUKI Seiya)

シャイネスに対する評価および脱中心化が社会的スキルに与える影響

須藤裕大

キーワード：シャイネス，シャイネスに対する評価，脱中心化，社会的スキル

問題と目的

人前で話すことを苦痛に感じたり、自分の意見を述べることに對してためらいを感じたりしてしまう人、つまりシャイな人が多く存在する。高柳・田上・藤生(1998)によると、教師 250 名に調査したところ、自分がシャイだと感じている人は 63.8%であり、そのうちシャイであったため困っている、もしくは困った経験をした人は 64.5%であった。このことから、シャイネスを改善することは重要であると考えられる。

シャイネスに関する先行研究では、シャイネスに対する評価(高柳他, 1998)、疎外感や神経症傾向(桜井・桜井, 1991)などとの関連が検討されている。しかし、これらの先行研究の問題点として、以下の 3 点が挙げられる。第 1 に、高柳他(1998)は教師のみを対象としており、一般的な結果であるとは言い難い。したがって本研究では、別の年代である大学生に調査することにより、先行研究の結果の一般性を検討する。第 2 に、高柳他(1998)では、シャイネスによる困った経験を 1 項目で尋ねている。菅原(1998)によると、シャイネスは社会的スキルと負の相関があることが示されている。よって、本研究では社会的スキルの観点からシャイネスによる困った経験を捉える。第 3 に、シャイネス自体は個人の傾向であり、変容しづらい可能性がある。そこで本研究ではシャイネスに関する認知的要因、具体的にはシャイネスに対する評価と脱中心化を取り上げる。

以上より、本研究ではシャイネスに対する評価および脱中心化が社会的スキルに与える影響を検討する。本研究の仮説は、以下の通りである。

仮説 1: シャイネスに対する評価が肯定的であると、

社会的スキルの遂行が多い。

仮説 2: 脱中心化が行われていると、社会的スキルの遂行が多い。

方法

調査対象者

北海道の国立大学法人の学生に 181 部の質問紙を配布し、回収された 178 名(男性 62 名、女性 115 名、平均年齢 21.11 ± 5.62 歳)が対象とされた。回収率は 98.34%であった。

調査内容

フェイスシートで年齢、性別が尋ねられ、続いて以下の質問への回答が求められた。質問紙のフェイスシートには上記に加えて、年齢や性別は統計的に処理され個人を特定されないようにすること、質問に対して拒否権があること、拒否しても不利益がないことを明記した。

シャイネス 桜井・桜井(1991)の大学生用シャイネス尺度が使用された。「他者評価懸念および対人場面不適応感」、「情緒不安定」、「対人場面での自己表現の悩み」から構成され、21 項目 5 件法であった。

シャイネスに対する評価 高柳他(1998)が作成したものを使用した。「シャイネスの働きに対する評価」、「自己シャイネス受容」、「他者シャイネス親和」から構成され、20 項目 7 件法であった。

脱中心化 栗原・長谷川・根建(2010)の日本語版 Experiences Questionnaire 尺度を使用した。「脱中心化」「反すう」から構成され、15 項目 5 件法であった。

社会的スキル 菊池(1998)の Kikuchi's Social Skill Scale・18 項目版(以下、KISS-18 とする)を使用した。18 項目 5 件法であった。

結果

各要因が社会的スキルに与える影響を検討するために、大学生用シャイネス尺度、シャイネスに対する評価尺度におけるそれぞれの下位尺度と脱中心化を独立変数、KISS-18を従属変数とする重回帰分析を行ったが、多重共線性の疑いがあったため、大学生用シャイネス尺度とシャイネスに対する評価尺度の全体と脱中心化に対する KISS-18 との相関分析と、大学生用シャイネス尺度とシャイネスに対する評価尺度と脱中心化を独立変数、KISS-18を従属変数とする重回帰分析(ステップワイズ法)を行った(図1)。この結果、大学生用シャイネス尺度と KISS-18($r=-.66, p<.01$), シャイネスに対する評価尺度と KISS-18 との間に有意な負の相関がみられ($r=-.23, p<.01$), 脱中心化と KISS-18 との間に有意な正の相関がみられた($r=.61, p<.01$)。また、大学生用シャイネス尺度から有意な負の標準偏回帰係数が得られ($\beta=-.49, p<.01$), 脱中心化から正の標準偏回帰係数が得られた($\beta=.40, p<.01$)。シャイネスに対する評価尺度は有意ではなかった。調整済み決定係数は $adj.R^2=.57$ だった。

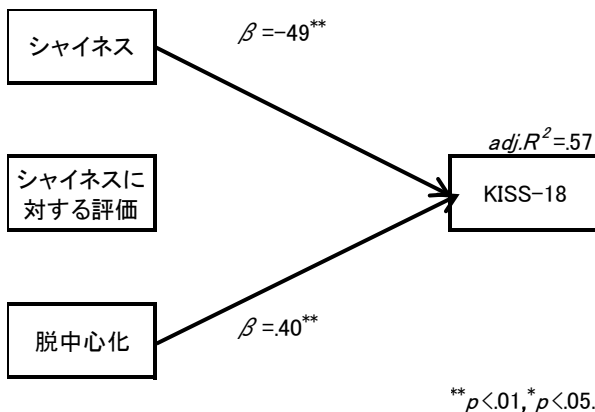


図1 KISS-18を従属変数とした重回帰分析($N=171$)

考察

分析の結果、シャイネスに対する評価は社会的スキルに有意な影響を与えないが、シャイネスに対する評価と社会的スキルの間に負の関連が見られたため、仮説1は一部支持されたと言える。脱中心化は社会的スキルとの間に正の関連が見られ、社会的スキルに有意な影響を与えていることが示されたため、

仮説2は支持されたと言える。

シャイネスが社会的スキルに悪い影響を与えるという結果が示されたが、これは相川(1991)などの先行研究と一致している。本研究においても、シャイネスは社会的スキルの遂行を困難にさせるということが改めて確認された。

シャイネスに対する評価が社会的スキルと負の関連が得られたという結果は高柳他(1998)と一致するが、シャイネスに対する評価が社会的スキルに有意な影響を与えないということが示された。このことから、シャイネスによって引き起こされる困難さの改善にシャイネスの評価を変容することが有効であるとした高柳他(1998)の研究は、大学生には当てはまらないことが示唆された。

脱中心化は社会的スキルに影響を与えるという結果は、マインドフルネス認知療法が不安障害に有効であるとした久本(2008)と一致している。この結果から、シャイネスであるための困難さを改善するためには脱中心化を促すことが有効であることが示された。

シャイネスに対する評価と脱中心化の社会的スキルに与える影響の大きさを比較すると、脱中心化の方がより影響を与えるという結果が得られた。このことから、シャイネスによって引き起こされる困難さを改善する際は、脱中心化に介入することがより有効であるということを示唆している。これはつまり、シャイネスに対する認知的要因を改善することより、客観的態度で受け入れるよう認知の方法を変容させることがシャイネスによって引き起こされる困難さに対しては有効であるという可能性も示唆している。

今後の研究では、マインドフルネス認知療法の技法を用いることでシャイネスによって困っている人の社会的スキルの遂行がどのように変容していくか縦断的な研究が必要となるだろう。

(SUDO Yuta)

外的対象が要求する注意資源が自己注目に与える影響

田中桃子

キーワード：自己注目、注意資源、抑うつ、不安、気分変化

目的

自己注目 (self-focus) は抑うつ発生の一つの原因として考えられてきた。抑うつ傾向の高い人は自己注目をする事でネガティブな認知結果を引き起こしやすく、また、自己注目の状態を持続させやすいことがわかっている (坂本, 1997)。これに対し適応的である対処法として、自己以外の対象 (外的対象) へ注意を向けるということが考えられている。しかし、具体的にどのような外的対象が自己注目の解除に有効であるかについてはあまり研究されていない。自己注目から外的対象へ注意を移行する過程は、気晴らし (distraction) に類似していると考えられるが、この気晴らしが適応的であるためにいくつかの条件が考えられている。そのうちのひとつに、気晴らし対象が十分な注意容量を要するものであることが挙げられている (及川, 2008)。そこで、本研究では自己注目を解除するために有効である外的対象について、注意容量の観点から検討することを目的の一つとする。

また、これまで自己注目と抑うつの関係についての研究では、これら二つの変数が直接に影響し合っていると考える研究がほとんどであった。しかし、田中・佐藤・境・坂野 (2007) は、自己注目の持続は抑うつではなく不安に関連しているということを、偏相関分析によって証明した。つまり、これまで自己注目は抑うつに関連するとされていたが、その背後には不安が強く関係しており、不安の影響を除いた抑うつのみでは自己注目の持続に影響を与えない事が示された。このことから、自己注目から外的対象へ注意を移行する際に影響を受ける気分としての抑うつ感と不安感についても、それぞれを個別に扱うことで慎重に検討していかなくてはならないだろう。そこで、本研究では自己注目から外的対象へ注意を移行

する過程でどのような気分変化が起こるかについて、不安の変数を含めた測定を行うことをもう一つの目的とする。

本研究の仮説

自己注目の解除を Baddeley (1992) の作動記憶のモデルに基づき考えると、限界量のある処理容量から自己注目と外的対象に注意を分配した場合、外的対象の要求する注意資源が大きいほど自己注目に割り当てられていた注意資源が奪われ、自己注目が解除されるというトレードオフ (trade-off) が生じると予測できる。そこで、以下のような仮説が立てられる。自己注目後、注意資源をより多く要求する外的対象課題に取り組むと、自己注目の解除が行われる (仮説 1)。

また、自己注目は抑うつ気分を発生させるため、自己注目を解除する外的対象に注意を移すことで抑うつ気分は減少し、抑うつと強い相関のある不安感も減少するであろう。また、気晴らし効果が期待されるため爽快感が増加するだろう。すなわち、次のような仮説が立てられる。外的対象課題に取り組むと、注意資源を多く必要とするものの方が少ないものより爽快感は増加し、不安感と抑うつ感は減少する (仮説 2)。

方法

実験協力者 北海道内の国立大学学部生 47 名 (男性 14 名, 女性 33 名) を対象とした。

抑うつ傾向 (高・低) × 注意移行課題難易度 (難・易) の 2×2 の被験者間要因配置とした。また、すべての実験協力者は予備実験で行った漢字再生のテストで、ワーキングメモリ容量を測定するテストの成績が平均±1SD の範囲内であった学生に協力を依頼した。

調査時期 2011 年 12 月に行われた。

手続き まず、抑うつ傾向を測定するために日本語版 SDS を実施した。また、自己注目の操作と外的対象課題の前後に、気分を測定する尺度である気分調査票から爽快感・抑うつ感・不安感の因子を使用した尺度をそれぞれ3回実施し、自己注目後と外的対象課題直後に自己への注意量を測定する尺度である私的自覚状態尺度を2回実施した。また、自己注目操作は Who Am I に類似する方法で行い、私的自覚状態を高める作業を行わせた。外的対象課題はリーディングスパンテスト (RST: Reading Span Test) を用いた。注意資源の大きさは、RST の難易度で統制した。すなわち、難条件を必要な注意資源が大きいもの、易条件を必要な注意資源が小さいものとした。

結果と考察

要求する注意資源の大きい外的対象の方が、自己注目の解除に有効であるか

本研究の目的の一つは、外的対象が要求する注意資源が大きいものほど自己注目を解除するかどうかを検討するものであった。これを検討するため、自己注目の操作が抑うつに影響するとされている抑うつ傾向高群のみを対象とし、RST 難易度 (難・易) × 私的自覚尺度実施ポイント (RST 前・RST 後) の 2×2 の混合型 2 要因分散分析を行った。その結果、RST 難易度の主効果は有意ではなかった ($F(1, 40) = 0.10, n.s.$) が、私的自覚状態実施ポイントで主効果がみられた ($F(1, 40) = 98.53, p < .01$)。これは、RST の難易度に関わらず注意が自己から外的対象に移行できたことを示す結果となっており、自己注目後に注意資源をより多く要求する外的対象課題に取り組むと、自己注目の解除が行われるという仮説 1 は支持されなかったといえよう。この結果は、抑うつ傾向の高い人は注意を自己に向けると外的対象へ移行できないという先行研究とは異なる結果となったといえる。

