



平成24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 24 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.	有我 良介	青年期の友人・恋愛関係が学校生活に及ぼす影響・・・・・・・・	1
2.	柿崎真実子	いじめ被害者への原因帰属の抑制と過去のいじめ体験との関連・・	3
3.	小池 翔太	色彩における適合性効果と奇異性効果・・・・・・・・	5
4.	齋藤 悠理	感情における表情の効果・・・・・・・・	7
5.	佐々木若菜	特定の他者への対人的信頼感が個人内特性としての 信頼感に与える影響—性役割タイプの違いから—・・	9
6.	笹島 叶絵	方向音痴からの改善—記憶と弁別的アプローチ—・・	11
7.	柴田 章	痩身に対するメリット感が痩身願望に与える影響・・・・・・・・	13
8.	島津 和哉	「ツンデレ」に通じるゲイン-ロス効果の実験 —他人から受ける好意的・非好意的言葉—・・	15
9.	東海林志織	人格特性及び対人関係が大学生の主観的幸福感に与える影響・・	17
10.	東海林 漣	メガネの形態的特徴が対人印象に与える影響について・・	19
11.	武田 友里	大学生の家族機能およびソーシャルスキルと アダルト・チルドレン傾向の関連性・・	21
12.	長尾 聡美	アルバイトが大学生の心理的 well-being 及び キャリア形成に与える影響・・・・・・・・	23
13.	根岸 静流	表情別の化粧の追加・削除による非対称的混同効果の検討・・	25
14.	野口 歌穂	地域コミュニティの希薄化が地域の持つ機能に与える影響・・	27
15.	宮下羽衣美	大学生の愛着スタイル, ソーシャル・サポートの互恵性と 精神的健康の関連・・	29
16.	籾山 実穂	SNS における自己開示が主観的幸福感に与える影響について・・	31
17.	森谷理々花	青年期の子どもによる親子関係の認知と抑うつとの関連・・	33
18.	山口 美波	幼児のソーシャルスキルと創造的想像力の関連・・・・・・・・	35
19.	山中 湧司	集団意思決定における情報共有とコミュニケーション・モード 隠れたプロフィールによって隠された優位性の発見・・	37

# 青年期の友人・恋愛関係が学校生活に及ぼす影響

有我良介

キーワード：友人関係，恋愛関係，学校適応・大学生活充実度

## 目的

人間関係に関する問題は、生きていくうえで切り離せない問題である。特に青年期の中でも大学生は、幅広い年齢の人間との関わりが増えるため、人間関係に及ぼす影響は非常に大きいと考えられる。

大学生にとって友人・恋愛関係は、自らの成長に重大な影響を及ぼし、価値観や対人関係観に影響を与える(多川, 2001)と言われている。Erikson(1973)は、友人関係は青年期の発達課題においたアイデンティティの確立を達成する要因の一つであると述べている。好ましい友人関係を持つことでアイデンティティの確立が促されれば、青年たちは大学在学中に自己の将来について考えることができる(鈴木・長江, 2012)。また、松井(1990)は友人関係が個人の精神的安定や成長に影響を与える存在であると述べている。

高坂(2009)は、青年期の恋愛関係において、満足した関係が築けていることが青年の自己の拡大や充足的な気分の実感に繋がっていると指摘している。また、神園・黒川・坂田(1996)が、恋愛関係にある者の方がいない者に比べ自尊心や充実感が高く、抑うつ程度が低いことを明らかにしているように、恋愛関係は肯定的な感情を喚起することが示された。恋愛関係の否定的な面については返田(1986)が、交際相手からの所有したいという強い思いは、拘束感が生じる要因になると述べている。

青年期では学校生活に適応するために自分の居場所をつくることが重要であり、そのためには学校での人間関係が重要になってくる。石本(2010)は、ありのままにいられ、役に立っていると思えるような人間関係を結ぶよう配慮する必要がある。そのような対人関係を築くことができることで、結果として心理的適応を高めていることがわかると述べている。大学生は居場所感が高いほど心理的適応が高くなり、特に恋人の役に立っていると思えることが心理的適応にとって重要であると述べている。

学校生活において重要な、学習活動に関して岡田(2008)は、友人関係に対して充実感がある場合、友人との間で学習に関する相互作用を行うことで、学習に対する意欲や学業達成が促進されていると述べている。恋人との相互作用には、学習意欲や学業達成が促進されるなどのポジティブな面もあるが、ネガティブな面も考えられる。恋人に注意を払うことにより他のことに手がつかなくなる(高坂, 2009)ことや、時間や交際の拘束など、日常生活に支障をきたし、学習に集中できない可能性が推測される。

## 本研究の仮説

本研究では、青年期における友人・恋愛関係が学校生活に与える影響について明らかにすることを目的とする。本研究の仮説は以下の3つである。

**仮説 1.** 友人・恋愛関係で充足感の得られた者は、学校適応・大学生活充実度に高い数値を示す。

**仮説 2.** 親友と恋人、好意のある異性が存在する場合、学校適応・大学生活充実度に高い数値を示す。

**仮説 3.** 恋人が存在する場合、時間や交際の拘束、関係不安を感じた場合、否定的な感情が喚起される。

## 方法

函館市内の大学生 268 名のうち回答に不備のあった者を除いた 259 名(男性 99 名, 女性 160 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。

### 質問紙の構成

- 1. フェイスシート** 性別, 学年, 年齢, 親友・恋人・好意のある異性の有無について回答を求めた。
- 2. 友達とのつきあい方に関する尺度** 落合・佐藤(1996)の 30 項目のうち, 因子負荷量が .50 以上の 18 項目を使用した。回答は 5 件法であった。
- 3. 恋愛関係影響項目に関する尺度** 高坂(2010)の 40 項目のうち, 因子負荷量が .50 以上の 25 項目を使用した。回答は 5 件法であった。
- 4. 学校生活適応感に関する尺度** 高瀬(1986)の 36 項

目のうち、因子負荷量が.50以上の15項目を使用した。  
回答は5件法であった。

**5. 大学生生活充実感に関する尺度** 坂柳(1997)の10項目を使用した。回答は5件法であった。

## 結果

本研究では、SPSSを用いて統計的な処理を行ったが、紙面の都合上統計値は省略する。

### 各尺度の下位尺度構成の確認

各尺度に対して、主因子法・バリマックス回転による因子分析を行った。その結果、友達とのつきあい方に関する尺度は、18項目3因子が抽出された。第1因子「自己開示への不安・傷つくことへの恐れ」、第2因子「愛情への欲求」、第3因子「友情の希求」である。

恋愛関係影響項目に関する尺度は、25項目6因子が抽出された。第1因子「肯定的意識」、第2因子「時間的制約」、第3因子「他者評価の上昇」、第4因子「自己拡大」、第5因子「他者交際の制限」、第6因子「関係不安」である。

学校適応・学校生活充実度項目に関する尺度は、25項目6因子が抽出された。第1因子「友人関係」、第2因子「大学生生活充実感」、第3因子「進路意識」、第4因子「学習意欲」、第5因子「大学生生活不安」、第6因子「生活意識」である。

### 人間関係の充足感と学校適応・大学生生活充実感の関連

3つの尺度得点の相関係数を算出したところ、恋愛関係影響項目に関する尺度は学校適応・大学生生活充実度に関する尺度と正の相関がみられたが、友達とのつきあい方に関する尺度との間には相関がみられなかった。

### 親友・恋人・好意のある異性の存在と学校適応・大学生生活充実感の関連

恋人・好意のある異性の有無を独立変数、学校適応・大学生生活充実度得点を従属変数とした、1要因3水準の分散分析を行った結果、恋人の有無と好意のある異性の有無の違いにおいて、主効果がみられた。

### 恋人の有無と学校適応・大学生生活充実度における感情の関連

恋人が存在する113名を対象とし、恋愛関係影響項目に関する尺度の因子と学校適応・大学生生活充実度に関する尺度得点のそれぞれの因子の相関係数を算出した。その結果、「他者交際の制限」は、「大学生生活充実感」と負の相関がみられた。

## 考察

本研究の結果、大学生の人間関係は、友人関係よりも恋愛関係の方が重要な位置にあることがわかった。恋愛関係に充足感を得ている者や、親友と恋人の両方とも存在する者は学校生活においても充足感を得ており、自尊心を引き出し、不安感を減らす手助けをされると考えられる。しかし、恋人も好意のある異性もいない者は、他の条件と比べて大学生生活に焦りを感じていなかった。これは、良好な人間関係がすでに築かれており、恋愛関係に対してあまり関心がないと可能性が考えられる。

また、学校生活における充足感は自分で判断するものではなく、第三者が自分に対して感じている印象の評価を伝え聞き、その評価が高ければ充足感が高まる。つまり、充足感は周りの人間の評価によって変わる可能性があると考えられる。しかし、恋愛関係にある相手から時間や交際の制約を受けることや、相手に対して不安を感じることで、大学生生活において自分だけ取り残されている不安に駆られる。また、他者評価が高いにも関わらず大学生生活に不安を感じている者は、何かのきっかけで今までの高い評価が、最低評価まで変わってしまうことに不安を感じてしまうからだと考えられる。

学習面でも恋愛関係は影響し、自分自身の意志が強くなり、物事に対する視野が広がることで学習に対する意欲や将来の可能性の向上を感じる。また、恋愛関係だけでなく、学習面においては友人関係にも影響している。友人関係によってアイデンティティを確立した者は、学習や進路に対しても前向きに取り組むことを示唆している。よって、自分の意見や考えをしっかりとつことができれば、自分の進路や将来の職業、勉強に対する意識が高いことがわかった。

性別によって大学生生活充実感・不安感も変わる傾向がある。男性は第三者からポジティブな評価を受けることで、友人関係や自分の性格に自信をもつことができ、逆に女性は他者からどう見られどう受け入れられるかなど、他者の目が気になり、他者の評価に対して過敏になりやすい特性をもつ。そのため、男性は周りの期待を自信につなげる傾向にあるが、女性は周りの期待をプレッシャーに感じる傾向にあるため、大学生生活に対して不安を抱えていることがわかった。

(ARIGA Ryosuke)

# いじめ被害者への原因帰属の抑制と過去のいじめ体験との関連

柿崎真実子

キーワード：いじめ、原因帰属、援助行動、観衆

## 目的

### いじめの原因帰属

いじめは、時に自殺や殺人事件にもつながる重大な社会問題のひとつであり、今日教育現場が抱える深刻な問題のひとつでもある。近年では、2011年10月に滋賀県大津市で起きた男子中学生のいじめ自殺事件が大きなニュースとなった。世の中のいじめに対する関心が高まり、いじめについて様々な議論がなされる中、「いじめられる側にも非がある」といった見解がしばしば見られる。古畑(1985)によれば、この見解はいじめの原因をいじめ被害者の性格や態度といった内的属性に帰属することにより起こるものである。

### 原因帰属と援助行動

Weiner(1980)は、傍観者が困窮状況の原因を困窮者へ帰属した場合、困窮者に対して嫌悪感が生じ、援助が行われなくなることを明らかにしており、いじめの原因がいじめ被害者に帰属された場合、傍観者のいじめ被害者に対する援助行動が抑制される可能性があると考えられる。更に、重大性の意識が援助への意志に強く影響していることが明らかになっているにもかかわらず(竹ノ山,1997)、竹ノ山・原岡(2003)による研究で、状況の原因を被害者に帰属し、被害者に責任があると考えた場合、状況の重大性を低く見積もる可能性を示唆している。以上のことから、いじめ被害者への原因帰属はいじめ被害者への援助行動を抑制する可能性があり、「いじめられる側にも非がある」といった見解は、いじめの状況を悪化させると考えられる。

### いじめの四層構造

森田・清永(1994)は、現代のいじめをいじめられる被害者といじめる加害者、周りではやしたてる観

衆、黙って見ている傍観者、傍観者から分化していじめを止めに入る仲裁者の四層構造になっていると述べており(図1)、いじめには様々な立場が存在することが明らかとなっている。

坂西(1995)の研究では、被害の苦痛についてのいじめ被害者の自己認知と他者認知に食い違いが見られることが分かっており、過去にどの立場からいじめに関わったのかによっていじめの見方に違いが見られる可能性があると考えられる。しかし、体験したいじめの立場の違いと原因帰属との関連について調査した研究はこれまでには見られない。更に、これまでの研究ではどのような状況でいじめ被害者への原因帰属がおこるのかについての調査検討は行われているが、いじめの原因帰属を抑制する具体的な要因を調査検討した研究は行われていない。

以上のことを踏まえた上で、本研究では、特に過去にいじめ体験の有無やその時体験した立場と、それまで起こっていた被害者への原因帰属が起こらなくなることとの関連を検討することを目的とした。

また、本研究では、現在に至るまでの間にいじめ被害者への原因帰属が起こらなくなっている者にそのきっかけを尋ねることで、原因帰属を抑制する可能性のある要因を探り、説得によって原因帰属を抑制することができる可能性を検討することも目的としていた。

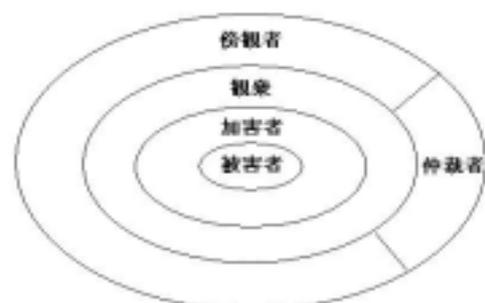


図1 いじめの四層構造

## 本研究の仮説

過去のいじめ体験の有無および体験した立場の違いは、いじめ被害者への原因帰属の抑制に影響を与える。

## 方法

### 調査対象者

北海道教育大学函館校の学生 279 名(男性 109 名、女性 167 名、不明 3 名)を対象に質問紙調査を行った。

### 調査方法

質問紙の内容は大きく分けて「小学校・中学校・高校時それぞれのいじめ体験およびいじめ被害者への原因帰属の有無」「現在のいじめ被害者への原因帰属の有無」の 2 つであり、最後にフェイス項目として性別と年齢を尋ねた。