注意移行過程に伴い影響を受ける気分の変化

RST によってどのように気分が変化したのかについて、RST 実施前後での気分調査票の得点の平均値の差について検定を行った。その結果、爽快感は、

RST 難条件では抑うつ傾向高群に有意傾向 ($F(1, 9) = 4.06, p < .10$)、抑うつ傾向低群で有意差 ($F(1, 13) = 15.83, p < .01$) が見られ、どちらも爽快感得点が RST 後に有意に下がっていることがわかった。RST 易条件では、抑うつ傾向高群のみで有意傾向 ($F(1, 11) = 4.53, p < .10$) が見られ、RST 後に爽快感得点が下がっていることがわかった。これらの結果は、RST をすることで気晴らし効果により爽快感は上がるという仮説を支持しない結果となっている。

次に、抑うつ感について分析を行った結果、RST 難条件では抑うつ傾向低群に有意傾向が見られ ($F(1, 13) = 4.10, p < .10$)、抑うつ感得点が RST 後に有意に上がっているのが分かった。一方、RST 易条件では、抑うつ感に変化はなかった。この結果は、自己注目の解除により抑うつ感は解消されるはずであるとする仮説を支持しない結果となっており、RST が直接に抑うつ感を高めている可能性が示唆されている。

不安感について分析を行った結果、RST 難条件では抑うつ傾向高群で有意差 ($F(1, 9) = 10.95, p < .01$)、抑うつ傾向低群で有意差 ($F(1, 13) = 9.62, p < .01$) が見られ、RST 後に不安感得点が有意に増加したことが分かった。RST 易条件では、抑うつ傾向低群のみで有意差が見られ ($F(1, 10) = 5.87, p < .05$)、RST 後に不安感得点が下がっていることが分かった。これは、抑うつと強い相関のある不安が、抑うつと同様の変化を示すという仮説を支持しない結果となった。

これらの結果は、自己注目を解除することが直接気分変化に影響を与えるとは考えにくいことを示している。つまり、RST をすることで難条件・易条件ともに自己注目は解除されたが、自己注目の解除により発生するはずの期待されていた気分変化は起こらず、本研究の結果では抑うつ感が増加し、爽快感と不安感は減少した。この結果より、自己注目の解除や、自己注目により発生するネガティブな気分の変化は、注意を移行する外的対象の性質に依存することが示されたといえるだろう。

(TANAKA Momoko)

大学生の子どもとの接触経験が親準備性に与える影響

土肥つむぎ

キーワード：親準備性、接触経験、期間、意識

問題と目的

問題

近年、幼児虐待など子どもに関する事件の発生が後を絶たない。文部科学省(2009)によると、虐待の原因の一つとして保護者の要因が挙げられ、育児に対する準備不足が育児ストレスを増大させることにより、幼児虐待などの様々な問題に繋がると考えられる。また、子育てに関する具体的な経験もなく、子どもや子育てを知らずに親になる大人が増えていることも問題の背景として挙げられる。このようなことから、早い時期からの親となるための教育・学習が重要であると言える。そこで、本研究では親になる準備として、親準備性に焦点をあてて検討する。

親準備性に影響を与える要因として、子どもとの接触経験が挙げられる。岡本・古賀(2004)は、子どもや高齢者について学ぶことやふれあい体験を行うことが、青年の親準備性の発達に積極的な影響を及ぼすことを示唆している。また、中西・牧野(1989)は、乳幼児との接触経験が多いほど親準備性が高くなることを示している。

しかし、これまでに行われてきた子どもとの接触経験と親準備性に関する研究では、子どもとの接触経験の有無による親準備性の影響は検討されているが、子どもと接触する活動への参加の期間による違いは検討されていない。さらに、活動への参加の意識による影響についても検討されていない。そこで本研究では、子どもとの接触経験の中でも期間と意識を詳細に検討する。

目的

本研究では、大学生の親準備性に及ぼす子どもとの接触経験の影響を、接触経験の期間・活動への意識から検討することを目的とする。

仮説 1：子どもとの接触経験の期間が長い方が、親準備性が高まる。

仮説 2：子どもと関わる活動への意識が積極的である方が、親準備性が高まる。

仮説 3：子どもとの接触経験がないよりも、活動への意識が消極的であっても活動に参加した方が、親準備性が高まる。

本研究では、佐々木・小坂・中井・波崎・松木・定藤・岡沢(2010)にならい、親準備性を「親性の形成過程において親となる以前から段階的に形成される資質」と定義する。

方法

調査対象者

北海道の国立大学に通う大学生に 352 部の質問紙を配布し、349 部を回収した(回収率 99.15%)。

調査時期

2011 年 11 月上旬から下旬。

調査方法

個別記入方式の質問紙を用いた。講義時間内に集団で調査を実施するとともに、個別にも調査を行った。

調査内容

- ①フェイスシート：専攻、分野、学年、年齢、性別
- ②家族形態：現在の家族形態、大学入学前の家族形

態、きょうだい数、出生順位

②親準備性：佐々木(2007)の親性準備性尺度(乳幼児への好意感情・育児への積極性)

③子どもとの接触経験：教育実習・サマースクールへの参加経験、活動への意識

結果と考察

尺度の構成

親性準備性尺度(佐々木, 2007)は、2因子構造であった。内的整合性は $\alpha=.92$ であり、分析に使用できると判断した。

大学生の親準備性に及ぼす子どもとの接触経験の影響の検討

分析対象者 339 名をそれぞれ 3 群(不参加群, 低群, 高群)に分類し、群間の親準備性得点の差を接触経験、活動への意識を独立変数として 1 要因分散分析によって検討した。

紙面の都合上、親準備性と子どもとの接触経験、活動への意識に関する分析結果を表 1、表 2 に示した。

表1 接触経験を独立変数とした分散分析

		接触経験			F値
		不参加群 (n=230)	低群 (n=55)	高群 (n=54)	
親準備性	M	110.14	118.18	114.50	5.95**
	SD	16.35	15.40	18.01	

表2 意識を独立変数とした分散分析

		意識			F値
		不参加群 (n=230)	低群 (n=53)	高群 (n=56)	
親準備性	M	110.14	113.19	119.36	7.23**
	SD	16.35	17.48	15.63	

分析の結果、本研究の仮説 1、仮説 3 は支持されず、仮説 2 のみが支持された。

本研究においては、子どもとの接触経験がないよりも、子どもとの接触期間が短い、又は少ない場合の方が、親準備性が高いことが示された。よって、子どもとの接触経験は、その期間の長さが重要なのではなく、少ない機会でも子どもとの接触を経験することが重要であると考えられる。また、接触経験が長い場合と、接触経験がない場合の親準備性に差

がないことから、子どもと長期間接することで子どもと関わることで、子どもを育てることの現実的な困難が見え、親準備性の発達に積極的な影響を及ぼさないのではないかと考えられる。野村・河上・長谷・藤原(2007)においても、きょうだい数が多いことにより日常的に弟や妹と関わることで、子どもへの関心につながらず、むしろ苦手意識になる可能性もあることが示唆されている。これらの結果により、接触経験が増えるほど、子どもの多面的な理解は増すが、そのことが必ずしも子どもへの積極的な関心になるのではないことが分かる。よって子どもとのふれあいに際しては、「子どもへの関心」を高めるだけでなく、子どもの行動の理解を通して子どもとの関わり方が分かる、子どもと関わるのが楽しいと思える、活動への取り組みの意識においてより積極的に関わりたいと思うような環境づくりが必要であると考えられる。中西・牧野(1989)の研究においても、中学生以降に乳幼児と接した経験が多い生徒は将来、親になることへのよい準備ができていると示されており、子どもとの関わりが多いことが親準備性の低下に直結するとは一概には言えないのではないかと考える。

また、子どもと接触する活動における意識と親準備性との関連については、積極的に活動に参加することが親準備性を高めることが示唆され、消極的、つまり嫌々又は義務として活動に参加しても親準備性は高まらないことが明らかになった。したがって、親準備性を高めるには、積極的な意識を持って、子どもとの接触経験を行うことが重要であることが示された。

今後の課題

本研究では、子どもとの接触経験をもたらす活動を限定したこと、また教育について学ぶ大学生が調査対象者の大半であった。今後は活動を限定せず、一般の大学生においても検討することが必要であろう。

(DOI Tsumugi)

接近方略によるステレオタイプ抑制と リバウンド効果の関連性についての検討

七澤桃子

キーワード：ステレオタイプ抑制，リバウンド効果，接近方略

目的

人々はステレオタイプを抑制する方略として、相手への関与を回避する方略(回避方略)か相手について積極的に考えようとする方略(接近方略)のいずれかを使用している(大江・岡, 2006)。回避方略を用いた先行研究ではリバウンド効果(Monteith, 2001; Monteith, Sherman, & Devine, 1998)が生じることが示唆されているが、接近方略を用いた先行研究では、その内容によってリバウンド効果を低減させることが示唆されている。具体的に、Blair *et al.* (2001)の実験では、「か弱い」といった女性ステレオタイプを抑制する際、それに該当しない具体的な人物を想像させることでリバウンド効果が抑制されることが示されている。このことから、ステレオタイプ対象者に関して十分に内面化された知識を持っていることでリバウンド効果が低減されることが予測される。先行研究では反ステレオタイプ実例を十分に内面化された知識として用いており、これは人々の中に元から内面化されている知識である。しかし、対象者に関する知識を与えることでリバウンド効果が抑制されるかどうかについては検討されていない。対象者に関する知識がリバウンド効果を低減させるのであれば、事前に情報が与えられることによってもリバウンド効果は低減すると予測できる。

そこで本研究では、抑制対象者に関する情報を参加者に与えることでリバウンド効果が低減されるかどうかを検討することを目的とする。本研究の仮説は以下のとおりである。

仮説:抑制対象に関する情報を与えることで対象についての知識が内面化されるため、そのようなス

テレオタイプ抑制を行うことでリバウンド効果を低減することができる。

予備実験

本研究の仮説を検討するためには、リバウンド効果が生じる環境を設定し、それと比較してリバウンド効果の有無を確認しなければならない。先行研究では単純なステレオタイプ抑制を行うことでリバウンド効果が生じることが示されている(Macrae, Bondenhausen, Milnc, & Jetton, 1994)。そこで、予備的実験として先行研究にならい、単純抑制によるリバウンド効果が見られるか検討する。単純抑制群においてリバウンド効果が生じれば、実験1においてそれと比較してリバウンド効果の有無を確認することができる。

方法

参加者 北海道教育大学の学部生 20 名(単純抑制群 10 名, 統制群 10 名)

手続き 実験は3つのフェーズから構成された。第1フェーズはステレオタイプを抑制する抑制フェーズであった。本実験では男性の写真に参加者に提示し、「この男性は精神障害者です。この男性の典型的な1日について自由に記述してください」と教示した。単純抑制群では「ネガティブなイメージを用いないように注意してください」と教示した。第2フェーズは、真の目的を参加者に悟られないようにフィルター課題を行うフィルターフェーズであった。本実験では100マス計算を行った。第3フェーズがステレオタイプを表出する表出フェーズであった。本実験では質問紙による表出を行った。

実験器具 精神障害者に対するイメージを測定する

尺度として、「精神障害者雇用の態度尺度評価・改訂版(ATEP II)」(小澤・菊池,2009)を使用した。ATEP IIの全下位尺度のうち、「精神障害者の活動制限」, 「精神障害者に対する信頼」, 「精神障害者の注意配分」, 「精神障害者に対する危険視」の4つを使用し, 6件法で回答を求めた。

結果

質問紙の下位尺度4つを従属変数, 抑制方略を独立変数として分散分析を行ったところ, 「精神障害者に対する危険視」に関する項目において, 単純抑制群の平均点($M = 4.08, SD = 0.90$)が統制群の平均点($M = 3.38, SD = 0.75$)よりも有意に高くなる傾向が見られた($F(1,18) = 3.59, p < .10$)。

考察

「精神障害者に対する危険視」に関する項目で単純抑制群の平均点が統制群の平均点より有意に高い傾向が見られた。このことから, 予備実験において単純抑制群でのリバウンド効果が確認されたと考えられる。

実験1

予備実験において, 先行研究のように単純抑制群においてリバウンド効果が見られたことから, 実験1では接近方略を用いた抑制を行いリバウンド効果の有無を確認することを目的とする。接近方略を用いる群では対象者に関する情報を参加者に与えることで, 対象者に関する知識が内面化され, リバウンド効果が低減すると予測できる。

実験1では, 本研究の仮説を検討することを目的とする。

方法

参加者 北海道教育大学の学部生 38名(単純抑制群 19名, 接近的抑制群 19名)

手続き 実験1と同様の手続きをふんだ。接近方略を用いる群では第1フェーズにおいて, 抑制対象となる人物の情報が書かれた文章を読ませた。文章の内容は対象者が統合失調症であること, 症状, 仕事, 家族関係についてであり, 参加者にネガティブでもポジティブでもない, 中性的な印象を与えるものであった。

実験器具 実験1と同様に「精神障害者雇用の態度尺度評価・改訂版(ATEP II)」(小澤・菊池,2009)を使用した。

結果

質問紙の下位尺度4つを従属変数, 抑制方略を独立変数として分散分析を行ったところ, 「精神障害者の活動制限」に関する項目において単純抑制群の平均点($M = 3.54, SD = 0.72$)が接近的抑制群の平均点($M = 2.98, SD = 0.60$)を有意に上回った($F(1,33) = 6.27, p < .05$)。また, 「精神障害者に対する信頼」に関する項目において単純抑制群の平均点($M = 3.57, SD = 0.58$)が接近的抑制群の平均点($M = 2.99, SD = 0.63$)より有意に高い傾向があった($F(1,33) = 3.58, p < .10$)。

考察

分析の結果「精神障害者の活動制限」に関する項目において, 単純抑制群の平均値が接近的抑制群の平均値より有意に高く, 「精神障害者に対する信頼」に関する項目においても, 単純抑制群の平均値が接近的抑制群の平均値よりも有意に高くなる傾向が見られた。この結果から, 接近的抑制群において抑制対象者に関する情報を参加者に与えたことで, 参加者に対象に関する知識が内面化され, リバウンド効果の低減につながったと考えられる。これは, 「抑制対象に関する情報を与えることで対象についての知識が内面化されるため, そのようなステレオタイプ抑制を行うことでリバウンド効果を低減することができる」という, 本研究の仮説を支持するものである。

しかし, 与えた情報の中にはリバウンド効果が低減されないものがある可能性も示唆されている。このことから, 今後の研究では, どのような情報が実験参加者の中に内面化されるとリバウンド効果の低減に有効であるか, 情報の内容を検討する必要がある。

(NANASAWA Momoko)

「型」の提示と連想法を取り入れた作文指導法の効果に関する研究

成田千夏

キーワード：文章作成指導 作文指導 文章の「型」 連想法

問題と目的

文章を書く力は、日常生活において、さらには学習を行う上でも重要であり、初等段階からの意識的な指導が必要である(清道, 2010)。

曾根(1995)の実態調査から、児童が作文を書くことに対して抵抗を感じている状況がうかがえる。そのため、作文指導は小学校における重要なテーマであるといえる。

文章作成の際、様々な指導が行われている。その中から2つの指導法についてみていく。

「型」の提示による指導法

清道(2010)は高校生を対象に、意見文を書く時に「型」(文章構成とそこに含めるべき要素を合わせたもの)の提示を行った。ここでいう「型」とは、最初に意見とテーマを示し、次に理由、予想される反論、それへの対応を述べ、最後に再び意見を確認するというものである。すると、文章の量・質がともに向上することが明らかとなった。

連想法を取り入れた作文指導法

この指導法は、作文テーマについて連想活動をし、書き出した単語をもとに文章を考えて書くというものである。例えば、「私の学校」というテーマが与えられた場合、「先生」「授業」などとテーマから思い浮かぶ言葉を連想し、それをういて作文を書くというものである。平山(1993)がこの方法を見童に行ったところ、作文の書けない見童の、文章の量の増加に有効であるとされた。

本研究の目的

しかし、「型」の提示による指導法は見童の作文における検討が少なく、連想法を取り入れた作文指導法は文章の質についての検討がなされていない。そ

のため、本研究ではこの2つの指導法の効果について、量・質的な面から検討することを目的とする。

方法

調査対象者

函館市内の小学6年生77名を対象とした。

調査時期

2011年10月上旬から中旬にかけて実験を行った。

手続き

学級担任の先生に事前に手続きを書いた用紙を渡し、それに従って教示を行ってもらった。第1作文では、まず事前質問紙(「あなたは作文を書くことが好きですか」、「あなたは作文を書くことに自信がありますか」という2問)に答えてもらい、そして30分で「私の学校」というテーマで作文を書いてもらった。その後、第2作文で連想法を行うクラスは、言語連想の練習を行った。第2作文では、その1週間後、「型」の提示を行う群、連想法を行う群に分け、それぞれの介入指導を行い、30分で「ともだち」というテーマで作文を書いてもらった。「型」の提示を行うクラスの介入指導とは、作文を書く前に、構成シートにはじめ・中・終わりに何を書くか記入するものであった。連想法を行うクラスの介入指導とは、作文を書く前に、テーマから思い浮かぶ言葉を連想シートに記入するというものであった。

結果と考察

作文の量について

第1作文、第2作文の、句点・読点を含む総文字数をカウントした。

「型」の提示を行ったクラス 第1作文の平均は398.6文字,第2作文の平均は425.9文字であった。そこで,第1作文と第2作文の文字数に差があるか検討するため,対応のある t 検定を用いて分析したところ,統計的に有意な差がみられなかった($t(38)=0.861, n.s.$)。このことから,「型」の提示を行うことが作文の量の増加に有効ではないと考えられる。

連想法を行ったクラス 第1作文の平均は390.0文字,第2作文の平均は375.7文字であった。そこで,第1作文と第2作文の文字数に差があるか検討するため,対応のある t 検定を用いて分析したところ,統計的に有意な差がみられなかった($t(37)=1.477, n.s.$)。このことから,連想法を取り入れた作文指導法を行うことも文章の量の増加に有効ではないと考えられる。

文章の質について

内容構成,文章構成,叙述・描写の観点について設けた評価規準に関して,自分と第三者による評価を行った。その合計得点の平均を個人の得点とした。

「型」の提示を行ったクラス 第1作文の平均は17.4点,第2作文の平均は19.2点であった。そこで,第1作文と第2作文の得点に差があるか検討するため,対応のある t 検定を用いて分析したところ,統計的に有意な差がみられた($t(38)=4.023, p<.05$)。このことから,「型」の提示を行うことが文章の質の向上に有効であると考えられる。これは,構成シートに記入することで,これから書くことを整理することができたからではないかと考える。また,構成シートの項目の順番にならって書くことで,まとまった文章になったのではないかと考えられる。

連想法を行ったクラス 第1作文の平均は16.5点,第2作文の平均は19.1点であった。そこで,第1作文と第2作文の得点に差があるか検討するため,対応のある t 検定を用いて分析したところ,統計的に有意な差がみられた($t(37)=5.077, p<.05$)。このことから,連想法を取り入れた作文指導法を行うことも文章の質の向上に有効であると考えられる。

事前質問紙について

「型」の提示を行ったクラス,連想法を行ったクラスの第1作文の作文の量,文章の質のそれぞれの

観点から,低群・中群・高群の3群に分けた。

作文の量に関して分けた場合 「あなたは作文を書くことが好きですか」という問いについて,1要因3水準の分散分析を行ったところ,統計的に有意な差がみられなかった($F(2,74)=6.199, n.s.$)が,「あなたは作文を書くことに自信がありますか」という問いについては,条件の効果が有意であった($F(2,74)=9.274, p<.05$)。多重比較によると,低群<中群<高群であった。このことから,作文の量の少ない児童(低群)は,作文の量のある程度確保できる児童(中群・高群)に比べると,作文を書くことに自信がない傾向があると推測される。

文章の質に関して分けた場合 同様に1要因3水準の分散分析を行ったところ,「あなたは作文を書くことが好きですか」「あなたは作文を書くことに自信がありますか」というどちらの問いについても,統計的に有意な差がみられなかった。このことから,作文の好き・嫌い,さらに作文に対する自信は,文章の質に影響を与えるわけではないと考えられる。

今後の課題

本研究では,連想法を取り入れた作文指導法が,特に文章の質の向上に有効であるという先行研究とは異なる結果が得られたため,今後,もっと幅広い学年や人数で検討し,この指導法の効果について実証的な研究を行っていくことが必要であると考えられる。

また,「型」の提示があることで文字数が増えたり,連想法を取り入れた作文指導法を行うことで,文字数の減少がみられたりした。このことから,今後は,介入指導を行うまでの期間を変えたり,練習を繰り返したりして,指導の効果を検討していくことも必要であると考えられる。

さらに,作文の量・質の両方が良い作文を書いた児童が少なかったため,別の方法と組み合わせるなどして,指導法を検討していくことも必要であると考えられる。

そして,児童が書くことに抵抗なく,文章の量・質ともに良い作文が書けるような方法を検討していくことが大切である。

(NARITA Chinatsu)

大学生における対人恐怖心性-自己愛傾向 2次元モデルと

対人ストレスコーピング

野崎裕太

キーワード：対人恐怖心性、自己愛傾向、対人ストレス、対人ストレスコーピング

目的

青年期の一般青年にみられる特性として対人恐怖心性と自己愛傾向がある。対人恐怖心性とは、他者から変に思われることを恐れて対人場面を回避しようとする心理的傾向(永井, 1994)であり, 自己愛傾向とは自身への強い自信や協調性の無さがみられる青年期の人格的特徴である(小塩, 1998)。

この2つの概念について清水・川邊・海塚(2007)は対人恐怖心性 - 自己愛傾向 2次元モデルを作成した(図 1)。清水・川邊・海塚(2008)によって2次元モデルにおける類型別の基礎的部分が研究されているが、このような捉え方の研究は数が少ない。

を対人ストレスコーピングと呼ぶ。心身の健康に対して対人ストレスの影響力は強く、個人の健康や適応について重要な概念であると考えられているが直接的に扱っている研究は少ない(橋本, 2005)。

対人恐怖心性・自己愛傾向と対人ストレスコーピングとの関連について清水・川邊・岡村(2010)は大学生における2次元モデル類型ごとの心理的ストレス過程を推測したが、この時のストレスは対人場面の他にも生活環境や勉強も含んだ日常生活について尋ねたものであり、ストレスイベントを対人場面だけに限定することで結果が異なると考えられる。よって、本研究の目的は大学生における対人ストレスコーピングが2次元モデルの類型別にどのような違いが見られるのかについて清水他(2010)との比較も含めて検討することである。なお、先行研究では誇大性の高い人はストレスへの耐性が高く、友人関係を維持しやすい。過敏特性の高い人はストレスに対してネガティブに捉え人間関係を回避しやすいとされているため、本研究では、仮説 1: 誇大特性が優位な人物はストレスに対してポジティブな反応を示す、仮説 2: 過敏特性が優位な人物はストレスに対してネガティブな反応を示すという仮説を設けた。

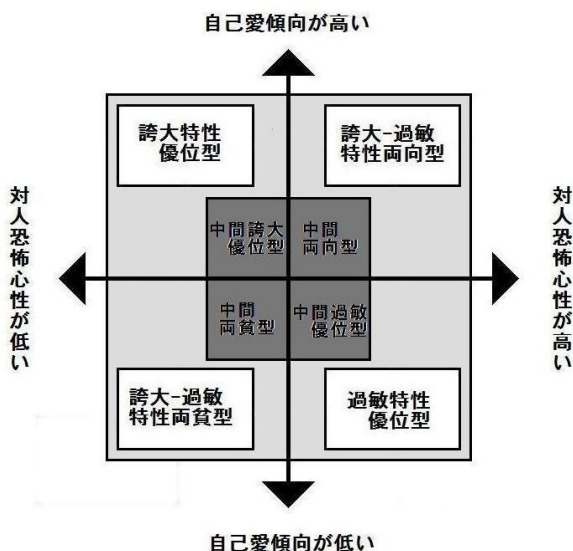


図 1 対人恐怖心性 - 自己愛傾向 2次元モデル(清水・海塚・川邊,2007),Pp.13.