## 結果

### いじめ体験の有無および立場

高校時におけるいじめ体験の有無にのみ性差が見られ、女性の方が男性よりもいじめ体験者が少ないことがわかった( $\chi^2(1)=13.42, p<.01$ )。また、体験したいじめの立場についても高校時にのみ性差が見られ、女性に比べて男性の方が加害・観衆・傍観の立場体験が多かった( $\chi^2(1)=6.37, p<.05$ ,  $\chi^2(1)=8.87, p<.01$ ,  $\chi^2(1)=10.41, p<.01$ )。

### 原因帰属

過去に体験したいじめの立場と現在の原因帰属の有無について  $\chi^2$ 検定を行った結果、過去に「観衆」の立場を経験した者の多くが現在いじめの原因を被害者へ帰属していることがわかった( $\chi^2(1)=5.23, p<.05$ )。

### いじめ体験の有無と体験立場と原因帰属の変化との関連

いじめ体験の有無と原因帰属が起こらなくなることとの関連を検討するために、いじめ体験の有無×原因帰属の変化(帰属あり、帰属なし、有 無、無 有)の  $\chi^2$ 検定を行ったが、両者の間に有意な関連は見られなかった( $\chi^2(3)=1.54, n.s.$ )。

また、過去に経験したいじめの立場といじめ被害

者への原因帰属が起こらなくなることとの関連を検討するため、過去のいじめ立場体験と原因帰属の変化について  $\chi^2$ 検定を行ったところ、被害者体験の有無について有意傾向が見られ( $\chi^2(3)=7.83, p<.10$ )、「帰属なし」と「有 無」が有意に多かった( $p<.01$ )。

### 原因帰属の変化のきっかけに関する自由記述の分類

得られた回答を分類した結果、原因帰属が起こらなくなったきっかけとして挙げられたのは「なんとなく」「教師の影響」「いじめ経験」「知識の獲得」「成熟」「振り返り」の 6 つであった。

## 考察

調査の結果、高校時において、いじめ体験率及び加害・観衆・傍観者の体験率について、女性よりも男性の方が有意に高いことが明らかになった。坂西(1995)の研究で男女のいじめ内容に違いが見られていることから、今後の研究では高校生のいじめの特徴や性質について、性差やいじめ内容との関連を中心に検討されていく必要性があると考えられる。さらに、「観衆」立場の体験の有無といじめ被害者への原因帰属との間に何らかの関連がある可能性が示唆され、この関連性をより明確にしていくことが、いじめの原因帰属に関する研究における 1 つの課題として挙げられる。いじめ被害者への原因帰属の抑制とは関連がなかったが、加害経験のない被害経験者については、過去のいじめ体験を振り返ることによって「自分の言動や行動に問題があったのかもしれない」と考える場合が多く見られる可能性が示唆され、被害者の亜種である加害・被害両経験者との違いも含めて、今後更なる研究がされていく必要があると考えられる。

本研究での仮説は結果的には支持されず、いじめ体験の有無や過去に体験したいじめの立場の違いは、いじめ被害者への原因帰属を抑制する要因でないことが分かった。しかし、得られた自由記述の内容から、新たに「知識の獲得」や「教師の影響」が要因として挙げられ、「説得」によっていじめ被害者への原因帰属が抑制できる可能性が示唆された。

(KAKIZAKI Mamiko)

# 色彩における適合性効果と奇異性効果

小池 翔太

キーワード

適合性効果、奇異性効果、偶発記憶

## 目的

人間が日常の社会生活を送る上で、物事を記憶するという行為は避けられない行為である。その「記憶」に関して、これまで認知心理学において数多くの研究が成されてきた。そして、そのようなこれまでの研究により数多くの記憶に関する現象が明らかになっているが、その中の 1 つとして適合性効果、そして奇異性効果という現象が存在する。では、これらの現象は一体どのような現象なのであろうか。

まず、適合性効果という現象は、文脈として意味が通る文章の記銘語（例えば「おじさん のひげ」といった文章における「おじさん」という部分）の方が意味の通らない文章の記銘語（例えば「おねえさん のひげ」といった文章における「おねえさん」という部分）より、記憶成績が高くなるというものである。

次に奇異性効果というものは、文脈として意味の通らない文章の方が意味の通る文章の記銘語より、記憶成績が高くなるというものである。

では、なぜこのような、相反する 2 つの現象が存在しうるのだろうか。これは、イメージ喚起性、つまり、その文章がどれほどイメージしやすいかによってどちらの効果が生じるかが決まると考えられている。イメージ喚起性の高い文章が項目として用いられている場合には奇異性効果が生じ、イメージ喚起性の低い文章が項目として用いられている場合には適合性効果が生じるとされているのである(豊田,1987a)。

このように、これらの現象は文脈の適合性が記憶成績に影響を与えるという現象であるのだが、適合性の判断を行うことが出来るのは文脈についてのみ

ではない。本研究においては、文脈以外にその適合性を判断出来るものとして色彩があると考えた。これまでの研究において、色彩に関して適合性効果や奇異性効果が生じるか検討したものはなく、本研究では色彩に関して適合性効果や奇異性効果が生じるのか検討することを目的とした。

イメージ喚起性が、適合性効果と奇異性効果のどちらが生じるかを決めている事から、本研究では豊田(1987a)に倣い、イメージを「視覚的心象」と定義付け、これまで通り単語での呈示を行う単語条件の他に、線画での呈示を行う線画条件を設けることとした。これは視覚的心象と近いと考えられる線画による呈示を行うことで、イメージの喚起性が高くなると考えたためである。

したがって、本研究の仮説は、イメージ喚起性の高い条件（線画条件）においては、不適合項目の方が適合項目より正答数が高くなり、奇異性効果が生じる。また、イメージ喚起性の低い条件（単語条件）においては、適合項目の方が不適合項目より正答数が高くなり、適合性効果が生じる。

## 予備調査

### 目的

実験に用いる項目を決定することを目的とした。

これは、人によって色彩の認識が異なる（「ボールペン」などのように、様々な色のものが考えられる）項目では、適合項目・不適合項目として実験に用いることが困難となるからである。

### 方法

調査材料 認知研究用線画データベースの作成（西本,2002）より、命名一致度が 80%以上の項目から、不適切と考えられる項目を削除し、95 項目を抜き出

した。そして、この項目を単語でリストアップした単語リストと、線画でリストした線画リストを作成した。

また、色彩を判断する見本として、黒色、灰色、白色、肌色、橙色、黄土色、茶色、こげ茶色、赤色、桃色、紫色、青色、水色、緑色、黄緑色、黄色 16色が A4 用紙 1 枚に実際の色で記載してある色見本を作成した。

調査参加者 北海道教育大学函館校の学生 221 名であった。これらの調査参加者を単語リスト群 102 名と線画リスト群 119 名にランダムに振り分けた。

調査方法 単語リスト群には単語リストと色見本を、線画リストには線画リストと色見本を配布し、最も代表的と考えられる色彩を選択させた。時間制限は設けなかった。

#### 結果

項目ごとに最も回答されている色彩が、その項目の全ての回答に占める割合を算出した。

#### 考察

最も選択されている色彩が全ての回答に占める割合が両群で 70%以上の項目を適合項目として、70%未満の項目で回答されている色彩の数が少ない項目を不適合項目として採用した。その後、項目数の調整を行い、適合項目と不適合項目は共に 24 項目となった。

## 実験

#### 目的

色彩においてもイメージ喚起性の低い条件（単語条件）で適合性効果が生じ、イメージ喚起性の高い条件（線画条件）で奇異性効果が生じるのかを検討することを目的とした。

#### 方法

単語条件 予備調査によって決定した項目を単語で表記したものと色彩を対呈示し、その適合性を判断させた後、挿入課題である百マス計算を行わせた。その後、呈示された単語を再生テストで書き出させた。

線画条件 予備調査によって決定した項目を線画で表記したものと色彩を対呈示し、その線画が何を表

している絵か回答させると同時にその適合性を判断させた。その後、挿入課題である百マス計算を行った後、呈示された線画を再生テストで文字にて回答させた。

#### 結果

単語条件 適合項目の正答数の平均は 11.19 個 ( $SD=2.72$ )であった。不適合項目の正答数の平均は 6.04 個 ( $SD=2.56$ )であった。それぞれの正答数について、対応のある t 検定を行ったところ 0.1%水準で有意に適合項目の正答数が多かった ( $t(26)=7.39, p=.001$ )。

線画条件 適合項目の正答数の平均は 12.46 個 ( $SD=3.10$ )であった。不適合項目の正答数の平均は 9.77 個 ( $SD=3.00$ )であった。それぞれの正答数について、対応のある t 検定を行ったところ、1%水準で有意に適合項目の正答数が多かった ( $t(25)=3.16, p=.01$ )。

また、それぞれの条件での、実験参加者ごとの適合項目・不適合項目間での正答数の正答比率を算出した。この正答比率は以下の式によって算出された。  
正答比率=適合項目での正答数/不適合項目での正答数

単語条件では正答比率の平均は 2.22 ( $SD=1.07$ )、線画条件では正答比率の平均は 1.41 ( $SD=0.63$ )であった。各条件の正答比率について、対応のない t 検定を行ったところ、5%水準で有意に単語条件の正答比率が高かった。

#### 考察

単語条件においても線画条件においても、適合項目の正答数が不適合項目の正答数より高かったことから、両条件で適合性効果が生じた。そして、単語条件の方が、正答比率が高かったことから、適合性効果は単語条件の方が顕著に生じた。つまり、仮説は適合性効果についてのみ支持された。

今後の展望としては、イメージ喚起性イメージ喚起性の高い単語とイメージ喚起性の低い単語で本研究と同様の実験を行うなど、実験材料の見直しを図ることで、色彩における奇異性効果を生じさせることが可能となると考えられる。

(KOIKE Shota)

# 感情における表情の効果

齋藤悠理

キーワード：感情 表情 ポジティブ ネガティブ

## 目的

表情の研究は 1960 年代から精力的に行われてきた。研究当初は表情にはどのような感情が表れ、人はどのように認知しているのかを明らかにする研究が行われた。昨今は自己の表情によって自己の感情がどのように変化するかに関する研究が現れている。

山本・杉本・嶋田(2010)は笑顔の表情(口角を上げる)を作ることによって、喚起したネガティブ感情を減少させると報告している。これは感情を伴わなくても、表情筋をポジティブ表情に動かすことがネガティブ感情を減少させたことを示している。しかし表情筋をポジティブ表情に動かすことがネガティブ感情だけでなく、ポジティブ感情にどのような影響を与えているか、またネガティブ表情に動かすことがポジティブ感情とネガティブ感情にどのような影響を与えているかについての研究は少ない。

そこで本研究の目的は喚起した感情の中で、ポジティブ表情やネガティブ表情を作ることが感情にどのような影響を与えているかを検討することである。

仮説は以下の通りとする。

仮説 1. ポジティブ表情はポジティブ感情を増加する。

仮説 2. ポジティブ表情はネガティブ感情を減少する。

仮説 3. ネガティブ表情はネガティブ感情を増加する。

仮説 4. ネガティブ表情はポジティブ感情を減少する。

## 予備調査

### 目的

実験で喚起させるため、ポジティブ感情とネガティブ感情を喚起させる方法を検討する。

### 方法

調査対象者：H 大学生 37 名に実施した。内訳はポジティブ記述 21 名(男性 10 名, 女性 11 名)。ネガ

ティブ記述 16 名(男性 8 名, 女性 8 名)。

尺度：感情状態の測定には坂本(1997)によって作成された感情状態尺度を用いた。“陽気だ”などのポジティブな感情項目 10 個と“落ち込んだ”などのネガティブな感情項目 10 個の計 20 項目、6 件法(“0: まったくない”から“5: 非常に感じる”)で構成されている。

手続き：初めに調査対象者の感情状態を測定した。次に調査対象者にポジティブ感情を引き出すことを 3 分間記述させ、その後感情状態を測定した(ポジティブ記述群)。ネガティブ記述も同様にネガティブ感情を引き出すことを記述させた(ネガティブ記述群)。

## 結果

ポジティブ記述群ではポジティブ項目の記述前の感情項目得点と記述後の感情項目得点を  $t$  検定で分析を行った。その結果、ポジティブ感情の増加 ( $t(20)=3.20, p<.01$ )、ネガティブ感情の減少が有意に見られた ( $t(20)=4.83, p<.01$ )。またネガティブ記述群では、ポジティブ感情の減少 ( $t(15)=3.18, p<.01$ )、ネガティブ感情の増加が有意に見られた ( $t(15)=-2.95, p<.01$ )。

この結果によりポジティブ感情とネガティブ感情の喚起方法を「記述」とする。

## 本実験

### 目的

ポジティブ表情とネガティブ表情が各感情に与えている影響を検討する。

### 方法

実験参加者：H 大学の大学生 189 名(ポジティブ感情群 96 名, ネガティブ感情群 93 名)。

尺度：予備調査と同様。

表情：ポジティブ表情(口)...口角を横にひっぱり、

そのまま上に上げる。ネガティブ表情(眉)...眉の内側の両端を引き寄せる。統制表情(口)...口を軽くすぼめる。これはポジティブ表情に対する統制表情であり、口角を横にひっぱらないようにするため行った。統制表情(眉)...眉を軽く押し上げる。これはネガティブ表情に対する統制表情であり、眉を内側に引き寄せないようにするため行った。

手続き：実験参加者をポジティブ感情群、ネガティブ感情群の2つに分けた。さらにその群の中を「ポジティブ」、「ネガティブ」、「統制(口)」、「統制(眉)」の表情の4つのグループに分けた。つまり2感情×4表情の8条件に分類した。まず、参加者に1回目の感情測定を行った。次に各群のポジティブ感情とネガティブ感情を記述により喚起させた。その後2回目の感情測定を行った後、表情操作をした。その後3回目の感情測定を行い、実験を終了した。