大学生を対象としたストレス研究では、日常生活の中で頻繁に遭遇するストレスフルなイベントとして対人関係があげられ、対人関係に起因するストレスを対人ストレス、対人ストレスに対する対処方略

方法

調査対象者

北海道の国立大学法人 A 大学の学生 332 名中、回答に不備のなかった 305 名を対象とした。

調査時期

2011 年 7 月, 11 月

調査内容

対人恐怖心性と自己愛傾向 清水他(2008)の対人恐怖心性-自己愛傾向2次元モデル尺度短縮版(TSNS-S)。対人恐怖心性10項目と自己愛傾向10項目の計20項目で回答は「全然当てはまらない」～「非常に当てはまる」の7件法。

対人ストレッサー 橋本(2005)の対人ストレッサー尺度。対人葛藤, 対人摩擦, 対人過失のそれぞれ6項目の計18項目で回答は「まったくなかった」～「しばしばあった」の4件法。

対人ストレスコーピング 加藤(2000)の大学生用対人ストレスコーピング尺度。ポジティブ関係コーピング16項目, ネガティブ関係コーピング10項目, 解決先送りコーピング8項目の計34項目で回答は「よくあてはまる」～「あてはまらない」の4件法。

その他 学年, 年齢, 性別を尋ねた。

結果と考察

尺度と類型の分類 本研究で使用された3尺度はいずれも内的整合性は $\alpha = .75$ 以上であったため, 分析に使用できると判断した。また, 先行研究に従い5類型の分類は誇大-過敏特性両向型42名, 誇大特性優位型75名, 過敏特性優位型76名, 誇大-過敏特性両貧型56名, 中間型56名とされた。

TSNS-Sと対人ストレス 5類型を独立変数, ストレッサーを従属変数とした2要因分散分析を行った。その結果, ストレスに対する反応は「両向, 過敏>中間>両貧, 誇大」の順に強く, ストレスの種類では「摩擦>過失>葛藤」の順に多かった。

TSNS-Sと対人ストレスコーピング 5類型を独立変数, コーピングを従属変数とした2要因分散分析を行った。その結果, ポジティブコーピングにおいて「誇大>過敏, 両貧」と類型間に有意な差がみられた。また, 類型ごとのコーピングでは両向, 過敏, 中間では「ポジティブ>ネガティブ, 解決先送り」の順で, 誇大, 両貧では「ポジティブ>解決先送り>ネガティブ」の順に対処方略が用いられ易いことがわかった。

まとめ 分析の結果, ポジティブコーピングにおいて誇大特性優位型が誇大特性の低い2つとの間に有

意な差がみられ, 誇大特性の強い人物はほかの型に比べてストレスに対してポジティブな反応を示すことが明らかになったといえよう。よって仮説1は支持された。しかし, ストレスに対するネガティブな反応には類型別による有意な差がみられなかったため, 仮説2は支持されなかった。また, 5類型の間ではストレッサーの感じ方については違いが見られず, 全てにおいてストレスに対してポジティブな反応が多くとられることが明らかとなった。

5類型別の考察

(1) 誇大-過敏特性両向型 対人ストレスに対して認識が強く, 問題解決に向けて積極的に努力する人物像が考えられる。

(2) 誇大特性優位型 対人ストレスに対する認識は低い, ストレスを感じた際には問題解決に積極的に努力する傾向が5類型の中では強いと考えられる。

(3) 過敏特性優位型 対人ストレスへの反応は高く, ストレスに対してはポジティブな反応が多いが他の類型よりは低く, ストレスを感じることは多くとも問題解決にあまり積極的ではないと推測される。

(4) 誇大-過敏特性両貧型 対人ストレスへの反応は低く, ストレスへの反応は過敏特性優位型と同様に他より低く, ストレスを感じることは少なく問題解決にもあまり積極的ではないと推測される。

(5) 中間型 対人ストレスへの反応は5類型の中では中間であり, ストレスへの反応はポジティブが多かったものの顕著な特徴のない類型と推測される。

総合的考察 本研究で明らかにされた類型別のストレスへの反応とストレスコーピングの特徴は先行研究である清水他(2010)の結果とほぼ同様であったが, 問題回避の強さという点においては類型別による特徴が確認されなかった。これは, 大学生を対象としたストレッサー尺度であっても, 日常場面におけるあらゆるストレッサーを対象としたものと対人場面だけに焦点を当てた対人ストレッサーとの違いが考えられる。しかし, 本研究の結果からストレッサーの違いによって明確な差が出たとは言えず, 今後は両ストレッサーと問題回避の強さについて検討することが望まれる。 (NOZAKI Yuta)

恐怖感情と思考の反すうがもたらす説得効果

野村睦美

キーワード：恐怖喚起コミュニケーション，無関連恐怖，反すう

問題と目的

恐怖感情と反すう

恐怖感情を利用することで説得が効果的になるということは古くから指摘されてきた。深田(1988)は、これまでの研究結果から、「強恐怖喚起コミュニケーションの方が、弱恐怖喚起コミュニケーションよりも説得効果が大きい、と結論を下すことができる」と主張している。

感情を増幅させる方法の一つとして、思考の反すうが挙げられる。ネガティブな感情状態やそれに付随する事柄に焦点を当てる思考の反すうは、感情を長く持続させる、あるいは強める働きをするのである(具志堅・唐沢, 2007)。

思考活動が説得に及ぼす影響の研究として、具志堅・唐沢(2007)は、情動的メッセージと反すうによる説得の過程について検討した。その結果、反すうによって態度変容が促進されたことが明らかになった。

具志堅・唐沢(2007)の実験においては、情動的なメッセージを読み、反すう行動を行った群の強い怒り感情が、説得を促進したことが分かっている。同様に、反すう行動によって、強い悲しみや強い恐怖などのネガティブな感情がより強まった場合も、それに関連する説得内容において態度変容をもたらすと考えられる。そこで、本実験では、これまで数多くの説得研究で用いられてきた恐怖感情を喚起し、反すうが説得に及ぼす影響を確認する。

仮説 1：関連恐怖感情を喚起し、反すう促進行動を行うと、恐怖感情が増幅し説得内容への態度変容が促進される。

無関連恐怖と反すう

関連恐怖を喚起する場合、恐怖情報と説得情報が同一話題についてのものであるがゆえに、恐怖操作

は常にコミュニケーション内容の変化をもたらす可能性を持っている。異なる恐怖喚起コミュニケーションによって異なる説得結果が生じたとしても、それが恐怖の違いによるものなのか、それともコミュニケーション内容の違いによるものなのかを断定することは困難となる(深田, 2002)。この問題を解決するために、無関連恐怖感情(説得と無関連な恐怖感情)を用い、喚起される感情の強度のみを操作した説得実験が行われている。

これまでの無関連恐怖喚起の説得研究によると、無関連恐怖喚起状況における恐怖喚起水準の上昇が、説得的コミュニケーションの効果を促進させることが分かっている(深田, 1983)。そのため、反すうによって恐怖が増幅されれば、関連恐怖喚起状況下での説得と同様に、より説得方向への態度変容が生じやすいと考えられる。

仮説 2：無関連恐怖感情を喚起し、反すう促進活動を行うと、恐怖感情が増幅し、説得内容への態度変容が促進される。

方法

実験手続き

授業時間に小冊子を配布し、学生に回答を求めた。メッセージ種類(関連・無関連)×感情操作(恐怖感情あり・恐怖感情なし)×思考操作(反すうあり・反すうなし)の8群に30人ずつ無作為に割り当てた。

実験用紙の構成

初期態度 説得文(賞味期限は守るべきであるという内容)を読む前の態度として測定した。時事調査という名目で、日ごろどの程度賞味期限を守っているかを7件法で尋ねた。

感情喚起メッセージ メッセージ種類(関連・無関連)×感情操作(恐怖感情あり・恐怖感情なし)の4つのいずれかを読み、怒り、悲しみ、恐怖をどの程

度抱いているかを7件法で尋ねた。

思考操作 反すうあり条件は「先ほど読んだ文章について考えたことや感じたこと」を、反すうなし群は「この先一週間のあなたの予定」をできるだけ詳しく書くよう求めた。

説得メッセージ 自分の安全を守るために賞味期限は守るべきであるという内容の文章を読み、どの程度賞味期限を守ろうと思ったかを7件法で尋ねた。最後に、感情が持続しているかの確認のため、怒り、悲しみ、恐怖をどの程度感じているかを7件法で尋ねた。

結果

関連恐怖感情喚起の結果

態度変化量 関連恐怖を喚起した実験参加者の正の方向への態度変化(順態度変化)を詳細に分析した結果、恐怖あり - 反すうあり群と恐怖あり - 反すうなし群では、反すうあり群のほうが有意に高い傾向がみられた($F(1,97)=3.51, p<.10$)。これより、関連・恐怖あり文を読んだ実験参加者の中では、反すうを行った実験参加者と、反すうを行わなかった実験参加者とで態度変容に違いが生じたことが明らかになった。

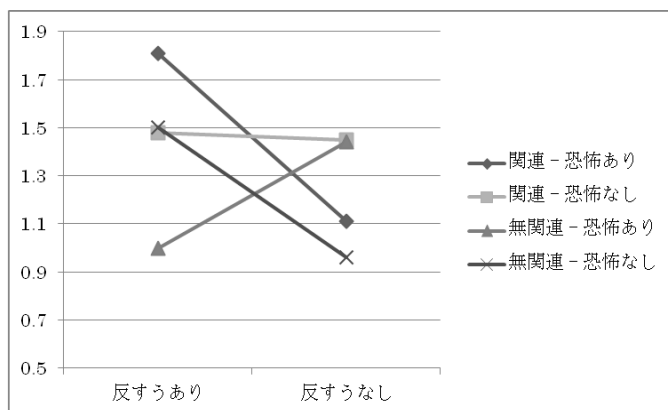


図1 順態度変化量の平均値比較

感情変化量 反すうによる感情の増幅は見られなかったが、恐怖あり - 反すうあり群と恐怖あり - 反すうなし群とでは、反すうあり群のほうが有意に高いことが分かった($F(1,75)=10.86, p<.01$)。

無関連恐怖喚起の結果

態度変化量 無関連恐怖を喚起した実験参加者の態度変化量には、有意な差は認められなかった。

感情変化量 恐怖感情×思考×感情変化量の3要因分散分析を行った。その結果、恐怖感情と感情変化量に主効果が見られた($F(1,228)=33.54, p<.01$, $F(1,228)=4.36, p<.05$)。これより、恐怖あり条件と恐怖なし条件では恐怖あり条件のほうが、思考操作後の感情評定において大幅に感情が低減していたことが明らかになった。

考察

関連恐怖と反すうの説得効果について

本実験の結果、恐怖感情の増幅は見られなかったものの、恐怖あり条件では反すうの有無によって説得方向への態度変容に差が見られるという結果になった。恐怖感情が反すうによって増幅しなかった理由として、感情喚起文が怒りや悲しみや恐怖とは異なる強い感情(不快など)をもたらした可能性が考えられる。よって、仮説1は、反すうによって説得が促進されるという点は支持されたが、反すうによる感情増幅は確認されず、感情の低減を抑制するにとどまったと言える。

無関連恐怖と反すうの説得効果について

無関連恐怖喚起文を読んで反すうを行った実験参加者は、説得方向への態度変容を起こさなかったことが明らかになった。また、反すうによる感情の増幅も確認されなかった。よって、仮説2は支持されなかった。

深田(1983)の実験では、恐怖喚起直後・1週間後・4週間後の3時点で説得を行った結果、説得効果は恐怖喚起直後から1週間後にかけて急速に消失してしまうことが判明した。この結果と、本実験の結果と照らし合わせて考察すると、説得の効果が反すうを行っている間に薄れてしまった可能性が考えられる。無関連恐怖感情を喚起した直後は、一時的に増幅した恐怖感情によって説得が促進されるが、説得効果は恐怖感情が生成された直後から急激に消失してしまうため、反すうの時間経過が説得効果を弱めたと考えられる。

(NOMURA Mutsumi)

防衛的悲観主義が高不安者の認知的失敗に与える影響

長谷川朋香

キーワード：不安、防衛的悲観主義、認知的失敗

目的

不安が心的機能に与える影響

不安は、抑うつとの関連があり（田中・佐藤・境・坂野，2007），精神的健康を害する要因の一つである。それだけでなく，不安の喚起はあらゆる心理的機能に悪影響を与えている。例えば，テストに対する不安が高い人は低い人に比べてテスト成績が劣ることや（矢敷・岩永，1997），スポーツに対する不安が，パフォーマンスの低下を招くこと（藤田，1986）は多くの研究で明らかにされている。山田（1991）では，日常の些細な失敗を測定する尺度である認知的失敗質問紙と不安に関する尺度との間に正の関連が見出されている。つまり，不安はある特定の課題のパフォーマンスを低下させたり，日常的な失敗を起こしやすくさせる。

防衛的悲観主義

近年，高不安者が高いパフォーマンスを示すのに有効とされる防衛的悲観主義（Defensive Pessimism：以下 DP）の研究が行われている。DPとは，過去の課題はたいてい成功し，満足しているにもかかわらず，これから取り組もうとする同様の課題には高い不安と低い期待を持って臨む認知的方略である。認知的方略とは，“問題状況に直面したとき，人が目標や行動に向かうための状況の認知・計画・予想（期待）・努力の一貫したパターン”であり，その人にとって重要である場面において用いられる。DPの特徴は“低い期待”と“熟考”であり，もともと不安が高いことも示されている（川森・古川，2005）。つまり，DPは課題に対して上手くいかないかもしれないという不安により，成功するための準備（努力）を動機づけ，あらゆる悲観的な予測をし，その対策を熟考するため，結果的に高い成果を上げ

る。

認知的失敗

日常生活の中で，多くの人が“本を読んでいて一行飛ばして読んでしまった”“友人と会う約束をしていたのに，すっかり忘れてしまっていた”といった些細な失敗を経験している。ここでの“失敗”とは，困難すぎてできない操作ではなく，通常なら簡単にできるはずの操作がうまくいかないことである。このような失敗を“認知的失敗（Cognitive Failures）”と呼ぶ。

認知的失敗に関する尺度として代表的なものに認知的失敗質問紙（Cognitive Failures Questionnaire：以下 CFQ）がある。認知・知覚・記憶の3領域からなる25項目の失敗項目を用いて，過去6カ月間に起こったそれらの頻度を尋ねる質問紙である。山田（1999）によると CFQ は一時的な症状を示すだけではなく，比較的安定した個人の失敗しやすさ及び，失敗を起こしやすいような注意や認知の特性を示すと考えられている。CFQ は不安や抑うつに関する尺度と関連があり（山田，1991），不安や抑うつといったネガティブな感情が認知的失敗の発生要因の一つとされている（山中，2009）。これらの感情が認知過程に与える影響を説明するモデルとして，“注意資源配分モデル”が挙げられる。このモデルは，日常生活で行われるさまざまな認知活動を円滑に行うためには，限りある注意資源をそれらの活動に適切に配分する必要があるという考えが前提にあり，認知活動に十分な注意資源が配分されないと，その認知活動に支障をきたすこととなる。不安や抑うつといったネガティブな感情が喚起していると，その感情に注意資源が多く使われるため，進行中の認知活動に必要な注意資源が奪われ，不足してしまうため，認知的失敗が発生すると考えられている。

本研究の仮説

本研究では、高不安者が高いパフォーマンスを示すのに有効とされている防衛的悲観主義 (DP) が高不安者の認知的失敗にはどのような影響があるのかを検討することを目的とする。DP の特徴の一つとして“熟考”があるが、注意資源配分モデルからすると、課題に対する熟考により注意資源が奪われ、進行中の認知活動に十分な認知資源が配分されず、認知的失敗が起こりやすくなるのではないかと考えられる。したがってこの点に関して明らかにしたい。また、不安と認知的失敗との関連に関するこれまでの研究では CFQ を用いたものがほとんどであるため、CFQ よりも幅広い認知的失敗を測定する失敗傾向質問紙を用い、不安による認知的失敗への影響を再検討する。以上を踏まえ本研究では以下の仮説を検討することを目的とする。

仮説 1 : 不安が高い人は低い人に比べ、認知的失敗を起こしやすい。

仮説 2 : 不安が高人のなかでも防衛的悲観主義者はそうでない人に比べ、認知的失敗を起こしやすい。

方法

調査対象者

北海道の国立大学に通う大学生 215 名 (男性 83 名, 女性 131 名, 不明 1 名, 平均年齢 19.39 ± 1.23 歳) を調査対象者とした。

調査方法

個別記入式の質問紙法を用いた。大学の講義時間に質問紙を配布し、集団で調査を実施した。

調査時期

2011 年 8 月中旬に実施した。

調査内容

- ①特性不安 : 清水・今栄 (1981) による STAI 日本語版の特性不安尺度 (20 項目 4 件法) を使用した。
- ②防衛的悲観主義 : Hosogoshi & Kodama (2005) による日本語版対処的悲観性尺度 (J-DPQ) (11 項目 7 件法) を使用した。
- ③認知的失敗 : CFQ を元に作成された, 山田 (1999) による失敗傾向質問紙「アクションスリップ」, 「認

知の狭小化」, 「衝動的失敗」(38 項目 5 件法) を使用した。

結果

不安の高さ (不安低群・不安高群) と DP 傾向の高さ (DP 低群・DP 高群) を要因として、失敗傾向及び下位尺度であるアクションスリップ、認知の狭小化、衝動的失敗を従属変数とした 2 要因被験者間計画による分散分析を行った。その結果、失敗傾向及びアクションスリップ、認知の狭小化、衝動的失敗の全ての下位尺度において交互作用は見られなかった。失敗傾向及び全ての下位尺度において不安の主効果が見られ、不安高群が不安低群よりも得点が高かった。DP の主効果は、認知の狭小化のみ有意傾向であり、DP 高群の方が DP 低群よりも得点が高かった。失敗傾向得点、アクションスリップ、衝動的失敗においては有意ではなかった。

考察

不安の主効果が見られたことから、仮説 1 は支持され、不安は CFQ よりも幅広い認知的失敗においても影響を与えていることが明らかとなった。交互作用が見られなかったことから、仮説 2 は支持されず、DP が認知的失敗に影響を与える可能性は低いと言える。しかし、認知の狭小化のみにおいて DP の主効果が有意傾向であった点に関しては、DP 傾向が高い人と認知の狭小化を起こしやすい人との間に共通する認知や注意の特徴があることが予測できる。今後、DP 傾向が高い人と認知の狭小化を起こしやすい人との間に共通する特徴を探る必要がある。また、DP 傾向が高い人が日常の中でその傾向を発揮する対象や期間を明らかにし、DP 傾向が高い人の特徴とは別に、DP 状態における特徴を明らかにする必要がある。

(HASEGAWA Tomoka)

大学生の逸脱行動と学校適応感との関連

濱谷紗希

キーワード：逸脱行動，規範意識，大学生，学校適応

本研究の目的

目的

現代の日本社会において、青年期の若者の規範意識の希薄化が示唆され、青年期の逸脱行動も問題視されている(山岸, 2002; 福田, 2008)。青年期の逸脱行動は違法行為や規則違反についての研究が多い(小林, 2008; 福田, 2008 他)が、どのような行動を含めるかは研究者間で一致していない(小塩, 2001)。

また、大学生の心理的問題に関しては、従来、無気力などのアパシーに関する研究、進路決定の困難に関する研究などが行われてきたが、近年では大学生の学校適応に関する研究もなされてきている。

そこで、本研究の目的を、大学生の主観的逸脱行動尺度を作成すること、そして、作成した逸脱行動尺度をもとに逸脱行動と学校適応感との関連を検討することの2点に定めた。

本研究の仮説は以下の通りである。

- 仮説 1.逸脱行動の経験のない大学生はいない。
- 仮説 2.逸脱度の低い逸脱行動は学校適応感を高める。
- 仮説 3.中度以上の逸脱行動は学校適応感を低める。

調査 1

方法

北海道内の大学生1~4年生の各学年2名以上の計13名(男性7名, 女性6名)を対象に実験室で個別に調査を行った。大学生である調査協力者自身が大学生として逸脱している、あるいは大学生らしくないと考える行動、かつ、現代の大学生がし得る行動について30分間で出来るだけ多く書ける限り書き出すよう求めた。

結果と考察

調査の結果、300項目を収集した。KJ法により

分析を行い、「トラブル」、「礼儀・マナー」、「迷惑」、「逃避」、「飲酒・喫煙」、「大騒ぎ」の6カテゴリに分類した。大学生が逸脱していると考えられる行動は、他人がいなければ起こり得ないような行動であると示唆された。また、違法行為や対人関係でのトラブル、迷惑行為、法律や社会慣習などの社会規範から逸脱している行動が大半を占めており、逸脱行動か否かの判断基準(松下, 1979)は1960年代以前と同様で刑罰規定の侵犯であることが示された。山岸(2002)が述べるように、従来守るべきであった装飾行動の規範意識が社会の変化とともに現代青年の中で希薄化し、大人とは異なるものになってきているため服装や髪型などの装飾行動について逸脱していると考えられるものはほとんど得られなかったと考えられる。本研究ではインターネット上での逸脱行動に関する回答もみられ、現代の逸脱行動の特徴であると考えられる。

調査 2

方法

北海道、青森県、岩手県の大学に通う大学生1年生から4年生の401名(男性160名, 女性236名, 不明5名)を対象に調査1で得られた項目から酷似した項目を除いた205項目について、大学生としての逸脱度、行動頻度について評定を求め、質問紙調査を行った。平均年齢は20.06歳($SD=2.35$)であった。

結果と考察

逸脱低群、逸脱中群、逸脱高群の3群の項目を調査1のKJ法で分類した6カテゴリに分け、それぞれのカテゴリから行動頻度の高い順に項目を選び、各群12項目ずつの36項目で大学生の逸脱行動尺度を作成した。違法行為のほとんどが逸脱高群に入っており、明文化された規則や規定を犯すことは、時

代を問わず逸脱として捉えられることが明らかになった。飲酒・喫煙の項目は全て逸脱度が低いとされ、飲酒や喫煙は未成年であっても大学生の間では許容されていることが示唆された。

調査 3

方法

北海道の大学に通う大学生 1 年生から 4 年生 256 名(男性 105 名, 女性 151 名)を対象に 質問紙を用い逸脱行動と学校適応感について調査を行った。平均年齢は 19.67 歳($SD=1.34$)であった。

結果と考察

調査の結果、逸脱行動を経験したことがない大学生は存在せず、仮説 1 が支持されることとなった。

分散分析の結果、行った逸脱行動の逸脱度が高いか低いかは学校適応感に影響がないことが示され ($F(4, 506)=2.64, p<.05$), 学校適応感を規定する要因は行動の逸脱度よりもむしろ、行動の内容であることが示された。学校適応高群は学校適応低群よりも飲酒と一気飲みを経験が多いことが示され、飲酒の経験が学校適応感を高める効果があると示唆された。「人の話を聞かない」や「あやまらない」といった礼儀・マナーのカテゴリに分類された逸脱行動は学校適応低群が学校適応高群よりも経験が多いということが明らかになった。学校適応感を高めるためには礼儀・マナーのカテゴリの逸脱行動を行わないようにする必要があると示唆された。

重回帰分析を行った結果、逸脱度の低い行動の経験は学校適応感に正の影響を及ぼすことが示され ($\beta=.18, p<.01$), 逸脱度の高い行動の経験は学校適応感に負の影響を及ぼすことが明らかになり ($\beta=-.18, p<.05$), 仮説 2 と仮説 3 の一部が支持された。

総合考察

今回の調査により、逸脱行動の経験がない大学生は存在しないことが明らかになった。逸脱行動は誰もが経験があることを念頭に置き、逸脱行動についてもっと寛容になるべきではないだろうか。

ルールや規則を守ることは確かに重要だが、なにも疑問を持たずにルールに従うことはそのルールの

本質を理解できていないように思われる。定められたルールが本当に正しいのか、その規則は本当に必要なのかなどと疑問を持つ姿勢は重要なのではないだろうか。与えられたものを自分自身の中で分解し、再構築することで、自分がルールや規則を守る意味に気付くではないかと推測される。また、規範意識の希薄さが発達の意味を持つという先行研究(山岸, 2002)から、規範意識の希薄さを要因とする逸脱行動にも発達に関わるような意義がある可能性が示唆された。アイデンティティの確立が大きな課題である青年期において、逸脱行動は単なる統制の対象ではなく、発達の意味も含みうると推測される。逸脱行動の持つ可能性を尊重し、逸脱行動に寛容になる必要があると考えられる。

学校適応感が高い人は、飲酒に関する逸脱行動の経験が多いことが明らかになり、飲酒が学校適応感を高めるということが示された。今の日本では、未成年の飲酒は、飲酒をした本人も飲酒をさせた周囲も厳しく罰せられる規則になっており、また、大学生は 2 年生ぐらいまでは未成年も多い。しかし、その点を踏まえてもなお、飲酒が学校適応を促進する側面は無視できない。本当に飲酒をすることのみによって適応感が高まるのか、あるいは飲酒を行うような周りの環境が適応感を高めるのかは、さらなる検討が必要である。