## 結果

分析は8条件全て、記述前・記述後・表情操作後のポジティブ項目とネガティブ項目の平均得点を一元配置分散分析で分析し、その後多重比較を行った。

その結果、ポジティブ表情のネガティブ項目得点においてポジティブ感情群、ネガティブ感情群ともに有意な主効果が見られた( $F(2,44)=37.18$ ,  $p<.01$ :  $F(2,40)=11.96$ ,  $p<.01$ )。また各感情群ともに記述後よりも表情操作後のネガティブ項目得点が有意に減少していた。

ネガティブ表情のポジティブ項目得点においてポジティブ感情群、ネガティブ感情群ともに有意な主効果が見られた( $F(2,54)=7.69$ ,  $p<.01$ :  $F(2,54)=38.68$ ,  $p<.01$ )。また各感情群ともに記述後よりも表情操作後のポジティブ項目得点が有意に減少していた。

統制表情(口)のポジティブ項目得点においてポジティブ感情群、ネガティブ感情群ともに有意な主効果が見られた( $F(2,44)=6.17$ ,  $p<.01$ :  $F(2,40)=9.91$ ,  $p<.01$ )。またポジティブ感情群において記述後よりも表情操作後のポジティブ項目得点が有意に減少していた。

統制表情(眉)のネガティブ項目得点においてポジティブ感情群、ネガティブ感情群ともに有意な主効果が見られた( $F(2,42)=29.14$ ,  $p<.01$ :  $F(2,44)=8.46$ ,

$p<.01$ )。また各感情群ともに記述後よりも表情操作後のネガティブ項目得点が有意に減少していた。

## 総合考察

ポジティブ表情操作後の感情得点を記述後と比較するとポジティブ感情得点は有意差がなく、ネガティブ感情得点は減少した。これはポジティブ表情がポジティブ感情に影響を与えず、ネガティブ感情を減少したことを示している。つまり仮説1.ポジティブ表情はポジティブ感情を増加するは棄却され、仮説2.ポジティブ表情はネガティブ感情を減少するは支持された。

ネガティブ表情操作後の感情得点を記述後と比較するとネガティブ感情得点は有意差がなく、ポジティブ感情得点は減少した。これはネガティブ表情がネガティブ感情に影響を与えず、ポジティブ感情を減少したことを示している。つまり仮説3.ネガティブ表情はネガティブ感情を増加するは棄却され、仮説4.ネガティブ表情はポジティブ感情を減少するは支持された。

以上のことから表情はその表情に伴わない感情を減少する効果があることが示唆された。表情により感情喚起をすることはないかもしれないが、その表情に伴わない感情を減少し、より表情に伴う感情だけに意識を集中することができる可能性がある。笑顔というポジティブな表情を作ることによってネガティブ感情を減少し、よりポジティブ感情に集中することができ、より楽しめる状況を作れるのかもしれない。また悲しみの表情を作ることによってポジティブ感情を減少し、ネガティブ感情に集中することで、より悲しめる状況を作れるのかもしれない。本研究において表情で感情をコントロールできる可能性が示唆された。

今後の展開として、本研究では表情操作の際、顔の1部(口・眉)を指示したが、本来表情とは顔全体で表現する。そのため各表情操作の指示を顔全体にすることでより正確な表情の効果について検討することができるだろう。

(SAITO Yuri)

# 特定の他者への対人的信頼感が個人内特性としての信頼感に与える影響

佐々木若菜

キーワード：個人内特性 信頼感 対人的信頼感

## 問題と目的

「信頼」という言葉は、日常的な言葉である。信頼には様々な定義があるが、天貝(1995, 1997)は信頼感を「自分あるいは他人や他の対象に対して抱く信頼できるという気持ち」と定義し、「自分への信頼」「他者への信頼」「不信」の3つの下位概念からなるとしている。先行研究では、不登校生徒の信頼感は通常に登校している生徒よりも低いこと(橋渡・別府, 2003)や、非行少年の信頼感は一般の少年よりも低いこと(天貝, 1995)などが示されており、個人の心理社会的適応との関連が明らかになっている。ではこの信頼感はどのように形成されるのだろうか。

天貝(1995)は、信頼感は、実際の対人関係の影響を受けながら変化するものであるとしている。そして自己形成が発達課題である青年期を信頼感の再獲得・形成において重視している。青年期の自己形成は周囲の他者との親密な関係の影響を受けるという(金, 2006)。そこから、特定の他者との親密な対人関係が、個人の自他への意識である信頼感と関連していることが予想される。酒井(2002)は、信頼感を特定の他者を対象とした上で、「親、きょうだい、親友、恋人など各発達段階での重要な他者との関係における自分と相手の互いに対する存在価値を考慮し、その相手が自分の幸福を願い、裏切ることがなく、自分もその相手の幸福を願い、裏切ることがないと相手を感じているだろう」という双方向的な個人の主観的感覚である」と定義し、それを対人的信頼感とした。その定義から、対人的信頼感は個人と他者との親密な関係の中に存在する感覚であると考えられる。そこから個人が実際の対人関係において抱く対

人的信頼感は、その個人の信頼感に影響していることが考えられる。したがって本研究では以下の仮説を検証することにより、特定の他者への信頼感(以下、「対人的信頼感」と個人内特性的な信頼感(以下、「信頼感」と)との関係を明らかにし、信頼感の獲得や安定をはかる方法を探ることを目的とする。

**仮説1**：対人的信頼感は「他者への信頼」と「自分への信頼」と関連しているが、「不信」とは関連していない

**仮説2**：対人的信頼感が高いと、「他者への信頼感」は高い

**仮説3**：対人的信頼感が高いと、「自分への信頼感」は高い

**仮説4**：対人的信頼感は、信頼感を予測する

## 方法

**1. 調査対象者** 函館市内の大学生 224 名(男性：96 名、女性：128 名)。平均年齢 19.83(19~24)歳。

**2. 調査内容** 2012 年 11 月中旬から 12 月上旬にかけて質問紙調査を実施した。

(1)個人内特性としての信頼感：回答者が他者や自身に対して抱く信頼感の程度を測定するために、天貝(1995)の信頼感尺度を使用した(24 項目、5 件法)。

(2)対人的信頼感：回答者が父親、母親、親友、恋人に対して抱く信頼感を測定するために、酒井(2002)の対人的信頼感尺度青年期版を使用した(6 項目×3 か 4(恋人有)のいずれかの対象。7 件法)。

(3)信頼・不信に関する体験についての自由記述：今後の研究の参考にするため、個人の信頼感・不信感に影響を与えた出来事について自由記述で記入を求

めた。

(4)フェイス項目:フェイス項目として,学年,年齢,性別,家族の構成員,恋人の有無を尋ねた。

## 結果

### 1.各尺度構成,下位尺度の信頼性の確認 天貝

(1995)に習い,主因子法・バリマックス回転による因子分析を行ったところ,同様の3因子構造が確認されたため,各因子を「自分への信頼」,「他者への信頼」,「不信」とした(信頼性係数  $=.74$ ,累積寄与率 44.12%)。青年学生版対人的信頼感尺度は酒井(2005)に習い,「信頼している感」と「信頼されている感」の2因子構造とした(信頼性係数は対父,  $=.87$ ,対母  $=.87$ ,対親友  $=.76$ ,対恋人  $=.81$ ,累積寄与率は対父 27%,対母 69%,対親友 70.22%,対恋人 74.67%)。

2.相関分析 対人的信頼感と信頼感との関係を確認するために,恋人の有無によってデータを分け,各群を恋人有群,恋人無群とした。次に各対象への対人的信頼感の得点と信頼感の3下位尺度(自分への信頼,他者への信頼,不信)の得点を算出し,単相関係数を算出した。その後相関分析を行った結果,恋人有群において,母親への信頼感と自分への信頼との間に有意な正の相関がみられた( $r=.729, p<.05$ )。

3.重回帰分析 相関関係がみられた母親への信頼感の全ての項目と「自分への信頼」の関係を探るため,「自分への信頼」を従属変数,母親への信頼感の6項目を説明変数としてステップワイズ式により重回帰分析を行なった。その結果,母親への信頼感のうち「母は私と一緒にいてしあわせだと思う」の1項目のみが「自分への信頼感」に対して強い影響力を持つことが示された( $\beta=.93, R^2=.88$ )。

## 考察

自分への信頼に影響を与えていること,不信にはどの他者への信頼感にも影響を与えていないことが示され,仮説1と3は部分的に支持された。しかし,特定の他者への信頼感と他者への信頼との間に有意な相関はみられず,仮説2は支持されなかった。山岸(1998)は,個人のよく知る相手への信頼はその相手と過ごした経験から得た相手に関する知識によるとし,そうして得られる信頼を「人間関係的信頼」とした。本研究では,具体的な信頼の対象に,父,母,親友,恋人を選んだが,これらの対象はよく知る人物であり,そのような関係における信頼には「人間関係的信頼」的な側面があると思われる。そのような信頼はその対象に限定的なものとみなされ,他者一般への信頼とは結び付かなかったものと思われる。また,回帰分析の結果,母親への信頼感の項目の1つが「自分への信頼」を予測することが示され,仮説4は部分的に支持された。親子関係と大学生の自我発達の関連を調べた研究によると,大学生では母親がより直接的に自身と関わりを持つと認知をしているという(王,2005)。これより,大学生の親子関係では父よりも母の影響の方が大きい可能性が考えられる。恋人のいる学生にのみ,母親への信頼感が自分への信頼感に影響を与えていたことについては,岡本(1999)の研究結果が参考になる。岡本は,青年期において,娘が異性と親密になると母親は娘を支援し,それが父との関係の違いを生み出すとしている。ここから,恋人の有無により親子関係に差異が生じ,父母での信頼感に差が出たことが予想される。しかし,本研究では親子の性差は考慮しておらず,本見解の妥当性を確認できなかった。したがって,対人的信頼感の対象と信頼感における性差の検討を今後の課題とする。また,調査対象者の学年にも課題があった。対人的信頼感を抱く相手の重要度は発達に伴い変化するという(酒井,2005)が,本研究の対象者の多くが大学1~2生であったため,発達の観点からは偏りのあるデータであった。今後は対象者の学年や年齢を考慮してデータを収集し,発達の差を確認する必要があるだろう。

相関分析の結果,恋人有群で,母親への信頼感が

(SASAKI Wakana)

# 方向音痴からの改善

## 記憶と弁別的方法

笹島叶絵

キーワード：方向音痴、記憶と弁別、方向感覚質問紙

### 目的

ある場所から別の場所に移動することは人間の日常生活において必要不可欠な行為である。移動行動に関する研究として、竹内(1990:1992)は自己評定のよる方向感覚を測定する方向感覚質問紙(Sense of Direction Questionnaire:SDQ)を作成した。そして目印となるものの記憶や場所の違いの弁別、及び経路の知識に関する「記憶と弁別」因子と方位の認知や方向の回転、及び地図の読み取りに関する「方位と回転」因子の 2 因子で構成されているとした。八木・畑中・佐藤・菊地(2007)は SDQ の「方位と回転」因子が移動行動の成績を予測可能であるとし、「方位と回転」因子、「記憶と弁別」因子から作成された各尺度得点の低群は方向音痴である可能性を示した。

新垣(1998)は方向音痴の定義に「同じ場所に二度繰り返して行ったときに、正しく指示できない」を挙げ、認知地図を構築する段階において移動に役立つ情報に注意が向いていない、獲得した情報を認知地図の構成に生かせない、獲得した情報を移動行動の場面でうまく利用できないことなどの問題があることを明らかにした。また、初めて訪れた土地でも分岐において地標(landmark)と進む方向がわかっているならば指定された経路を正しく歩くことができることがわかっている(東山,2008)。

本研究では、方向音痴は「記憶と弁別」因子に対応する能力が低いこと、方向音痴を改善するためには「記憶と弁別」因子に対応する能力を向上させることに重点をおいて検討する。

### 本研究の仮説

**仮説 1** 記憶と弁別因子が高い人の方が記憶と弁別因子が低い人よりも、同じ場所を二度繰り返して通

る際、一度目に通る時に地標に意識を向けさせることで移動に役立つ情報を正確に獲得し、二度目に通る時に情報をうまく利用し正答数が多い。

**仮説 2** 記憶と弁別因子が低い人でも、同じ場所を二度繰り返して通る際、一度目に通る時に分岐での地標に意識を向けさせることで移動に役立つ情報を正確に獲得し、二度目に通る時にうまく利用し正答数が多い。

### 予備調査

#### 方法

北海道教育大学学生 165 名に質問紙調査を行った。質問紙は SDQ(竹内,1990:1992)と八木・畑中・佐藤・菊地(2007)が使用した質問項目の計 55 項目を用いた。また本実験の協力を求めるため、連絡先の記述を任意で求めた。

#### 結果

因子分析(主因子法、バリマックス回転)の結果、第 1 因子として「記憶と弁別」因子、第 2 因子として「方位と回転」因子が最も妥当だとして採用した(27 項目 2 因子)。各因子に 0.60 以上の高い負荷を示した 6 項目ずつを選出して「記憶と弁別」尺度 ( $r=0.83, M=20.54, SD=4.72$ )、「方位と回転」尺度 ( $r=0.88, M=12.67, SD=4.76$ )とし、各尺度得点の理想的中間点(18 点)を基準にそれぞれ高群と低群を設定した。

### 本実験

#### 方法

**実験参加者** 予備調査で連絡先を記入した協力者のうち、記憶と弁別尺度得点高群 14 名、低群 16 名であった。

**実験器具** ビデオ提示課題に用いたビデオは車を用いた移動を撮影したもので、助手席に座って前方を見た時の視野とほぼ一致するものであった。ルートは偏りの無いように住宅街と駅前などの商店街を含んだ経路とした。また、視覚的検討を行うため無音のビデオとした。写真同定課題に用いた写真はビデオ提示課題の静止画に、建物などを一部隠すなどの加工をして作成した。問題は大問1から大問3まであり、大問1では交差点の進み方、大問2では交差点での建物について、大問3では交差点ではない道中にある建物についての問題とした。写真課題の順番はビデオ提示課題の提示順とした。

**手続き** まず、実験参加者にはビデオ提示課題を観察してもらった。観察しながら何を考えているか発話してもらった群(記憶と弁別尺度得点高群(高群)、記憶と弁別尺度得点低群(低群))と、特に交差点で目印となると考えられる建物に意識して発話してもらった群(記憶と弁別尺度得点低群(低群))にわけた。その後、写真同定課題を用いてビデオ提示課題で通った道路にある建物についてと、交差点の進路を解答させた。

### 結果と考察

写真同定課題の正答数と高群・低群・低群の3群間で一元配置分散分析と多重比較を行った結果、高群の方が低群と低群より有意に正答が多く( $F(2,25)=11.80, p<.01$ )、記憶と弁別因子が高い人が低い人より正答数が多かったため仮説1は支持された。大問別に一元配置分散分析と多重比較を行った結果、大問3において高群が低群と低群よりも有意に正解数が多く( $F(2,25)=8.04, p<.01$ )、方向音痴の人は交差点以外の道中の建物を記憶することは苦手だと考えられる。

写真同定課題の問題ごとに正答率と誤答率を求め、カイ自乗検定とそれぞれの残差分析を行った。その結果、問題別に検定結果パターンを「全員正解」「有意差なし」「高群より低群と低群の方が、正解者が有意に多い」「低群より高群と低群の方が、正解者が有意に多い」「低群と低群より高群の方が、正解者が有意に多い」「低群の正解者が有意に少ない」の6種類に分類した。

検定結果パターン件数をカイ自乗検定したところ有意な差がみられた( $\chi^2(5)=47.97, p<.01$ )。残差分析の結果、「低群より高群と低群の方が、正解者が有意に多い」問題が有意に多かった。記憶と弁別因子が低く教示の際に分岐での建物に意識をしてもらった群が、記憶と弁別因子が低く教示を行わなかった群より成績が良かった問題が多く、交差点に意識をもって道順を記憶することで移動成績の向上につながったことが考えられ、仮説2の一部を支持する結果が出た。大問別に検定結果パターン別のカイ自乗検定を行ったところ、有意な差がみられた( $\chi^2(5)=101.87, p<.01$ ;  $\chi^2(5)=128.63, p<.01$ ;  $\chi^2(5)=48.67, p<.01$ )。残差分析の結果、大問1と大問2において「低群より高群と低群の方が、正解者が有意に多い」問題が有意に多く、大問3では「低群の正解者が有意に少ない」問題が有意に多かった。記憶と弁別因子の低い人が、分岐に意識をさせるかの教示の違いによって成績に変化があった問題が大問1と大問2に多かったことから、教示による効果があったことがわかる。また、分岐に意識をもたせる教示によって分岐以外の建物への意識が削がれたことがわかった。

### 総合考察

今回の研究で記憶と弁別能力の違いによって移動成績に違いが出ること、道順に対する意識の違いによって移動成績に違いが出るようになった。交差点での建物を意識させることで方向音痴だと思われていた記憶と弁別因子の低い人の移動成績を多少向上させることができた。交差点の建物を意識することで、分岐の進路にも注意が向き建物と関連付けて憶えようとする傾向が見られ、移動行動にあまり必要とされていない道中での建物の情報をあまり憶えない。よって交差点での記憶が強く残り、移動の道のりを全て憶えようとするよりも道に迷わず目的地に辿りつける可能性が示唆された。

(SASAJIMA Kanae)

# 痩身に対するメリット感が痩身願望に与える影響

柴田章

キーワード：痩身願望，メリット感，性差

## 問題と目的

### 痩身願望とメリット感

日本ではダイエットと呼ばれるような痩身行動経験者が多く、幅広い年代にわたり痩身願望を持つ人がいる。健康的な体重を目指すのではなく健康的とはいえない低体重を目指す場合もあり、標準的なBMIであるにも関わらず低体重を目指すことは、特に女性に多くみられる(田中, 2001)。このような痩身願望は、痩身に対してポジティブな印象を持ち、痩身に対するメリット感を持つ事と関係している(馬場・菅原, 2000)。馬場・菅原(2000)は、「メリット感」が痩身願望に与える影響を明らかにした。この痩身に対する「メリット感」は、「痩せたら性格が明るくなる」、「痩せたらおしゃれになれる」といった痩せることによる幸福感を表す。「メリット感」は、痩身に対する「得」の意識であり、痩せることによってポジティブな考えを抱きやすい人は、痩身願望も高くなると予測できる。そこで本研究では、不健康な痩身行動を起こす痩身願望と、痩身願望に対する「メリット感」の関係について検討する。

仮説1 痩身に対するメリット感は痩身願望を促進する。

### 痩身に対する性差について

次に、痩身に対する性差について検討を行う。男性より過度の痩身行動が女性にみられる要因の一つとして、女性の痩せた体を美しいとするイメージがあることが考えられる(柏木, 1972)。過度な痩身願望を持つことにより生じる摂食障害の性差について見ると、女性の発症率は男性の約10倍である(中井, 2002)。このような女性らしさのイメージと結びついた痩身が、痩身願望やメリット感を強くすると考えられる。

仮説2 痩身に対するメリット感は痩身願望を促進する。

### メリット感の分類

探索的関心として、本研究ではメリット感の新たな分類を行なう。浦上ら(2009)の研究では、メリット感とは「自己視点のメリット感(痩せることで自分に自信を持つこと)」と「他者視点のメリット感(痩せることで周囲から肯定的な評価を獲得できること)」の2つに分類されている。先に述べたように、痩せることが女性らしいと捉えられやすいことや、男性よりも女性の方が痩身に対して強いこだわりがみられることから、特に女性らしさに関する因子が確認されると考えられる。そこで、痩身に対する「メリット感」には痩身願望に与える他の要因もあると考え、新たに因子構造を確認し、メリット感の尺度を作成することとした。

## 方法

### 予備調査

調査時期 2012年7月に行った。

調査対象者 北海道教育大学の学生20人(男性3名, 女性17名)に実施した。

調査内容 メリット感尺度の因子構造の確認及びメリット感尺度と痩身願望の関連を検討するために、メリット感尺度を作成した。「痩せることで生じるメリット」、「痩せることで生じるデメリット」、「痩せている人をどう思うか」の3項目について自由に記述させ、回答を求めた。フェイスシートには性別のみの記入を求めた。

結果 「痩せることで(は)~」で始まる質問50項目からなるメリット感尺度を作成した。

## 本調査

**調査時期** 2012年10月に行った。

**調査対象者** 北海道教育大学・はこだて未来大学の学生241名(男性49名,女性151名)を対象とし,平均年齢は20.12歳( $SD = 1.31$ )であった。

**調査内容** 予備調査で作成したメリット感尺度に関する項目と,馬場・菅原(2000)の瘦身願望尺度に関する項目に5件法で回答を求めた。フェイスシートには,性別・年齢・身長・体重の記入を求めた。

## 結果と考察

### 各尺度について

**瘦身願望尺度** 馬場・菅原(2000)の研究にならい,瘦身願望尺度全11項目に主成分分析による因子分析を行った。分析の結果,第1主成分の寄与率は65.82%と高く,第2主成分は7.13%と第2主成分以下の寄与率を大きく上回っており,強い1次元構造がみられた。また,第1主成分に対する各項目の負荷量は全て.68以上と高いことから,全11項目を瘦身願望尺度の尺度項目として採用した。なお,尺度の係数は.95と高い値を示した。

**メリット感尺度** メリット感の全50項目を用いて主因子法・バリマックス回転による因子分析を行った。分析の結果,回転後の固有値は,順に12.41,2.53,1.37,1.21,1.09(以下省略)というものであり,第5因子までの累積寄与率は60.91%であり,全27項目の5因子構造が妥当であると考えられた。尺度の係数は全て0.95以上であり,高い値を示した。

メリット感については,先行研究にあった「自己視点」と「他者視点」に加えて「積極性(瘦身により前向きになるといったポジティブな変化)」、「外見の美化(瘦身によりスタイルが良くなったりおしゃれになったりすること)」、「羨望(瘦身によりモデルやアイドルのようになれること)」の因子が確認された。「外見の美化」、「羨望」のように,女性的なイメージと関連した因子がみられた。

### 性差の与える影響

性差の影響では,メリット感得点男女の性別2群の一要因分散分析を行った。男性のメリット感得点の平均値=2.60( $SD = 0.79$ ),女性のメリット感得点の平

均値=3.19( $SD = 0.64$ )であった。分析の結果,メリット感は男性と女性の間で有意な差がみられた。 $(F(1, 238) = 40.72, p < .01)$ 。次に瘦身願望得点男女の性別2群の一要因分散分析を行った。男性の瘦身願望得点の平均値=1.82( $SD = 0.89$ ),女性の瘦身願望得点の平均値=2.90( $SD = 0.88$ )であった。分析の結果,瘦身願望は男性と女性の間で有意な差がみられた $(F(1, 238) = 83.12, p < .01)$ 。従って仮説2は支持された。女性は男性よりも,メリット感を強く持ち,瘦身願望も強く持つと考えられる。

### メリット感が瘦身願望に与える影響

瘦身願望得点を目的変数,メリット感得点全体を説明変数として,ステップワイズ法で回帰分析を行った結果,メリット感が瘦身願望を強めることが示された( $\beta = 0.67, p < .01$ )。従って,メリット感が瘦身願望を促進する結果となり,仮説1は支持された。加えて瘦身願望得点を目的変数,メリット感の各因子を説明変数として,ステップワイズ法で回帰分析を行った結果,「積極性」と「自己視点」が瘦身願望を強めることが示された( $\beta = 0.43, p < .01$ ) $(\beta = 0.31, p < .01)$ 。「外見の美化」のような,瘦身によって見た目が変化することよりも,「積極性」、「自己視点」のように瘦身により内面が変化するメリットの方が,瘦身願望に影響しているといえる。よって,瘦身行動は単純に容姿や外見を変化させ,良くするための手段としてだけではなく,人格的な成長の手段として行われているのではないかと推測することができる。

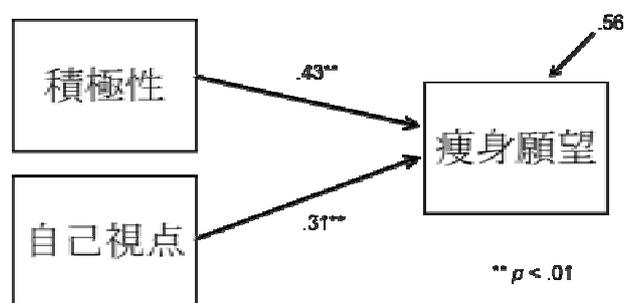


図1 瘦身願望に対するメリット感の影響

(SHIBATA Aki)

# 「ツンデレ」に通じるゲイン ロス効果の実験

## 他人から受ける好意的・非好意的言葉

島津 和哉

キーワード：ゲイン-ロス効果 対人魅力

### はじめに

#### 問題

近年、「ツンデレ」という言葉が人々の中に広く定着しつつある。「ツンツンしている(敵対的)面」と「デレデレしている(過度に好意的)面」の二面性をあわせもつ人物がいて、その二面性のギャップが当人の魅力を効果的に引き立てている場合にツンデレと呼ぶと説明されることが多い(杉浦, 2008)。

これに非常に近いのが、対人認知上の「ゲイン ロス効果」である。ゲイン ロス効果とは、自分をあまりよく思っていなかった人が、次第に自分に好意的に振る舞うようになったとき、その人が初めから自分に好意を示していた場合よりも強い好意をその人に感じる、といったことである(岡本, 1986)。

ゲイン ロス効果を実証的に検証することに成功したのが、Aronson&Linder (1965)である。彼らは実験により、相手が非好意的から好意的に変わった場合の方が、その人が終始好意的な場合よりも強い好意を相手に抱き、非好意の場合も逆のことが言えることを見出したのである。

ゲイン ロス効果は、日常でもわれわれがしばしば経験するだけでなく、社会的にも現代のわれわれの生活に非常に密接しているといえよう。しかし、この実験は女性間におけるゲイン ロス効果を調べたもので、男性間については研究されていない。対人魅力の分野においては数多くの性差がみられるため、女性間においてはゲイン ロス効果が有効ではあるが、男性間においては実はそうでないという可能性も十分に考えられる。このような性差を知ることは、対人関係において重要な位置を占めるコミュニケーション、そのスキルを高める上で意義のあることである。

#### 目的

以上を踏まえ、本研究では Aronson&Linder の実験をもとに実験を行い、女性間ではなく男性間のゲイン ロス効果について検討していく。もしそこで有意差がみられれば、ゲイン ロス効果の有無に、男女間の性差はみられないということになり、もし有意差がみられなければ、男性間においてはゲイン ロス効果が有効でないということになる。

仮説 男性間においてもゲイン ロス効果がみられる

### 方法

#### 予備調査

本実験においてサクラ(後述参照)が使用する好意的な言葉、非好意的な言葉を選定するため、独自に予備調査を実施した。参加者は北海道教育大学の学生 30 名。参加者には実験者が準備した用紙に、他人から言われて「好意的」と感じる言葉、他人から言われて「非好意的」と感じる言葉を思いつく限り書き出してもらった。そこで得られた言葉のうち、実験で使用するには明らかに相応しくない言葉を省き、集計して、比較的頻出度の高いものから順番に本実験で使用するようにした。

#### 実験参加者

参加者は、北海道教育大学学生 1 年生から 4 年生の男子学生 24 名。なお、参加者とサクラ(後述参照)は面識がない者同士とした。

#### 手続き

観察室は二部屋つづきの部屋の一方で、観察者からだけ他方の部屋が見えるようにマジックミラーがついており、マイクを通してその部屋の会話も聞こえるようになっていた。そこで、実験者は、「この実験はもう一人の学生が参加者になるので、アシスタントに

なってほしい」と依頼した。実際には、参加者だと思っている「もう一人の学生」はサクラであり、自分でアシスタントだと思っている参加者が実際の実験対象になっていたのである。