清永(2002)は、逸脱行動は悪ではないと主張しているが、大学生が逸脱していると感じる行動は違法行為や、違法ではない行動でも、周りからネガティブな反応を受けるような行動がほとんどであった。

松下(1979)は周りが対応措置を講じようとする時、はじめて逸脱行動とみなされると述べているが、周りとは関係なく、行動している側が疎外感を感じることや、奇異の目で見られているように感じるといった行動者の内面から逸脱行動を定義するアプローチも必要になるかもしれない。

回答しやすい質問紙作りや調査対象者の負担の軽減を目指し、調査協力者からの意見・感想を真摯に受け止めながら、今後の研究に生かしていきたい。

(HAMAYA Saki)

ほめが中学生の学習に対する動機づけに与える影響

星野彩

キーワード：ほめ、内発的動機づけ、中学生、自己決定理論

はじめに

中学生の学習意欲

近年、中学生の学習意欲の低下が問題となっている。荻原(1980)の研究によると、小学4年生から高校3年生の科目ごとの学習意欲は、パターンの違いはあるが全教科において学年が進むにつれて学習への意欲が低下している。このように、学習に対して悩みを抱えている中学生は多いが、学習に対しての意欲は低下していく傾向があるのである。意欲は心理学では内発的動機づけに相当すると考えられる。よって、中学生の学習に対するより内発的な動機づけを形成することが重要な問題になっているのである。

心理学における「ほめ」

内発的動機づけを高めるものとして「ほめ」がある。「ほめ」はポジティブなフィードバックであり、日常においても頻繁に行われるものである。心理学においても「ほめ」は多方面から様々な研究が行われているが、「ほめ」の受け手側から研究されたものは少ない。また、感情や「ほめ」の認識を扱ったものも少ない。よって、「ほめ」の受け手側の視点から感情や認識についても研究する必要がある。

内発的動機づけと自己決定理論

内発的動機づけについては、かつてから内発的・外発的を対立的に見る見方からの研究は多くなされてきた。しかし、近年では自己決定理論という理論が提唱されてきている。自己決定理論とは、外発的動機づけを自律性の低い方から外的調整・取り入れ調整・同一化的調整・統合的調整の4つを一次元上に区分するものである。自己決定理論に基づいた研究では、単に動機づけの高低ではなく、動機づけの状態と行動との関連をより詳細に検討する必要がある

ある(岡田, 2006)。

目的

以上を踏まえ、本研究では中学生の学習に対してほめられたときの感情と、ほめられたことに対する内発的動機づけについて、「ほめ」の違いによってどのように変化するのかを調査することを目的とする。このとき、中学1年生と中学3年生では「ほめ」の受け取り方に差が生じる可能性がある。また、学習に対しての動機づけによっても「ほめ」の受け取り方に差が生じる可能性もある。よって、学年による差と、学習に対する動機づけを調査した上で動機づけの状態別の差についても検討することを目的とする。

方法

調査協力者

北海道内の中学校に通う中学生 596 名であった。そのうち回答に不備のなかった 403 名(1 年生 139 名, 2 年生 122 名, 3 年生 142 名)を分析対象とした。

調査時期

2011 年 10 月上旬に各中学校で調査を実施した。

調査方法

担任によるクラスごとの集団での質問紙調査であった。

用いたほめ場面と教科

Koestner, Zuckerman&Koestner(1987)による「能力ほめ」場面と「努力ほめ」場面をほめ場面として用いた。「能力ほめ」場面における「ほめ」は「この難しい問題がよく解けたね」であり、「努力ほめ」場面では「難しい問題だけど、よくがんばったね」であった。また、本研究では国語について調査したが、国語としたのにはまず全ての中学生がもれなく学ぶ教科であったことと、教科による苦手意識のばらつ

きが低いと考えたためである。

調査内容

「ほめ」による感情を測るため、名取(2007)のこ
とばがけに対する感情測定尺度を用いた。また、内
発的動機づけを測るのには、桜井・高野(1985)を参
考に本研究用の国語の学習に対する内発的動機づけ
測定尺度を用いた。国語の学習に対する普通の動機
づけを測るためには、安藤・布施・小平(2008)で用
いられている小学生の授業に対する動機づけ尺度を
中学生の国語用に改訂し用いた。フェイス項目とし
て、学年と性別、年齢の回答と内省報告欄を設けた。

結果と考察

「ほめ」による感情と内発的動機づけの変化

「ほめ」による感情と内発的動機づけの変化につ
いて、ほめ場面ごとにt検定を行った。その結果、
嫌悪感情では「能力ほめ」場面、安堵感情では「努
力ほめ」場面が有意に高かった。これについては、
中学生がこれまで受けてきた「ほめ」の影響が考え
られる。青木(2009)は、5~6歳児の「ほめ」の認識
の異なる「ほめ」を与えた時の肯定的な感情反応に
ついて調査した結果、日常多く報告される“すごい
ね”という「ほめ」があまり報告されていない“が
んばったね”より肯定的な感情反応が多かったと報
告している。よって、5~6歳児から中学生の間のい
ずれかで「ほめ」への感情の変化があったことが示
唆された。しかし、本研究では過去の「ほめ」経験
について調査する項目はなかったため、今後さらな
る調査が必要である。

「ほめ」の学年差の検討

「ほめ」の学年差について、ほめ場面ごとに学年
×ほめ場面の2要因分散分析を行った。その結果、
嫌悪感情、安堵感情、内発的動機づけのいずれにお
いても学年に有意な主効果がみられた($F(2, 400)$
 $=7.41, p<.01$; $F(2, 400)=3.21, p<.05$; $F(2, 400)$
 $=5.71, p<.01$)。多重比較の結果、嫌悪感情では1
年生より2・3年生で有意に高く、内発的動機づけに
ついては3年生より1年生のほうが高いという結果
が得られた。これについて考えられることに、受験
の影響がある。また、さらに考えられることで、国

語に対する目標の違いもあげられる。唐川(1992)に
よると、興味を抱き新しい知識やスキルを獲得しよ
うとする習熟目標は3年生が1年生より低く、他者
からの望ましい評価を得ようとする成績目標も1・2
年生より3年生が低かったと述べている。さらに、3
年生は自己評価基準が確立しているため、他者から
の「ほめ」の影響が少なかったことも考えられる。

動機づけ群の差

動機づけ群による差を検討するため、国語の授業
に対する動機づけ尺度得点と国語が好きかどうかの
回答から4群に分けた。国語も好きで動機づけも高
い群(HH群)、国語が好きだが動機づけは低い群(HL
群)、国語が好きではないが動機づけが高い群(LH
群)、国語が好きではなく動機づけも低い群(LL群)
の4つであり、動機づけ群×ほめ場面の2要因分散
分析を行った。その結果、嫌悪感情、安堵感情、内
発的動機づけのいずれにおいても動機づけ群に有意
な主効果がみられた($F(3, 399)=3.8, p<.05$; $F(1,$
 $399)=16.57, p<.01$; $F(3, 399)=93.89, p<.001$)。
多重比較の結果、嫌悪感情はHH群よりLL群の方が
高く、安堵感情と内発的動機づけにおいてはHH群
>LH群・HL群>LL群という結果が得られた。この結
果より、LH群とHL群の間の有意差は確認できてい
ないためさらなる検討が必要だが、「ほめ」による安
堵感情や内発的動機づけを高めるためには国語が好
きかどうかより動機づけの高さの方が重要であるこ
とが示唆された。ここで、もともとの動機づけが低
い生徒の内発的動機づけを高めるにはどのように接
すればよいのか、という問題が考えられるが、岡田
(2006)によると、課題に取り組む前に楽しみながら
取り組むように伝えると、課題に対する動機づけが
低い群の課題に対する興味が高まるという結果が得
られている。よって、動機づけが低い生徒に対して
日ごろから教師が楽しみながら学ぶことを伝えるこ
とで、内発的動機づけを高めることができると考え
られる。本研究では普通の教師の様子について問う
項目がなかったため検証することはできなかったが、
今後視野に入れた調査を行う必要があると考えられ
る。

(HOSHINO Aya)

自己効力の上昇が評価懸念を感じる

高テスト不安者のパフォーマンスに及ぼす影響

洞口くる美

キーワード：テスト不安、評価懸念、自己効力

目的

問題

テスト状況や他者からの評価をうける場面で失敗するかもしれないという懸念から生じる現象的、生理的、行動的な反応をテスト不安という Mandler & Sarason(1952)は、テスト不安を「テストで良い成績を取るのに必要な反応を妨害する不適切な反応」と定義した。テスト不安は高テスト不安者と低テスト不安者に分けることができる。

テスト不安の研究では主に課題の遂行との関係が注目されており、その大部分が高テスト不安者はパフォーマンスのよくないことを明らかにしている。特に、ストレスの強い条件で高テスト不安者の出来が悪いとされている。ストレスの強い条件として、心理的プレッシャーを与えらる「評価」の視点からも盛んにテスト不安の研究が行われてきた。

高テスト不安者の成績が評価懸念に影響を受ける原因として、Covington & Omelich & Schwarzer(1956)は、「減少した能力感」と「減少した自己価値観」を挙げている。つまり、高テスト不安者は自分自身に対して悲観的になりやすいので、少し難しい問題に出会っただけで「自分にはできない」と思い込んでしまう。そのため、落ち着いてじっくり考えればできるような問題でもできなくなってしまう。また、自分の行為によって望ましい効果を生みだせないと考えてしまう。これは、自己効力が低下していると考えられる。自己効力とは、Bandura(1995)によって提唱されたもので、ある具体的な状況において適切な行動を成し遂げられるという予期、および確信であると定義されている。

本研究の仮説

高テスト不安者は評価懸念を感じている状態で本来の力を発揮することが難しい。そこで本研究では、高い自己効力を有していれば、評価懸念を感じている高テスト不安者であってもパフォーマンスの低下を防ぐことができるか検証することを目的とする。

本研究の仮説は以下の通りである。評価懸念を感じていても、高い自己効力を有していればパフォーマンスは上昇する。

方法

実験参加者

北海道教育大学学生 289 名に質問紙調査を行い、連絡先を記入した 123 名を調査対象者とした。質問紙は RTT(Reaction To Test; Sarason, 1984)の日本語版(三根, 三根, 浜, 1986)を使用した。40 項目を 4 件法で評定させ、得点が 100 点以上の者を高テスト不安者、69 点以下の者を低テスト不安者とした。調査対象者の内、高テスト不安者は 40 人、低テスト不安者は 19 人、どちらでもない者は 65 人であった。今回は高テスト不安者の 40 名を実験参加者とした。

手続き

まず、評価懸念を操作する教示を行った。課題はナンバープレスをを用いるので、例を用い解き方の説明を行った。自己効力促進群と自己効力抑制群に分け、それぞれ 1 回目の課題を行った。自己効力を操作するために、群ごとに違う課題に取り組みさせた。質問を受け付けその後、実験を開始した。1 回目の課題終了後、自己効力がそれぞれ遂行、もしくは抑制されているか確認するために一回目の課題終了後に自己効力の操作チェックを行った。その後続けて、

二回目の課題を行った。実験終了後、デブリーフィングを行って終了した。

結果

評価懸念を与えたことでパフォーマンスに差が出たか確認するために、1回目の課題の自己効力促進群において評価懸念有群($M=46.9, SD=7.1$), 評価懸念無群($M=45.7, SD=11.6$)の分散分析を行ったところ、有意な差はなかった。同様に自己効力抑制群において、評価懸念有群($M=3.9, SD=2.8$), 評価懸念無群($M=4.5, SD=3.4$)の分散分析を行ったところ、有意な差はなかった。

また、自己効力促進群($M=6.4, SD=1.4$)と自己効力抑制群($M=5.4, SD=1.7$)との間で自己効力の操作チェックの得点の平均値を分散分析した結果、5%水準で有意差がみられ($F(1,38)=4.59, p<.05$), 自己効力促進群の平均値が高かった。

本実験の各条件において2要因の分散分析を行った。その結果、評価懸念の主効果のみ有意傾向であった($F(1,29)=4.02, p<.10$)。

表1 本実験の平均と標準偏差

自己効力促進群		自己効力抑制群			
	評価懸念有群	評価懸念無群		評価懸念有群	評価懸念無群
平均	32.8	43.5	平均	36.8	44.4
標準偏差	7.6	20.7	標準偏差	12.8	10.0