そして、実験者は「これは言語の条件付けの実験です」と実際とは異なる実験目的を言い、「アシスタント」の仕事について説明した。

実験者と「アシスタント」は、順番に交代しながら、それぞれ計七回ずつ参加者と会話する。「アシスタント」は「参加者」(サクラ)とは、映画や学校、教師、学科、人生観、生き立ち、など無難な話題について話すように求められた。実験者とサクラが話している間は、参加者(「アシスタント」)は観察室でその会話を聞いており、その会話の中で、サクラは参加者に対する好悪判断を変化させていった。

「参加者」が「アシスタント」に対する感情を表明することが自然に見えるために、「アシスタント」には「参加者」は印象形成の実験という名目で実験に参加してもらっていると説明した。

サクラが「アシスタント」を評価した際の説明をする。評価は予備調査で得た結果をもとに行われた。〈好意 非好意条件〉では、サクラは最初の三回は参加者について好意的なことを言い、四回目には最初は好意的なことを言うが、後半には非好意的なことを言うようにし、残りの三回は全くの非好意的なことを言うようにした。〈非好意 好意条件〉についてはその逆である。〈好意 好意条件〉では、毎度好意的なことを言うようにし、〈非好意 非好意条件〉では毎度非好意的なことを言うようにした。

「言語の条件付け」の実験が終わり、参加者がサクラの自分に対する評価を七回聞き終わった時点で、参加者のサクラに対する好悪を、Rubin(1970)によって作成され、藤原ら(1983)によって邦訳されている好意尺度の一部項目を省いたものを用い、測定した。

表1 参加者とサクラの役割関係

	参加者からみた役割	本当の役割
参加者	「印象形成」の実験の参加者と偽って、「言語の条件付け」の実験の「アシスタント」をする	参加者
サクラ	参加者が「印象形成の実験」の相手参加者だと思いこみ、「言語の条件付け」の実験の「参加者」になっている	「参加者」を装いながら、参加者への好悪の感情をシステムティックに変化させて表明し、参加者の好悪判断の標的になる

## 結果

参加者のサクラに対する好悪判断の得点で、条件ごとに平均値と標準偏差を算出し、その条件間で多重比較を行った(図1参照)。

これによれば、〈好意 好意条件〉で最も得点が高く、順に〈非好意 好意条件〉、〈好意 非好意条件〉、〈非好意 非好意条件〉と得点が低くなっている。〈好意 好意条件〉と〈非好意 非好意条件〉との間でのみ有意な差がみられ、その他の条件間では有意な差はみられなかった。

図1 サクラに対する好悪判断の得点比較

実験条件	平均値	標準偏差
1 非好意 好意条件	+2.60	2.91
2 好意 好意条件	+4.22	2.94
3 非好意 非好意条件	-2.14	3.46
4 好意 非好意条件	+0.00	2.86

2と3の条件間は $p < 0.05$ の有意差あり  
その他の条件間では有意差なし

## 考察

本研究ではゲイン ロス効果を確認することができず、よって仮説は支持されなかった。つまり、男性間においてはゲイン ロス効果が有効でないということになる。

また、図1より〈好意 好意条件〉は〈非好意 非好意条件〉よりも、サクラに対して有意に好意的になっていることがわかる。これにより、人は自分を好いてくれる人を好きになるという、対人魅力の規定因の1つである「好意の返報性」の効果の大きさについて再確認できたといえよう。

しかしながら、本研究において、参加者の人数が不十分であったことは否めない。Aronson&Linderの実験では、80人の参加者で実験が行われたが、本研究では24名と前者に比べ圧倒的に少数であった。よって、必要数のデータが得られず、予測していた結果が得られなかったという可能性が考えられる。

(SHIMAZU Kazuya)

# 人格特性及び対人関係が大学生の主観的幸福感に与える影響

東海林志織

キーワード：主観的幸福感，外向性，情緒不安定性，最も親しい友人の主観的幸福感

## 問題と目的

近年，人間のポジティブな感情への関心が高まってきた。ポジティブな感情に関する研究の中でも，個人がどれだけ幸せであると感じながら生きているかを把握することを目的とする研究が，主観的幸福感に関する研究である(石井，1996)。主観的幸福感を高めるためには，人生に対する満足感と肯定的感情が高く，否定的感情が低いことが重要である(寺崎・綱島・西村，1999)。本研究においては，寺崎他(1999)の定義を踏まえ，主観的幸福感を「感情的側面と認知的側面から構成される」ものとする。

主観的幸福感に関する先行研究として，門田・寺崎(2005)は，人格特性が主観的幸福感に与える影響を示した。門田他(2005)の研究に基づくと，人格特性の中でも特定の特性が主観的幸福感に強く影響を及ぼしていると考えられる。そこで，本研究では，外向性および情緒不安定性と主観的幸福感の関連を検討する。仮説1として，外向性が高いほど主観的幸福感が高く，情緒不安定性が高いほど主観的幸福感が低いと考えられる。

また，西隅(2002)は，最も親しい友人の主観的幸福感が自分自身の主観的幸福感に影響を与えていることを明らかにした。しかし，西隅(2002)では，最も親しい友人の性別を検討していない。斎藤(1996)は，青年期の友人関係には，学校を通じて知り合った同性の友人が中心的な位置を占めていることを示した。したがって，本研究では，最も親しい同性の友人及び異性の友人について考えてもらい，検討する。仮説2として，最も親しい同性の友人の主観的幸福感が高いほど自分自身の主観的幸福感が高いと考えられる。

さらに，高齢者を対象とした主観的幸福感に関する

研究は数多く行なわれている(e.g.安永・谷口・徳永，2002)が，大学生を対象とした研究は多くはない。加えて，大学生の人格特性及び対人関係と主観的幸福感についての研究もそれほど行なわれていない。

よって，本研究では，人格特性及び対人関係が大学生の主観的幸福感に及ぼす影響について検討することを目的とする。

## 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234名が対象とされた。

### 調査時期

2012年7月及び10月に実施された。

### 調査方法

個別記入式の質問紙を用いた。大学教員に調査協力を依頼し，講義時間内に質問紙を配布し，集団で調査を実施した。

### 調査内容

フェイスシートで学年，年齢，性別が尋ねられ，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。

(1)人格特性：並川・谷・脇田・熊谷・中根・野口(2012)のBig Five尺度短縮版が使用された。29項目7件法で回答が求められた。

(2)主観的幸福感：伊藤・相良・池田・川浦(2003)の主観的幸福感尺度が使用された。自分自身の主観的幸福感について，15項目4件法で回答が求められた。

(3)最も親しい同性の友人の主観的幸福感：西隅(2002)の調査方法を参考に，伊藤ら(2003)の主観的幸福感尺度の項目中の「あなた」を「最も親しい同性の友人」に変更して用いた。

(4)最も親しい異性の友人の主観的幸福感：西隅(2002)の調査方法を参考に、伊藤ら(2003)の主観的幸福感尺度の項目中の「あなた」を「最も親しい異性の友人」に変更して用いた。

### 結果

仮説 1 を検証するために外向性，誠実性，情緒不安定性，開放性，調和性を独立変数とし，主観的幸福感を従属変数とする重回帰分析(ステップワイズ法)を行なった。その結果，外向性(  $r = .39, p < .01$  )，誠実性(  $r = .12, p < .05$  )，開放性(  $r = .22, p < .01$  )から有意な正の標準偏回帰係数が得られた。情緒不安定性(  $r = -.24, p < .01$  )から有意な負の標準偏回帰係数が得られた。調和性は有意ではなかった。

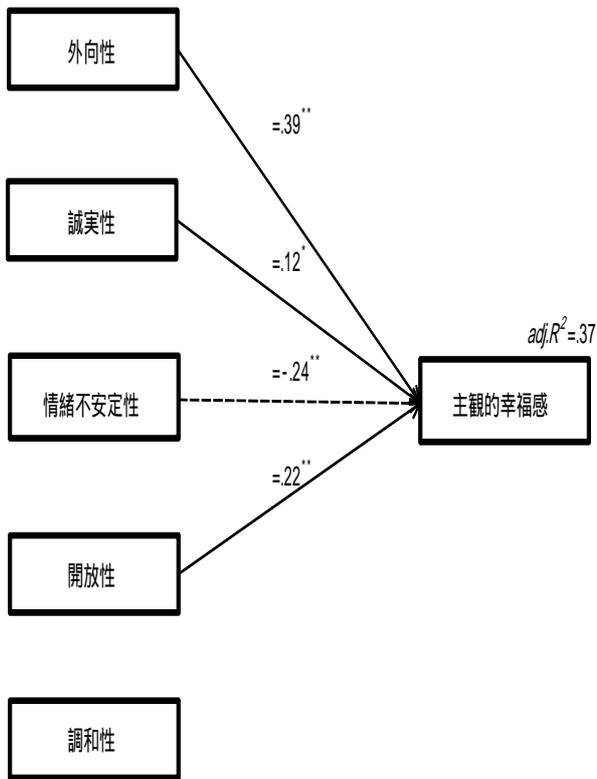


図1 主観的幸福感を従属変数とした重回帰分析(N=191)

仮説 2 に関して，大学生の友人関係に関する研究では性差が認められているため(e.g.和田，1993)，本研究においても男女別に分析を行なった。欠損値のなかった男性 63 名による分析の結果，「最も親しい同性の友人の主観的幸福感」(  $r = .37, p < .01$  )と「主観的幸福感」の間に有意な正の相関があることが示された。「最も親しい異性の友人の主観的幸福感」と「主観的幸福感」の間には有意な相関はみられなかった。欠損値のなかった女性 128 名による分析の結

果，「最も親しい同性の友人の主観的幸福感」(  $r = .39, p < .01$  )，「最も親しい異性の友人の主観的幸福感」(  $r = .19, p < .05$  )と「主観的幸福感」の間に有意な正の相関があることが示された。

### 考察

本研究の目的は，人格特性及び対人関係が大学生の主観的幸福感に及ぼす影響について検討するであった。分析の結果，外向性的傾向の高いほど主観的幸福感が高くなり，情緒不安定性の傾向が高いほど主観的幸福感が低くなることが示された。よって，仮説 1 は支持されたと言える。さらに，分析対象者が男性，女性のいずれの場合も，最も親しい同性の友人の主観的幸福感の高さと自分自身の主観的幸福感の高さに関連が示された。よって，仮説 2 は支持されたと言える。

本研究の結果，外向性，情緒不安定性，誠実性，開放性が主観的幸福感に影響を与えることが示された。よって，主観的幸福感をより高めるためには，他者とのコミュニケーションを図ったり，落ち着いて物事に取り組んだりするなどして，外向性や誠実性，開放性を高め，情緒不安定性を低めることが効果的であると考えられる。また，男性は最も親しい同性の友人の主観的幸福感の高さと自分自身の主観的幸福感の高さに関連があり，女性は最も親しい同性の友人の主観的幸福感の高さ，最も親しい異性の友人の主観的幸福感の高さとともに自分自身の主観的幸福感の高さと関連があることが示された。したがって，男性の場合は最も親しい同性の友人の主観的幸福感が高まるような行動をすることで，自分自身の主観的幸福感を高めることができると考えられ，女性の場合は，最も親しい同性の友人と最も親しい異性の友人の主観的幸福感が高まるような行動をすることで，自分自身の主観的幸福感を高めることができると考えられる。

(SHOJI Shiori)

# メガネの形態的特徴が対人印象に与える影響について

東海林 澗

キーワード：メガネ、対人印象、就職活動

## 目的

メガネには、視力矯正目的以外にも、かけるだけで他者に与える印象(対人印象)を変化させるというファッションアイテムとしての一面も持つ。メガネの有無が対人印象に与える影響について、斉藤(1978)の研究では、メガネをかけているときはかけていないときよりも、より勤勉で真面目であり、責任感があるが病弱であるというように判断されている。また、Thornton(1944)や Argyle & McHenry (1971)の研究から、メガネの着用による対人印象の変化が最も効果的に得られるのは、写真による呈示のときであり、特に知性向上の面で効果が大きいということがわかっている。

そこで本研究では、写真による呈示で知性を効果的に発揮したい状況として、就職活動の書類選考場面を設定し、正面から見たメガネを形成する「フレームパターン」「レンズ上部の形」「レンズ下部の形」の3カテゴリの組み合わせに着目してメガネのデザインを分類し、どのようなデザインをもつメガネをかければ、就職活動において有利な対人印象を与えることができるかを検討する。

## 調査

### 目的

メガネのデザインごとにメガネ単体の印象を測定し、調査に用いるために異なる印象を持つメガネを選定する。

### 調査対象者

H 大学に通う大学生 155 名。性別の内訳は男性 64 名、女性 91 名、平均年齢は 20.41 歳( $SD$  1.95)であった。

### 実験器具

質問紙調査を行った。構成は以下のとおりである。

メガネ画像 メガネ試着用のアプリケーションソフトウェア「メガネおためし君(販売元：Paris Miki Holdings Inc.)」からフレームが黒いメガネの画像を抽出し、井上・中村・伊藤・関口(2005)のメガネの認知部位カテゴリの中から、フレームパターンカテゴリとレンズ上部・下部のカテゴリにあてはめてメガネのデザインを分類した。その結果、16 種類のカテゴリができ、それらに基づく 16 種類のメガネが抽出された。

印象評定に用いた形容詞対 KJ 法を用いて、メガネ単体がもつ印象を測定する形容詞 20 対を作成し、7 件法でたずねた。

### 結果

得られた評定値について因子分析(主因子法・バリマックス回転)を行った結果、メガネのイメージを構成する因子として「洗練・活発性(リア充因子)」「成熟・重厚性(頑固な目上因子)」「知性(できる人因子)」「存在感(影の濃さ因子)」が抽出された。累積寄与率は 51.91%であった。16 メガネごとの平均下位尺度得点について各因子で分散分析を行った結果、すべての因子で有意差が出た( $F(15,901)=34.13, p<.01$ ;  $F(15,901)=4.51, p<.01$ ;  $F(15,901)=7.78, p<.01$ ;  $F(16,901)=25.21, p<.01$ )ため、5%水準で多重比較(Tukey の HSD 法)を行った。多重比較の結果に基づいて 16 メガネそれぞれを各因子について上位群・中位群・下位群に分類し、メガネがもつ印象パターンを決定し、印象パターンの異なる 11 メガネを抽出した。