考察

一回目の課題において、評価懸念による差は見られなかった。しかし、二回目の課題において分散分析を行ったところ、評価懸念に主効果が見られる傾向にあった。これはつまり評価懸念有群が、評価懸念無群よりも課題の正答数が低かったことを示している。このことから、高テスト不安者は評価懸念を感じるとパフォーマンスが悪くなるといえる。

一回目の課題では差が見られず、二回目の課題においてのみ差がみられた原因は、一回目の課題にあると考えられる。自己効力促進群は自己効力を促進するために、遂行体験をさせる必要があった。そのため、誰でも簡単に解ける課題を選定した。その結果、

評価懸念の有無に関わらず、ほとんど回答をすることができたので、両群に差が出なかったと考えられる。同様に、自己効力抑制群においても自己効力を抑制するために相当に難しい課題を選定した。そのため、評価懸念の有無に関わらず、ほとんど回答をすることが出来なかったため、両群に差が出なかったと考えられる。

自己効力促進群と自己効力抑制群において、自己効力の操作の評定の分散分析を行ったところ5%水準で有意差がみられ、自己効力促進群の平均値の方が高かった。このことから、自己効力の操作が正常に作用していたことが分かる。

自己効力の操作後である二回目の課題において、分散分析をしたところ評価懸念にのみ主効果が見られる傾向にあった。自己効力に関しては有意な差は見られなかったため、仮説は支持されなかった。

この理由として三つのことが考えられる。一つ目は、自己効力抑制群の自己効力が抑制されなかったことである。難しい課題に取り組みさせることは自己効力を抑制させるための方法としては適切ではなかったと考えられる。二つ目は、課題の選出の問題である。本実験の課題は自己効力に関わらずある程度の基準までは到達することができたと考えられる。三つ目は、評価懸念を有することによってパフォーマンスが低下する原因は自己効力ではなかったことである。自己効力の操作チェックによって、自己効力の促進が成功していることは確認されている。それにも関わらず、パフォーマンスが上昇しなかったということは、パフォーマンスの低下の原因は自己効力とは別の要因にあるということである。

今後の展望としては、高テスト不安者が評価懸念を感じるテスト場面においても本来の力を発揮できるように、パフォーマンスが上昇する要因を模索していくことが望まれる。今後は、自己効力だけではなく、その他にもテストの環境、時間の制限の有無等を複合して研究を進めることが望まれる。

(HORAGUCHI Kurumi)

中学生の学級内における自己開示と居場所感との関連

堀田 奈穂

キーワード：学校適応，自己開示，居場所感

目的

文部科学省(2010)によると、小中学生の不登校児童・生徒数は依然 12 万人以上おり、深刻な問題である。生徒が長時間生活する学校において、生徒がよりよく適応し、楽しく充実した生活を送ることが出来るような工夫が必要であるといえ、多くの学校では、不登校に対する予防や対処の取り組みが日々なされている。また学校生活を送る上で、重要で切り離せないものは対人関係であり、前田・佐久間・新見(2009)や石本(2010)の研究から、教師や友人といった対人関係が学校への適応と関連していることがわかる。

学校適応に関する予防的・開発的援助のひとつの方策として、近年、児童・生徒の対人関係にかかわる社会的スキルからのアプローチが検討されている。またこの社会的スキルをとらえる視点として、コミュニケーション行動の 1 つである自己開示が挙げられ(榎野, 1994)、研究がなされている。宮原(1992)は、自己開示的な率直なコミュニケーションが対人関係を維持・発展させると指摘している。そして、大見(2001)や小野寺・河村(2002)の研究から、自己開示が学級や学校への適応と関連していることがわかる。

また、近年、教育現場および心理臨床場面をはじめとし、「居場所」という概念が注目を浴びようになってきた。文部省(現:文部科学省,1992)は「学校は、児童・生徒にとって自己の存在感を実感でき精神的に安心していることのできる『心の居場所』としての役割を果たすことが求められる」ということを学校に求める役割の 1 つとして提示した。

居場所感については、不登校の問題や学校適応と関連がある(田中・田島, 2004; 石本, 2010)ことから、自己開示が居場所感とも関係があることが予想される。これまでの研究では、自己開示と学級適応、自己開示と対人関係、居場所感と学校適応などとの関連に

ついてのものが主であったため、本研究では、自己開示と居場所感に着目して研究を進める。

本研究での目的を以下のようにした。

目的 (1) 現代の中学生の自己開示量の実態を明らかにする。

目的 (2) 自己開示量と居場所感との関係を明らかにする。

目的 (3) 自己開示と居場所感の関係から、学校適応を促進する教師の支援のあり方を検討する。

方法

対象者

北海道函館市内の公立中学校に通う生徒 1~3 年生 299 名を対象とした。しかし、間違い・記入漏れのあった 50 名を無効回答とし分析から省いた。よって有効回答は計 249 名(男子 137 名, 女子 112 名)であった。

調査時期

調査は、平成 23 年 7 月上旬に実施した。

調査内容

自己開示の実態、自己開示と居場所感との関係を調査するため、質問紙法により実施した。

自己開示質問紙 小野寺・河村(2002)が作成した自己開示度質問紙を一部変更し、13 項目を使用した。自己開示をする対象として、学級内でもっとも仲の良い親友、その他の友人等を含めた学級全体、学級担任の 3 つの対象とし、(1)~(4)までの 4 件法で回答を求めた。

居場所感質問紙 則定(2007a)が作成した青年版心理的居場所感尺度 20 項目使用し、「自分の学級」に対する回答を(1)~(5)までの 5 件法で求めた。

手続き

調査は、学校長に許可を得て、学級担任によって授業時間を使って行われた。学級担任には、学校長を通

してあらかじめ、調査実施の手順を記した用紙を渡し、記載された通りに実施してもらうようにした。

結果と考察

自己開示の実態

自己の側面ごとの開示量を見ると、親友への自己開示と学級全体への自己開示においては、趣味の側面(親友 3.70, 学級全体 3.07)の開示量が一番高く、性的側面(親友 2.48, 学級全体 1.87)の開示量が一番少なかった。趣味といった表面的な情報は、中学生にとって開示しやすいものといえる。反対に、性的側面は自身の身体に関わることであり、自己の深い情報であるといえる。学級担任への自己開示においては、知的側面(2.86)の開示量が一番多く、私的人間関係の側面の異性関係(1.76)の開示量が最も少なかった。知的側面は勉強に関わる情報であることから、その他の側面に比べて学級担任への開示量が多い結果となったと考えられる。以上より、対象によって、開示しやすい側面に違いがあることがわかる。

開示対象ごとに比較してみると、どの側面においても親友への自己開示が一番高かった。学年ごと、性別ごとの各対象への自己開示量の平均値の差について、1 要因 3 水準の被験者内分散分析と多重比較を行った。その結果、すべてにおいて親友への自己開示量が有意に多かった。仲の良い友人への自己開示がより多いことは、開示相手との親密度の違いによって開示度に差があるということが示唆される。榎本(1986)も自己開示の意義として、親密な人間関係を促進するという点を挙げていることから、自己開示を行うことで、仲の良さが増し、親密化した関係の中で更に自己開示の量が多くなっていると考えられる。

自己開示と居場所感との関連

自己開示と居場所感がどのような関係にあるのかを検討するため、相関分析をおこなった。その結果、親友への自己開示においては全体($r=.339, p<.001$)、男子($r=.390, p<.001$)、女子($r=.331, p<.001$)すべてで有意な正の相関が示された。学級全体への自己開示においては全体($r=.463, p<.001$)、男子($r=.473, p<.001$)、女子($r=.472, p<.001$)すべてで有意な正の相関が示された。学級担任への自己開示においては全体($r=.419, p<.001$)、男子($r=.439, p<.001$)、女子($r=.424, p<.001$)すべてで有

意な正の相関が示された。つまり、親友、学級全体、学級担任への自己開示量が多いほど、学級での居場所感が高いと考えられる。また、全体、男子、女子すべてで、学級全体への自己開示と学級での居場所感との相関係数が一番高い結果となっており、反対に親友への自己開示と学級での居場所感との相関係数が最も低かった。自己開示量は、親友へ対するものが多いが、実際に学級での居場所感とより強く関係しているものは、学級全体への自己開示であるとわかった。

自己開示と居場所感との関係をさらに詳しく調べるため、各対象への自己開示得点をもとに、3つの群に生徒を分類し、一要因分散分析をおこなった。その結果、1年生($F=42.504, p<.001$)、2年生($F=43.886, p<.001$)、3年生($F=47.623, p<.001$)どの学年でもそれぞれの群の居場所感との間に有意な差がみられた。多重比較の結果では、自己開示量が多いほど学級での居場所感が高いということがわかる結果となった。これらの結果は、「自己開示度が高い生徒は、学校での生活に満足している」としている小野寺・河村(2002)の研究結果と深く関わりがあると考えられる。本研究により、生徒の自己開示が学級や学校での生活に大きく影響を与えていることが、より強く示されたことになる。榎本(1997)が述べる、自己開示の意義と関連させて考えると、学級内での自己開示が、ストレスを解消し学級での親密な人間関係を促進し、不安を低減させることとなり、その結果、学級での居場所感が高まっているのではないかと考えられる。

学校により適応するための支援について

教師は生徒がより多く自己開示できるような学級経営を目指していくべきであると考えられる。そのために、授業や学級活動の際に様々な形でのグループ作業を組み入れるなどして、生徒が自分自身について相手に話をする機会を増やしてあげることが大切となるだろう。例えば、ソーシャルスキルトレーニング等を通して、自己開示をする力をつけていくことも、学級内での人間関係の促進へ繋がり、学級での居場所感につながると考えられる。また、教師は日常的な生徒の観察によって、個々の生徒の必要とするニーズを把握し、援助していくことも大切になるだろう。

青年期の孤独感とその対処行動

—ソーシャル・サポートとの関連の検討—

松村恵美

キーワード：青年期，孤独感，対処行動，ソーシャル・サポート

目的

孤独感は不快な感情を当事者に与え、自殺、虐待等と結びついている(e.g., 内閣府, 2007; 高良, 2006)。

先行研究の問題点として、孤独感類型(落合, 1983)の違いについての研究が少ない点、先行研究で測定される対処行動尺度の項目(e.g., 広沢, 1985)では、現代の青年の対処行動を捉えきれない可能性がある点が挙げられる。よって本研究では大学生に対して孤独感への対処行動を調査し、現代の行動の把握を試みた後、孤独感類型による行動の差異を検討する。

また、近年、孤独感とソーシャル・サポートとの関連が検討されている(福岡, 2009)。孤独感を感じたときの対処行動の中には、「対人接触」「甘え」といった他者と関わろうとするものもあり(広沢, 1985)、このような対処行動の遂行にはソーシャル・サポートの程度も影響すると考えられる。そこで本研究では、孤独感の類型とソーシャル・サポートによる対処行動の差異を検討する。

予備調査

調査対象者

国立大学法人 A 大学の学生 150 名(男性 56 名, 女性 94 名, 平均年齢 20.00±1.02 歳)が対象とされた。

調査方法

講義時間内に質問紙調査を行われた。

調査内容

フェイス項目 性別, 学年, 年齢が尋ねられた。

自由記述欄 「あなたは、孤独感を感じたとき、ふつうどのような行動をとりますか。下の欄に、思いつく限り書いてください。なお、孤独感の定義を『自分がひとりであると感じること』とします。」と教示

され、自由記述が求められた。

結果

889 項目が孤独感に対する対処行動であるとされた。これらの項目を KJ 法をもとにした分類法を用い、57 項目を暫定項目とした。

本調査

調査対象者

国立大学法人 A 大学の学生 300 名(男性 127 名, 女性 173 名, 平均年齢 19.95±1.12 歳)が対象とされた。

調査方法

講義時間内に質問紙調査を行われた。

調査内容

フェイス項目 性別, 学年, 年齢が尋ねられた。

孤独感類型 孤独感類型判別尺度(落合, 1983)が用いられた。16 項目 5 件法で回答が求められた。

対処行動 孤独感に対する対処行動尺度(予備調査において作成)が用いられた。自身が孤独感を感じた時にとる行動に当てはまる程度について 57 項目 5 件法で回答が求められた。

ソーシャル・サポート 学生用ソーシャル・サポート尺度(久田・千田・箕口, 1989)が用いられた。「家族」「友人・知人」それぞれ 16 項目 4 件法であった。

結果

因子分析

対処行動尺度について因子分析(主因子法プロマックス回転)の結果、40 項目 12 因子(友人との交流, 外出, 行動抑制, 思考活動, 家族との交流, 向上的行動, 身近な行動の逃避, 携帯電話の利用, 趣味への没頭, メディア親和性, 感情表出, 憂さ晴らし)が最も妥当だとして採用した。

一要因分散分析

孤独感類型と対処行動について一要因分散分析を行った結果、「友人との交流」($F(3, 295)=5.63, p<.01$)においてA型>C型, D型>C型, 「憂さ晴らし」($F(3, 296)=3.73, p<.05$)においてC型>D型となった。

二要因分散分析

孤独感類型とソーシャル・サポートを独立変数, 対処行動を従属変数とした二要因分散分析を行った。

家族からのサポート 「友人との交流」($F(3, 299)=4.45, p<.05$), 「行動抑制」($F(3, 300)=4.10, p<.05$), 「家族との交流」($F(3, 299)=6.45, p<.05$), 「向上的行動」($F(3, 299)=6.70, p<.01$), 「趣味への没頭」($F(3, 299)=6.63, p<.05$)で「家族からのソーシャル・サポート」得点の主効果が有意であり, いずれの対処行動も高群>低群であった。

友人からのサポート 類型と友人からのサポートの交互作用が認められた。「家族との交流」($F(3, 293)=2.75, p<.05$)ではC型においてサポート高群>低群, 「向上的行動」($F(3, 293)=3.53, p<.05$)ではB型C型D型においてサポート高群>低群, 「趣味への没頭」($F(3, 293)=3.06, p<.05$)ではB型, C型, D型においてサポート高群>低群, 「憂さ晴らし」($F(3, 293)=4.19, p<.01$)ではA型とB型においてサポート高群>低群となった。また, 「友人との交流」($F(3, 293)=, p<.05$), 「外出」($F(3, 294)=, p<.05$), 「身近な行動への逃避」($F(3, 293)=, p<.05$), 「感情表出」($F(3, 294)=, p<.05$)において友人からのサポートの主効果が認められた。

考察

孤独感に対する対処行動の因子構造

「友人との交流」「思考活動」「向上的行動」「趣味への没頭」は先行研究の項目と共通した点が多く, 非常に安定した対処行動因子といえる。孤独感と非行・逸脱行動の関係の深さについて述べた先行研究(工藤, 1986)があるが, 本研究の結果からはそれらと一致するものはほとんどなかった。

なお, 「携帯電話の利用」は先行研究において見られなかった因子であり, 孤独感の対処行動として現代青年が携帯電話を利用することが明らかになった。

孤独感類型と対処行動

A型とD型は積極的に友人との交流を図ろうとする型であると推測できる。本研究では未成年である調査対象者でも年齢制限のある行動を行っており, 共感性を感じていないほうが規範を無視した行動をとるとも考えられ, 憂さ晴らし因子と共感性についてのさらなる検討が必要である。

ソーシャル・サポートについて

家族からのサポート 家族からのサポートを得ることで孤独感類型に関わらず各対処行動が増幅する可能性があり, サポートがあることは対処の機会を多く得られることに繋がると思われる。

友人からのサポート 友人からのサポートを得ることで, 他人からの孤絶や他人への無関心・不信を示すC型であっても, 対人的な行動を促すことができる。また, C型とD型では個別性の追求, B型では理想的理解者追求の行動として向上的行動が起こるが, A型は他人との融合状態とされているため, 自分を変えようという行動に至らない。さらに, 友人からのサポートがあることで趣味行動が増加するという結果は吉光(2004)と同様に人間関係の構築をして孤独感の低減につなげるためだと考えられる。

A型, B型はどちらも個別性に気づいておらず, 外向性と協調性がある型とされているため(谷・天谷, 2009), 対人接触などの対処行動を行うと考えられたが, 友人からのサポートがある状況では一人で行う行動が含まれる「憂さ晴らし」を行うことが示された。これは友人と一緒にたばこや酒を嗜むという可能性も考えられる。さらにサポート高群においてA型>D型という差が見られた。個別性への気づきの点に友人のサポートが影響を与えていることが分かる。

「友人との交流」「外出」は友人関係において重要であり, 友人からのサポートが直接働いた結果と考えられる。対照的に「身近な行動への逃避」は主に家事であり非対人接触行動であるが, 友人との接触の前段階として行動する可能性がある。さらには友人のサポートがあることで感情表出が増幅する。友人のサポートを増やすことでカタルシス効果により孤独感の低減につながる可能性もある。

(MATSUMURA Emi)

表情認知における顔の部位の効果

三橋 了介

キーワード 表情 表情認知 部位

目的

私たちは普段、様々なものから相手の感情を理解している。表情を正しく理解すること、すなわち表情認知は相手の意図や感情の理解し、円滑なコミュニケーションを築くために重要なものである。表情認知の研究でよく用いられるものが、Ekman & Friesen (1975) の基本六表情である。この6つの表情とは「恐怖」「幸福」「嫌悪」「怒り」「悲しみ」「驚き」で、これらは異なった文化であっても判別可能な表情であるといわれている。また、顔の領域ごとの研究も行われている。顔の領域の分類に関して石井・佐藤・間所・門脇・西田 (2005) は顔の分類を顔面上部(目、眉、額)と顔面下部(鼻、口、顎、頬)の領域に分類している。

本研究では刺激写真の顔を上部のみと下部のみ表示したものを用いる。顔面上部もしくは顔面下部を隠した顔写真を提示することで課題の正答率をはかるまた本研究では上部のみと下部のみを提示する際、提示した表情の感情を別のどの感情と間違えやすいかを検討する。

実験 1

仮説

郷田・宮本(2000) が行った領域ごとの表情認知の実験では怒りと悲しみの感情は上部に、幸福は下部に表示された場合その表情に認知されやすいとしている。さらに Ekman & Boucher (1975) の先行研究の結果では恐怖と悲しみの感情は顔上部、嫌悪と幸福の表情は下部に表示された場合それぞれの表情に認知されやすい、また驚きに関しては領域による違いはないとしている。これらの結果を基に、表情を正確に判断するために重要な部位をに関する仮説を①

「恐怖と怒り, 悲しみは上部が重要である」②「幸福と嫌悪は下部重要である」③「驚きは部位による差は無い」とする。これらを仮説 1 とする。

方法

H大学の学生 30 名を対象に実験プログラムを用いて、提示された顔表情がどの感情を表しているか選択させた。感情は「恐怖」「幸福」「嫌悪」「怒り」「悲しみ」「驚き」の6つであった。また、顔上部のみ提示した上部提示条件と顔下部のみ提示した下部提示条件、どこも隠していない全提示条件の3つ用意し、それぞれの正答率を比べた。

刺激写真は JAFEE 顔データベースから得た日本人女性 5 名の基本六表情の静止画を使用した。またこれらを石井ら(2005)を基に上部と下部に分け、顔上部を隠したものと顔下部を隠したものに加工し提示した。

実験は実験参加者が練習試行後に3つの条件全ての実験を行った。実験参加者は練習試行のあと表情判別課題を6(感情数)×4(画像の女性の人数)×3条件の計72問行った。実験は各条件を行う際に顔のどこが提示されているかの説明をするため、24問を3回に分けて行った。その際、条件を提示する順序は、それによる影響を無くすように実験参加者それぞれで変更された。画像を提示する順序はプログラムを用いてランダム化した。

結果

実験参加者の感情の判断を次のように得点化した。各表情の写真(4枚)に対して、その写真の表情を選択した回数を正答得点とした。本実験では各表情4点を最高点とした。それらの平均得点(図1)を用い、感情(恐怖, 幸福, 嫌悪, 怒り, 悲しみ, 驚き)×部位(全提示条件, 上部提示条件, 下部提示条件)の2要因被験者内分散分析を行った。その結果から、幸

福の表情は顔の下半分が重要であり、嫌悪と悲しみの表情は上半分が重要、驚きは領域による差は無いという結果となった。よって仮説1の①、⑤、⑥は支持され、仮説1の②、③、④は支持されなかった。

実験2

仮説

Ekman(1975)は各表情の部位の特徴のまとめを示している(恐怖表情は「上唇が引き上げられる」など)。これらからどの表情と間違えやすいかを①「恐怖は上部のみ提示した時は怒り、下部のみ提示した時は驚き」②「幸福は上部のみ提示した時は嫌悪、下部のみ提示した時はなし」③「嫌悪は上部のみ提示した時は幸福、下部のみ提示した時は怒り」④「怒りは上部のみ提示した時は恐怖、下部のみ提示した時は嫌悪」⑤「悲しみは上部のみ提示した時は驚き、下部のみ提示した時は怒り」⑥「驚きは上部のみ提示した時は悲しみ、下部のみ提示した時は恐怖」とそれぞれ間違えやすいとし、これらを仮説2とする。

方法

仮説2の検証のため、実験1とは別のH大学の学生30名を対象に、実験1の内容を一部変更し実験を行った。変更点は選択する感情が正答を省いた5つである点と実験が2回(上部提示条件、下部提示条件)である点であった。

結果

実験2のそれぞれの感情が選ばれた回数(表1)を各表情の部位ごとに χ^2 検定を行った結果、恐怖の下部のみ提示した時は嫌悪と悲しみに間違われやすく、

嫌悪上部のみでは怒り、嫌悪下部のみでは怒りと悲しみと恐怖、怒りは上部のみでも下部のみでも嫌悪、悲しみ上部のみでは恐怖と嫌悪、悲しみ下部のみでは怒りと嫌悪、驚きは上部のみでも下部のみでも恐怖の表情と間違われやすいという結果となった。よって仮説2の②、③、④、⑤、⑥は一部支持され、仮説2の①は支持されなかった。

総合考察

本研究では仮説1、仮説2共に一部支持された。これらの理由の1つとして各表情の混合が挙げられる。人の顔は必ずしもその1つの感情だけではなく、複数の感情が混ざって現れることがあるという。それらの混合された表情が現れた際、1つの感情として判別してしまい、間違えた顔の特徴を覚えてしまう可能性がありうるだろう。

また各表情の特徴を部位のみでみると重複しているものや判断が難しいものが存在する。恐怖と怒り、驚き、幸福の4つの表情で「口を開ける」という特徴があるが、その違いも四角い形をしているかなど判断が難しいものである。人々がこれらの特徴を曖昧に覚えている可能性もあり、短時間で判断するには難しいのかもしれない。

今後の展望として、判別する表情が異性か同性かなどの性差、合成した刺激の使用など刺激の提示方法によって結果が変わることも予想される。これら表情を正確に認知するための研究は表情認知能力の向上、それによる非言語コミュニケーション能力の向上につながるだろう。

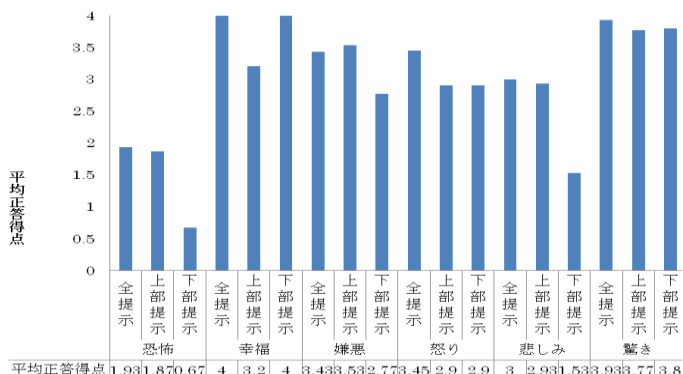


図1 実験1の提示された各表情の部位別平均正答得点

表1 実験2の各表情の選択回数

		提示部位	恐怖	幸福	嫌悪	怒り	悲しみ	驚き	合計
提示表情	恐怖	上部	0	23	12	46	39	120	
		下部	2	54	10	46	8	120	
	幸福	上部	9	20	26	26	39	120	
		下部	12	16	32	18	42	120	
	嫌悪	上部	31	5	65	18	1	120	
		下部	29	7	49	28	7	120	
	怒り	上部	5	0	108	6	1	120	
		下部	5	6	80	28	1	120	
	悲しみ	上部	42	6	62	8	2	120	
		下部	7	9	52	52	0	120	
	驚き	上部	90	11	4	14	1	120	
		下部	91	10	4	10	5	120	

(RYOUSUKE Mitsuhasi)

北海道教育大学人間地域科学課程

人間発達専攻心理学分野

〒040-8567 北海道函館市八幡町 1-2