## 調査

### 目的

調査で抽出したメガネを人の顔にかけて対人印象を測定し、就職活動に有利なメガネを検討する。

## 調査対象者

一般の社会人・大学生 131 名。性別の内訳は男性 56 名、女性 73 名、無記入 2 名、平均年齢は 21.90 歳( $SD$  9.77)であった。

## 実験器具

質問紙調査を行った。構成は以下のとおりである。

## 刺激写真

個々の顔が持つ特徴の影響をなくすために、男女各 10 名ずつの顔画像をもとに男女の平均顔を作成した。調査で選定したメガネ 11 種類に裸眼条件を加えた 12 種類×男女で計 24 種類とした。

印象評定に用いた形容詞対 庄山・浦川・江田(2004)が用いた、リクルートスーツのシャツの色からもたらされる、就職活動時の印象を評定するための形容詞 25 対を用いて 7 件法でたずねた。

## 結果・考察

得られた評定値について因子分析(主因子法・バリマックス回転)を行った結果、第 4 因子まで抽出されたが、第 2 因子までの項目で就職活動時の印象をおおむねカバーできていると判断したため、第 2 因子までを採用した。第 2 因子までの累積寄与率は 37.17%であった。第 1 因子を「洗練性・能動性」と名付け、第 2 因子を「実直さ」と名付けた。

男女別に、メガネごとに各因子の平均下位尺度得点を求め、各因子について分散分析を行った結果、男性における「洗練性・能動性」( $F(11,356)=11.21, p<.01$ )、「実直さ」( $F(11,356)=2.73, p<.01$ )、女性における「洗練性・能動性」( $F(11,359)=9.00, p<.01$ )において有意な差が見られたが、女性の「実直さ」では有意な差がみられなかった( $F(11,359)=.90, ns$ )。有意な差が見られた因子について男女別に 5%水準で多重比較(Tukey の HSD 法)を行った。多重比較に基づいて、各因子の 12 条件を上位群・中位群・下位群に分類し、男女別に、メガネ 12 条件ごとに各因子について対人印象パターンを決めた。

## 総合考察

得られた対人印象の因子についてみると、「実直さ」の得点が高いほど責任感があり真面目で、低いほどだらしがなく無責任であるとしたため、就職活

動に有利なメガネの第 1 条件として「『実直さ』を低めない」メガネであると判断した。かつ、「洗練性・能動性」の得点が高いほど明るく積極的で堂々としているタイプで、営業や接客業に有利であると判断したため、男女ともに GML(ナイロールフレーム・レンズ上曲線・レンズ下直線)のメガネ(表 1)が有利であり、加えて女性は ILL(セルフフレーム・レンズ上直線・レンズ下直線)と DLO(縁あり・レンズ上直線・レンズ下 V 字)のメガネも有利であると示唆された。また、「実直さ」が低められず、「洗練性・能動性」の得点在中程度であれば、平凡だが「和を重んじる」タイプであるとし、事務業などに有利であると判断したため、男女ともに DLL(縁あり・レンズ上直線・レンズ下直線)のメガネ(表 2)が有利であり、加えて男性は DMO(縁あり・レンズ上曲線・レンズ下 V 字)のメガネも有利であると示唆された。

今後の課題として、メガネのデザインのより厳密な分類が必要になるだろう。また、本研究では斉藤(1978)のようにメガネ条件のすべてが、勤勉で病弱だが知能が高く、責任感があるという方向に印象を動かしているわけではなく、活発だがだらしなく、無責任であるという方向に印象を動かしたメガネ条件も存在した。このため、本研究で取り扱った就職活動の書類選考以外にも、いわゆる「婚活」と呼ばれる結婚相手を見つける活動、特にお見合い写真において、知的能力や責任感だけではなく、安心感・包容力や魅力を演出することもできるなど、メガネの多彩な活用が期待できる。



表 1 GML のメガネ



表 2 DLL のメガネ

(SHOJI Mio)

# 大学生の家族機能およびソーシャルスキルと

## アダルト・チルドレン傾向の関連性

武田友里

キーワード：AC 傾向、家族機能、ソーシャルスキル、対人援助職

### 問題と目的

機能不全家族(Dysfunctional family)に育って大人になった人たちは、アダルト・チルドレン(Adult children, 以下AC)と呼ばれている(斉藤, 1996)。ACと呼ばれる人々は、自尊心が低く、周囲が期待しているように振る舞おうとする等の特徴があり、社会での「生きにくさ」を感じている(諸井, 2007)。本研究ではACを「何らかのトラウマをもたらす家族(機能不全家族)に埋め込まれた子ども」と定義し、どの家庭にも生じうるものと捉え、AC傾向(諸井, 2007)について検討する。

家族機能とは、家族の関係性の維持に関わる機能のことである(溝上, 2010)。Olson(1985)は、家族機能のタイプを、凝集性と適応性からなる円環モデルで提示した。このモデルでは、両次元とも中間レベルにある「バランス群」、どちらか一方の次元が中程度で他方が極端な「中間群」、両次元とも極端な「極端群」の3つのグループにわけられる。そして、バランス群に位置する家族は最も家族が機能的に働き、極端群に位置する家族は機能不全に陥るために問題が起りやすいと考えられている。

先行研究より、家族成員間のコミュニケーションが少なく、意思疎通ができない家族や、柔軟性に乏しい家族の中で育った子どもは、AC傾向が高い(諸井, 2007)。また、井村・松下(2011)は、AC傾向が高い人は、家族のきまりが厳しいことを明らかにした。このことから、家族内のきまりが厳しすぎる家族や柔軟に変化できない家族では、AC傾向も高くなると考えられる。

また、長島(2009)は、AC傾向を引き起こす要因として「自己表出障害」が問題となっていることを示唆した。このことから、人間関係を構築する力であるソーシャルスキルが高ければ、家族の機能状態にかかわらず、AC傾向は低くなると

想定される(仮説1)。しかし、AC傾向とソーシャルスキルの関連について見た研究はあまりみられない。そのため、機能不全家族とAC傾向との関連だけではなく、ソーシャルスキルとの関連も含めた研究をする必要があると考えられる。

ところで、ACと呼ばれる人々は、人に見捨てられたくないという気持ちから、人の役に立ちたいと考え、看護師、心理カウンセラー等の対人援助職を目指すことが多いとされている(笹野・塚原, 1998)。しかし、ACについての実証的研究は少ないため、ACと対人援助職との関連を見た研究はあまり見られない。そこで、本研究では対人援助職を希望する大学生は、AC傾向が高くなると予想し(仮説2)、併せて検討する。

### 方法

#### 調査対象者

北海道の国立大学法人A大学に在学中の学生に312部の質問紙を配布し、回収された309名(男性113名、女性196名)が対象とされた。回収率は99.04%であった。平均年齢は18.74歳±1.02。

#### 調査時期

2012年7月中旬から7月下旬にかけて実施した。

#### 調査内容

(1)AC傾向尺度18項目(諸井, 2007)(2)家族機能測定尺度20項目(草田・岡堂, 1993)(3)ソーシャルスキル測定尺度「KiSS-18」18項目(菊池, 1988)(4)希望進路先を尋ねる項目(「1. 教員・介護福祉士・社会福祉士などの福祉従事者」「2. 福祉に関係のない官公庁・民間企業など」「3. その他」から択一回答)であった。

## 結果と考察

### AC 傾向と家族機能、ソーシャルスキルとの関連

AC 傾向尺度の各下位尺度を従属変数とし、家族機能(極端群, 中間群, バランス群)×ソーシャルスキル(高群, 中群, 低群)の2要因分散分析を行った(表1)。分散分析の結果, AC 傾向の「自信の欠如」「統制感の欠如」ともに, ソーシャルスキルの主効果が有意であった。多重比較を行ったところ, どちらの下位尺度も, ソーシャルスキル低群が最も高く, 次いで中群であり, 一番低かったのは高群であった( $p < .05$ )。

Table1 家族機能群とソーシャルスキルを独立変数とした分散分析

	家族機能群			ソーシャルスキル			主効果	主効果	交互作用
	極端群	中間群	バランス群	低群	中群	高群	家族機能	ソーシャルスキル	
	(N=97)	(N=115)	(N=86)	(N=81)	(N=122)	(N=95)	F値	F値	F値
AC傾向									
自信の欠如	M 12.02	13.10	12.48	13.86	12.35	11.75	2.78 $n.s.$	9.81**	0.77 $n.s.$
	SD 3.63	3.17	2.78	3.16	2.78	3.56	高群<中群<低群		
統制感の欠如	M 13.91	14.55	13.56	15.69	13.69	13.13	1.35 $n.s.$	16.68**	1.85 $n.s.$
	SD 3.87	3.02	3.04	3.50	2.77	3.40	高群<中群<低群		

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

分析の結果, 家族の機能状態と AC 傾向との間に直接的関係は見られなかった。しかし, 大学生において, 現在の家族の機能状態に関わらず, 高いソーシャルスキルを有していれば, AC 傾向は低くなることが示され, 仮説1は一部支持された。人間関係を構築する力であるソーシャルスキルを高めることは, 人間関係を良好にし, 自己肯定感も高めることができると考えられる。そのため, AC の自己評価をソーシャルスキルトレーニングなどにより高めることができれば, AC の抱える「生きにくさ」を抑制しようと考えられる。

### AC 傾向と対人援助職との関連

対人援助職を目指す学生と AC 傾向の関連を調べるために, AC 傾向尺度の各下位尺度を従属変数とし, 分析対象者の希望進路先2群(対人援助職を希望・それ以外)及び性別を要因とする2要因分散分析を行った(表2)。その結果, AC 傾向の「自信の欠如」において, 希望進路先と性別条件の交互作用が見られた( $F(1, 290)=4.69, p < .05$ )。単純主効果の検定を行ったところ, 性別が男性で希望進路先を対人援助職とした場合の方が男性でそれ以外の進路を希望した場合よりも AC 傾向の「自信の欠如」が高いことが示された。

Table2 性別と希望進路を独立変数とした分散分析

	性別		希望進路		主効果:性別	主効果:希望進路	交互作用
	男性	女性	対人援助職	それ以外	F値	F値	F値
AC傾向	292		292				
自信の欠如	N 107	185	149	143	0.00 $n.s.$	2.48 $n.s.$	4.69*
	M 12.55	12.58	12.38	12.77	男性:対人援助職>それ以外		
	SD 3.16	3.34	3.27	3.27			
統制感の欠如	N 107	185	149	143	0.53 $n.s.$	0.69 $n.s.$	3.42 $n.s.$
	M 13.82	14.15	13.96	14.10			
	SD 3.43	3.28	3.36	3.32			

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

分析の結果, 対人援助職を目指す学生と AC 傾向とは直接的関係は見られなかった。しかし, 対人援助職を目指す学生で, 男性の場合, それ以外の職業を選択する学生よりも AC 傾向の「自信の欠如」が高いことが明らかとなったため, 仮説2についても一部支持されたと言える。AC は家族の機能状態を良くしようと家族の中で「良い子」でいるように演じている(本間・佐藤, 2008)ため, 他人の役に立てる「対人援助職」という仕事を目指すと考えられる。特に男性は女性よりも小さい頃から将来に対して親から過度の期待を受け, 進路を選択できる柔軟性を持つことができない傾向がある(富永, 2002)。また, 対人援助職を目指す学生は, その他の学生と比べて, 対人関係においてストレスを強く自覚しやすい(塚原・新山・笹野, 2005)。そのため, 男性で対人援助職を目指す学生は, それ以外の学生よりも親からの期待に応えなければいけないというプレッシャーや, 友人関係が上手くいかないことによるストレスから, AC 傾向が高くなったのではないかと考えられる。今後は, 対人援助職を目指す学生がどのような特徴を持っているのか調べることにより, 男性で対人援助職を目指す学生への支援を考える必要がある。

(TAKEDA Yuri)

# アルバイトが大学生の心理的 well-being 及びキャリア形成に与える影響

長尾聡美

キーワード：アルバイト，心理的 well-being，キャリア形成

## 問題と目的

アルバイト活動は、大学生にとって身近な仕事経験である。実際に、わが国の大学生の9割が卒業までになんらかのアルバイトを経験するといわれており(インテリジェンス, 2006)、近年の大学生にとってアルバイトは生活の一部として位置づけられているといえる。また、アルバイトは将来の職業に関する自分の適性を判断したり、社会人として働くために必要な初歩的な能力を身に付けたりするという点で重要な意味をもつが、必ずしもキャリア形成に効果的に活かすことができなかつたり、成績の低下を招いたりするという問題点もある(関口, 2009)。

また、現在心理学における主要なテーマのひとつに well-being があり、なかでも心理的 well-being は「意味ある生活」とされる(Keyes et al., 2002)。田村・木村・三井・松瀬(2011)は、「アルバイト活動時の充実度」、「アルバイト活動における人間関係構築度」、「アルバイト活動時における技術・知識獲得するために努力した程度」などについて心理的 well-being との関連を調査し、いずれもその度合いが高いと心理的 well-being が高められることを明らかにした。キャリア形成については、アルバイトの種類や期間が一律に影響を及ぼすのではなく、「アルバイト経験を大学生活でどのように位置づけて関わっているか」ということがキャリア形成に影響を与えるとされている(杉山, 2009)。このようにアルバイトをキャリア形成へ効果的に活かすには、「大学に適応した充実感」を感じる必要があると、基盤となると考えられている(奥田・川上・坂田・佐久田, 2010)。

よって本研究では、アルバイトが大学生の心理的 well-being 及びキャリア形成に与える影響について検討することを目的とする。主体的に仕事に取り組む

とキャリア形成が高められ、その結果得られる充実感や達成感が心理的 well-being を高めることから、心理的 well-being とキャリア形成のどちらか一方が高められるともう一方も高められると考え、以下のような仮説をたてた。

**仮説 1.** アルバイトの位置づけ(重視度)が高い人ほど、心理的 well-being が高く、キャリア形成の度合いも高い。

**仮説 2.** 大学生生活充実感が高い人ほど、心理的 well-being が高く、キャリア形成の度合いも高い。

**仮説 3.** アルバイト時の充実感が高い人ほど、心理的 well-being が高く、キャリア形成の度合いも高い。

**仮説 4.** アルバイト先の人間関係に対する満足度が高い人ほど、心理的 well-being が高く、キャリア形成の度合いも高い。

**仮説 5.** アルバイトの技術・知識獲得のために努力した度合いが高い人ほど、心理的 well-being が高く、キャリア形成の度合いも高い。

## 方法

函館市内の大学生 213 名のうち回答に不備のあった者を除いた 210 名(男性 67 名、女性 143 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。

### 質問紙の構成

**1. フェイスシート** 性別、学年、年齢、現在アルバイトをしているか、現在していない人にも今までにアルバイトをしたことがあるか回答を求めた。

**2. アルバイトについて** まず、アルバイトの職種と勤務期間について記述式で回答を求めた。次に、田村・木村・三井・松瀬(2011)を参考に、アルバイトの位置づけ、大学生生活充実度、アルバイト活動時の充実感、アルバイト先の人間関係満足度、アルバイトでの技術・知識獲得のための努力度について 4

件法で回答を求めた。なお、アルバイトの職種と勤務期間、アルバイト時の充実度、アルバイト先の人間関係満足度、アルバイトでの努力度についてはアルバイトを現在している人とアルバイトの経験がある人のみに回答を求めた。

**3. 心理的 well-being 尺度** 西田(2000)のものを使用した。全 43 項目で、回答は 5 件法であった。

**4. キャリア形成尺度** 関口(2010)のものを使用した。全 21 項目で、回答は 5 件法であった。

## 結果と考察

### アルバイトの位置づけによる検討

「仮説 1. アルバイトの位置づけ(重視度)が高い人ほど、心理的 well-being が高く、キャリア形成の度合いも高い」を検討するため、アルバイトの位置づけについて心理的 well-being とキャリア形成の両方と相関分析を行った結果、どちらも有意な相関関係はみられず( $r=.09$ , n.s.)( $r=.07$ , n.s.)、仮説 1 は支持されなかった。この結果は先行研究と異なる結果であり、本校の学生にはアルバイトよりも重要視しているものが存在するため、心理的 well-being とキャリア形成のどちらにおいてもアルバイトの位置づけの影響力が小さかったのだろうと考えられる。

### 大学生生活充実感による検討

「仮説 2. 大学生生活充実感が高い人ほど、心理的 well-being が高く、キャリア形成の度合いも高い。」を検討するため、大学生生活充実感について心理的 well-being とキャリア形成の両方と相関分析を行った結果、どちらも有意な相関関係がみられた( $r=.35$ ,  $p<.001$ )( $r=.24$ ,  $p<.001$ )。さらに単回帰分析を行った結果両方とも正の影響を与えており( $\beta=.35$ ,  $p<.001$ )( $\beta=.24$ ,  $p<.001$ )、大学生生活充実度が高ければ心理的 well-being もキャリア形成も高くなることが明らかになり、仮説 2 は支持された。大学生生活が充実していると精神的に満たされて心に余裕ができ、視野が広がり、自分の将来を見据えた考えをもつことができるようになるため、心理的 well-being もキャリア形成度も高くなると考えられる。

### アルバイト活動時の充実感による検討

「仮説 3. アルバイト時の充実感が高い人ほど、

心理的 well-being が高く、キャリア形成の度合いも高い。」を検討するため、同様に相関分析を行った結果、どちらも有意な相関関係がみられ( $r=.26$ ,  $p<.001$ )( $r=.13$ ,  $p<.10$ )、仮説 3 は支持された。なお、心理的 well-being について単回帰分析を行った結果正の影響を与えていた( $r=.26$ ,  $p<.001$ )。この結果は先行研究の結果と一致しており、大学生活が充実しているときと同様の理由が考えられ、精神的に充実していることの影響力の高さがうかがえる。

### アルバイト先の人間関係満足度による検討

「仮説 4. アルバイト先の人間関係に対する満足度が高い人ほど、心理的 well-being が高く、キャリア形成の度合いも高い。」を検討するため、同様に相関分析を行った結果、心理的 well-being では有意な相関関係がみられ( $r=.12$ ,  $p<.10$ )、キャリア形成においては有意な相関関係はみられなかった( $r=.09$ , n.s.)。よって、仮説 4 は一部のみ支持された。心理的 well-being の中でも「人格的成長」が高いのは田村他(2011)の調査結果と類似しており、満足できるような人間関係を築いている人は人格的にも成長できる人であると考えられる。一方キャリア形成に影響がなかったのは、本校の学生にとってアルバイト先の人間関係は、キャリア形成に直接影響を与えるほど重要なものとされていないためだと考えられる。

### アルバイトのための努力度による検討

「仮説 5. アルバイトの技術・知識獲得のために努力した度合いが高い人ほど、心理的 well-being が高く、キャリア形成の度合いも高い。」を検討するため、同様に相関分析を行った結果、どちらも有意な相関関係はみられず( $r=.12$ , n.s.)( $r=.06$ , n.s.)、仮説 5 は支持されなかった。これは、アルバイトに慣れてしまったらその後は特に何も意識しないためであると考えられる。

### 今後の課題

今後の研究では、アルバイトの職種や勤務期間、学年、性別など様々な要因を組み合わせより深く調査していく必要があるだろう。

(NAGAO Satomi)

# 表情別の化粧の追加・削除による非対称的混同効果

根岸静流

キーワード：印象，化粧，非対称的混同効果，表情

## 問題と目的

いつもの帰り道に，新しく家が建っているのと無くなっているのでは，どちらの変化に気づきやすいのか。何となく，新しく追加されていた方が気づくやすすくないだろうか。一般的に，刺激の追加は削除よりも気づきやすいことが示され，これは，非対称的混同効果と呼ばれている(Healy, 1981; Pezdek, Maki, Valencia-Laver, Whetstone, Stoeckert, & Dougherty, 1988; Nallan, Bentley, Carr, Lyons, Moore, & Underhill, 1994; 安藤・箱田, 1996)。また，最近では，刺激の印象の変化によって追加・削除の検出のされ方が異なることも述べられている(内野・箱田・山田, 200; 白澤・箱田・池田・原口, 2000; 内野・箱田・柴田, 2005)。

さて，我々は学校の友人の口紅等のささやかな変化に，可愛い，大人っぽい等の印象を抱き，敏感に気づくことがある。一方，化粧の崩れについてはどうであろうか。本人は気になってしまうが，印象にさほど変化は無く，周りに「化粧が崩れている」と気づかれることはあまり無いように思える。また，「化粧」よりも印象に影響を与えるものとして，「表情」がある(向田・鈴木・磯野・加藤, 2002)。「笑顔」は明るい印象を与え，「泣き顔」「怒り顔」は暗い印象を与えるであろう。そのように考えると，同じ化粧であっても，異なる表情であればそれぞれに違った印象が出て，化粧に気づきやすく，また，化粧の崩れにも気づきやすい表情があるかもしれない。

そこで，本研究では，化粧を追加または削除させた顔は，表情別に変化の気づきやすさや印象に違いはあるのかについて検討することを目的とする。

## 方法

追加変化条件では，化粧をしていない顔写真を見た後に化粧をした同じ人物の顔写真を見てから質問紙に答えることで，印象の変化と化粧の追加の気づきやすさについて，削除変化条件では，化粧をした顔写真を見た後に同じ人物の化粧をしていない顔写真を見てから質問紙に答えることで，化粧の崩れを演出し，印象の変化と化粧の削除の気づきやすさについて検討した。

## 顔写真，印象評定

20名の実験協力者をお願いし，ニュートラルな表情である「真顔」と相手にポジティブな印象を与える「笑顔」とネガティブな印象を与える「泣き顔」と「怒り顔」の4表情をつくってもらい1人ずつ撮影をし(化粧をしていない顔写真)，撮影した顔写真のそれぞれにパソコンのソフトを用いて向田他(2000)より，目元にはアイシャドウ，口元には口紅の化粧を施した(化粧をした顔写真)。

印象は，向田他(2000)より，項目1「地味な-派手な」，項目2「さわやか-うっとうしい」，項目3「品のある-品のない」，項目4「自然な-不自然な」，項目5「知的な-情熱的な」，項目6「おとなしい-活発な」，項目7「明るい-暗い」，項目8「親しみやすい-近づきがたい」，項目9「男っぽい-女っぽい」，項目10「やさしい-きつい」，項目11「かわいい-綺麗な」，項目12「子供っぽい-大人っぽい」の12項目について7段階評定で答えてもらった。

## 実験

**追加変化** 実験参加者40名に，化粧をしていないランダムに選んだ4表情の顔写真12枚を先に見せ，同時に印象に対する評定12項目に答えてもらった(学習期)。時間をおいて，同じ人物の化粧をした顔写真を見せ，最初と同様印象に対する評定12項目と，変化したと思うか思わないかについての二択で質問に答えてもらった(テスト期)。

**削除変化** 実験参加者 40 名に、化粧をしたランダムに選んだ 4 表情の顔写真 12 枚を先に見せ、同時に印象に対する評定 12 項目に答えてもらった(学習期)。時間を置いて、同じ人物の化粧をしていない顔写真を見せ、最初と同様印象に対する評定 12 項目と、変化したと思うか思わないかについての二択で質問に答えてもらった(テスト期)。

## 結果

表 1 に示したように、 $\chi^2$ 検定をした結果、追加変化では、「真顔」「笑顔」は変化に気づく人が気づかない人よりも多かった( $\chi^2(1) = 14.45, 14.45, p < .01$ )。「泣き顔」と「怒り顔」では変化に気づく人と気づかない人との差はなかった( $\chi^2(1) = 1.80, 0.20, ns$ )。また、削除変化では、「真顔」「笑顔」「怒り顔」では変化に気づかない人が気づく人よりも多かった( $\chi^2(1) = 24.20, 28.80, 9.80, p < .01$ )、「泣き顔」では変化に気づく人と気づかない人との差はなかった( $\chi^2(1) = 3.20, ns$ )。

表1 追加・削除変化における気づきやすさと検定結果

	追加変化			削除変化		
	気づき		検定	気づき		検定
	有り	無し	差分	有り	無し	差分
真顔	57	23	34**	18	62	44**
笑顔	57	23	34**	16	64	48**
泣き顔	46	34	12	32	48	16
怒り顔	42	38	4	26	54	28**

\*\* 1%水準で有意差有り

また、学習期とテスト期の印象評定値の違いを比べるため、被験者内一要因二水準の分散分析を行った結果、追加変化では、「真顔」の項目 1,4,5,6 については学習期の印象評定値がテスト期より高かった( $F(1,158) = 27.38, 16.13, 6.23, 6.80, p < .05$ )。「笑顔」の項目 1,4 については学習期の印象評定値がテスト期より高かった( $F(1,158) = 7.41, 6.06, p < .05$ )。「泣き顔」の項目 1,11 については学習期の印象評定値がテスト期より高かった( $F(1,158) = 13.79, 4.59, p < .05$ )が、項目 3,7 についてはテスト期の印象評定値が学

習期より高かった( $F(1,158) = 4.89, 4.86, p < .05$ )。「怒り顔」の項目 1 については学習期の印象評定値がテスト期より高かった( $F(1,158) = 4.94, p < .05$ )。一方、削除変化では、「泣き顔」の項目 5,10 についてテスト期の印象評定値が学習期より高かった( $F(1,158) = 5.72, 4.05, p < .05$ )。これらの印象変化の他に差は見られなかった。なお、差のある結果は表 2 に示した。

表2 追加・削除変化における学習期・テスト期の印象の変化

	学習期	テスト期の印象の変化	学習期	テスト期の印象の変化
	追加変化		削除変化	
真顔	地味	派手, 自然, 不自然, 知的, 情熱的, 大人しい, 活発		変化無し
笑顔		地味	派手, 自然, 不自然	変化無し
泣き顔	地味	派手, 品のない	品のある, 暗い, 明るい, 可愛い, 綺麗	情熱的, 知的, きつい, やさしい
怒り顔		地味	派手	変化無し

## 考察

本研究の仮説は、化粧を追加または削除させた顔は、表情別に変化の気づきやすさや印象の違いはあるのかについて検討することであった。そこで、まず、化粧を施した追加変化は、表情ごとに気づきやすさや印象の違いはあるのかについてだが、「真顔」と「笑顔」は変化に気づきやすくて印象が地味から華やかに変わることがわかった。一方、「泣き顔」と「怒り顔」は変化に気づく・気づかないに差は無いにもかかわらず、印象に変化が見られ、特に「泣き顔」では、化粧をすると綺麗で品のあるといった好印象へと変化していた。

また、化粧の崩れを演出した削除変化に対して、表情ごとに気づきやすさや印象の違いはあるのかについて、「真顔」「笑顔」「怒り顔」は削除変化に気づきにくい結果であったが、「泣き顔」は気づく・気づかないに差は無かったことから、他の表情よりも「泣き顔」は化粧の崩れに気づきやすくなってしまふことが言えたであろう。しかし、崩れることで印象が悪くなってしまふ訳ではなく、知的で優しいといった好印象になるようだ。

(NEGISHI Shizuru)

# 地域コミュニティの希薄化が地域の持つ機能に与える影響

野口歌穂

キーワード：地域コミュニティの希薄化，ソーシャルキャピタル，地域機能

## 問題と目的

### 地域コミュニティの現状

近年、「地域コミュニティの希薄化」という言葉がよく耳にするが、実際に希薄化は起きているのだろうか。内閣府が毎年行っている『国民生活白書』や『国民生活選好度調査』などの地域社会の現状に関する調査をみると、ライフスタイルや住民自身の意識変化から、地域コミュニティの希薄化が起きている様子がうかがえる。

### 地域コミュニティの希薄化による問題

では希薄化によってどのような問題が生じるのであろうか。地域には様々な機能があり、それらの機能が低下することを導く（福島県企画調整部企画調整課，2005）。その機能として、「教育機能」「互助機能」「コミュニティ当事者意識」が挙げられている。社会的アイデンティティ理論によると、私たちが所属する集団には、一連の社会的アイデンティティがあり、そこに所属する個々のメンバーに対して、その集団での立場を提供する（Tajfel，1981）。この理論から、地域コミュニティへの意識・関心は集団がもつ社会アイデンティティであり、コミュニティ当事者意識は集団から与えられた立場である。

### 地域コミュニティの希薄化とは

ところで、地域の希薄化の正体とは一体何であるのか。それは、ソーシャル・キャピタル（Social Capital：以下 SC）の減少のことを指していると考えられる。では、その SC とは何であるのか。パットナムによれば、「ソーシャル・キャピタル」とは、「社会的な繋がり（ネットワーク）とそこから生まれる規範・信頼」であり、共通の目的に向けて効果的に協調行動へと導く社会組織の特徴とされる（Putnam，2006）。内閣府国民生活局（2003）に

よると、SC は、物的資本（Physical Capital）や人的資本（Human Capital）などと並ぶ概念として、世界的に注目を集めつつある。

### 本研究の仮説

仮説 1：地域コミュニティへの意識・関心は「コミュニティ当事者意識」を促進する。

仮説 2：「コミュニティ当事者意識」が「教育機能」と「互助機能」を促進する。

## 方法

### 調査対象者・期間

2012年8月から9月にかけて、愛別町と函館の2か所で開催。愛別では地域の小中学校、函館では教育大附属の小中学校の保護者を対象とした。

### 質問項目

回答者は、全く思わない（1）～とてもそう思う（6）の6段階で評価した。なお、後述する「教育機能実行度尺度」と「互助機能実行度尺度」においては、経験がある場合のみチェックしてもらった。また、それぞれの項目の最後に自由記述欄を設けた。

地域コミュニティへの意識・関心尺度：近所づきあい尺度（A）、希望近所づきあい程度尺度（B）、地域活動尺度（C）

コミュニティ当事者意識尺度：コミュニティ当事者意識尺度（D）

教育機能尺度：教育機能意識尺度（E）、教育機能理想尺度（F）、教育機能実行度尺度（G）

互助機能尺度：互助機能意識尺度（H）、互助機能理想尺度（I）、互助機能実行度尺度（J）

## 結果

### 各尺度における因子分析

質問紙作成の際の分類が妥当であるか、確認のため

め因子分析を行ったところ、一定の妥当性が確認された。

### 各尺度の地域別平均値の差の検定

近所づきあい尺度，地域活動尺度，教育機能実行度尺度，互助機能実行度尺度の平均値では，愛別の方が函館よりも有意に高く，そしてコミュニティ当事者意識では，函館の方が愛別よりも有意に高かった。

### 「コミュニティ当事者意識」の要因

「コミュニティ当事者」の要因を検討するため，各「地域コミュニティへの意識・関心」，ダミー変数である地域（0 = 愛別，1 = 函館），及びそれらの交互作用項を説明変数，コミュニティ当事者意識を目的変数として，重回帰分析を行った。結果は表1の通り。

表1 「コミュニティ当事者意識」の要因

	コミュニティ当事者意識	
	モデル1	モデル2
近所付き合い	.36 **	.37 **
希望近所付き合い		
地域活動	.38 **	.59 **
AREA		
近所 × AREA		
希望 × AREA		.03 **
地域 × AREA		-.25 **
$R^2 / R$	.42 **	.43*/.01 *

\*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , † $p < .10$  数値は標準化しない偏回帰係数

### 「教育機能」と「互助機能」の要因

各地域機能の要因を検討するため，各地域コミュニティへの意識・関心尺度とコミュニティ当事者意識，ダミー変数である地域（0 = 愛別，1 = 函館），及びそれらの交互作用項を説明変数，各教育機能尺度と各互助機能尺度を目的変数として，重回帰分析を行った。結果は表2の通り。

表2 「教育機能」と「互助機能」の要因

	教育機能意識		教育機能理想		教育機能実行	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
近所付き合い	.33 **	.65(.65) **	.15 **	.58 **	.17 **	.44 **
希望近所付き合い					.10 *	-.14
地域活動	.08 *	-.01				
コミュニティ当事者意識	.34 **	.08	.26 **	-.03 **		
AREA	-.24 **	-.23 *	-.25 *	-.23 †	-.29 *	-.33 **
近所 × AREA		-.38 **		-.51 **		-.37 **
希望 × AREA		.08 *		.07		.27 †
地域 × AREA		.11		-.02		-.02
コ当 × AREA		.31 *		.32 *		.12 *
$R^2 / R$	.44 **	.45**/.02 **	.14 **	.16**/.02 *	.07 **	.09**/.02 *

\*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , † $p < .10$  数値は標準化しない偏回帰係数ベータ

	互助機能意識		互助機能理想		互助実行	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
近所付き合い	.26 **	-.04	.41 **	.49 **	.28 **	.15
希望近所付き合い	.20 **	.03	.14 **	.08	.10 *	.10
地域活動	.16 **	.14				
コミュニティ当事者意識	.26 **	.50 **	.17 **	-.03		
AREA			-.26 *	-.26 *		
近所 × AREA		.31 *		-.08		.15
希望 × AREA		.18		.08		-.00
地域 × AREA		.03		-.01		-.08
コ当 × AREA		-.26 †		.25 †		.10 †
$R^2 / R$	.46 **	.47**/.01 *	.39 *	.40**/.01 †	.12 **	.13**/.01

\*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , † $p < .10$  数値は標準化しない偏回帰係数ベータ

### 考察

愛別と函館ともに近所付き合いと地域活動が「コミュニティ当事者意識」を促進しているのので，仮説1を支持する結果となった。しかし函館は地域活動のコミュニティ当事者意識への影響を抑制する。つまり愛別，函館ともに近所付き合いや地域活動の関心が高いと「私はコミュニティの一員だ」という意識が強くなる。また函館地域の小中学校は附属校ということから，学区外から通っている生徒が多くいた。自由記述で「学区外から通っているのので，地域の人との共通点がなく，近所付き合いをしづらい」といった回答もあり，近所付き合いや地域活動への積極的な参加には，その土地に対する愛着や，「同じ学校に通っている」という共通した属性が促進要因となると推測される。

機能を構成する要因の分析結果から，函館では仮説2を支持する結果となった。しかし愛別では，仮説は支持されず，自由記述の内容から，自分の住む地域が当たり前の場所であることが，昔ながらの地域の人との交流を促進し，「コミュニティ当事者意識」を介さなくても各々の機能へと影響を与えることが示唆された。一方函館では，コミュニティ当事者意識を明確に持っていないと，地域への意識・関心が促進されないといえる。

(NOGUCHI Kaho)

# 大学生の愛着スタイル，ソーシャル・サポートの互恵性と

## 精神的健康の関連

宮下 羽衣美

キーワード：成人愛着スタイル，ソーシャル・サポート，大学生の精神的健康

### 問題と目的

文部科学省(2009)の大学生の学生相談の現状の調査によれば，対人関係やメンタルヘルスに関する相談が増加している。大学生の精神的健康との関連が指摘されるものに成人の愛着スタイルの研究がある。乳幼児期の愛着スタイルが青年期，成人期においても同様に認められ，3分類(安定型，アンビバレント型，回避型)とされている(詫摩・戸田，1988)。ネガティブ感情との関連(金政・大坊，2003)やソーシャル・サポートとの関連(堀・小林，2010)が明らかになっている。ソーシャル・サポートについて，大学生はサポートの入手と提供のバランスが均衡である状態(互恵状態)が心理的に好ましい状態とされている(佐々木・島田，2000；西田・松島・名取・石垣，2005)。愛着スタイルと人間関係において特に身近なソーシャル・サポートとの関連を調査することは，大学生が抱える精神的健康の問題に対する支援の検討につながると考えられる。

愛着スタイルとソーシャル・サポートの互恵性の研究には，親への愛着スタイルとソーシャル・サポート，サポート希求について調査した丹羽(2003)があるが，様々な他者と対人関係を結ぶようになる青年期，成人期を迎える大学生にとって，愛着対象を親だけに限定せず，広く愛着スタイルを捉えた調査ができると考えられる。

愛着とソーシャル・サポートの互恵性について，安定得点の高さは他者を信頼した親密な人間関係の構築に関係し，サポートの授受は互恵状態にあると考えられる。アンビバレント得点の高さは，他者に対して信頼と親密への不安の2つの側面を持ち合わ

せていることからソーシャル・サポートの授受は互恵状態にはないことが考えられる。回避得点の高さは，堀・小林(2010)で回避型が認知しているサポート得点が他の2群に比べて低いことからサポートは互恵状態にないと考えられる。これより，安定得点が高いと父親，母親，最も親しい同性の友人ともにソーシャル・サポートの授受は互恵状態にあること(仮説1)，アンビバレント得点が高いと父親，母親，最も親しい同性の友人ともにソーシャル・サポートの授受は互恵状態にないこと(仮説2)，回避得点が高いと父親，母親，最も親しい同性の友人ともにソーシャル・サポートの授受は互恵状態にないこと(仮説3)が考えられる。

愛着が精神的健康に与える影響について，金政・大坊(2003)で安定型はストレスやネガティブな感情を経験しにくく，アンビバレント型はネガティブな感情を経験しやすいことなどから，安定得点が高いと精神的健康度が高いこと(仮説4)，アンビバレント得点が高いと精神的健康度は低いこと(仮説5)，回避得点が高いと精神的健康度は低いこと(仮説6)が考えられる。

以上より，本研究の目的は，大学生の愛着，ソーシャル・サポートの互恵性と精神的健康の関連を明らかにすることである。

### 方法

#### 調査対象者

国立大学法人A大学に通う学生249名(男性83名，女性163名，不明3名，平均年齢20.14歳)。

#### 調査時期

2012年11月であった。

## 調査内容

フェイス項目：学年，年齢，性別

愛着スタイル：内的作業モデル尺度(成人版愛着スタイル尺度)(戸田，1988)，18項目6件法。

ソーシャル・サポートの互恵性：ソーシャル・サポート尺度の情緒的サポート尺度(福岡・橋本，1997)の項目の文頭に「父親が/母親が/最も親しい同性の友人が」と「あなたが」,文尾に「してあげる」と「してくれる」をそれぞれ加えて使用，36項目4件法。

精神的健康:心理的ストレス反応尺度(SRS-18)(鈴木・嶋田・三浦・片柳・右馬埜・坂野，1997)，18項目4件法。

## 結果

愛着とソーシャル・サポートの授受の互恵状態の人数から関連をみるために<sup>2</sup>検定を行った結果，愛着の各下位尺度得点の高群とソーシャル・サポートの互恵状態，非互恵状態に関連はみられなかった。

愛着，ソーシャル・サポートの授受の互恵状態が心理的ストレス反応に与える影響を検討するために，愛着の各下位尺度(安定，アンビバレント，回避)，ソーシャル・サポートの互恵(互恵群，非互恵群(利得過剰群と利得過少群を合わせたもの))の2群を独立変数とし，心理的ストレス反応尺度の3下位尺度(抑うつ・不安，不機嫌・怒り，無気力)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1，2,3)。ソーシャル・サポートの授受の互恵状態では，精神的健康への影響はみられなかった。

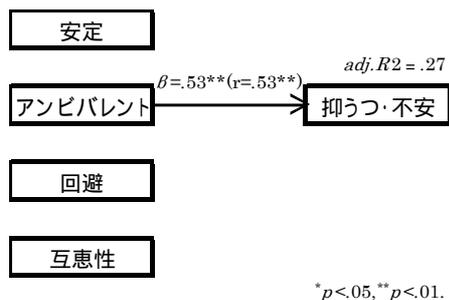


図1 抑うつ・不安を従属変数とした重回帰分析

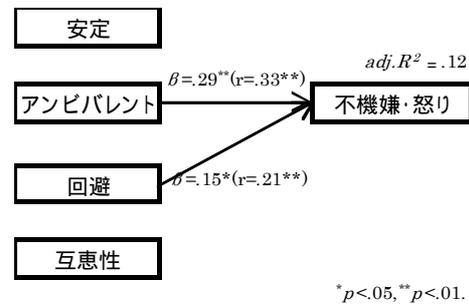


図2 不機嫌・怒りを従属変数とした重回帰分析

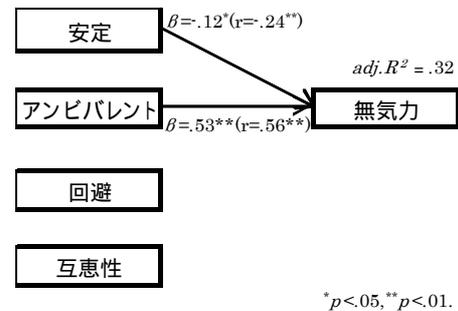


図3 無気力を従属変数とした重回帰分析

## 考察

愛着とソーシャルサポートの互恵状態について，仮説1～3は支持されなかった。

愛着とソーシャル・サポートの授受の互恵状態が精神的健康に与える影響について，アンビバレント得点が影響を与える重要な要因となっていた。仮説5のみ支持された。対人関係でアンビバレント傾向をもつとは，親密な関係を強く望んでいるが，相手は自分が求めるような関係を望んでいないのではないかと思うことであり，適切な関係を構築できずに精神的にも不健康になりやすいことが指摘されている(詫間・戸田，1988)。適切なコミュニケーションを取り，安定的な関係を築く力をつけることが対人関係などの悩みの解消につながると考えられる。

また，各対象者とのソーシャル・サポートの授受の互恵状態は精神的健康に影響を与える要因とはならず，愛着の方が精神的健康に影響を与えていることが示された。すでに構築されている人間関係からもたらされる具体的なサポートの授受のバランスの側面よりも，一人ひとりの他者とどのように関わることの方が，精神的健康に与える影響が大きいと考えられる。

(MIYASHITA Haimi)

# SNS における自己開示が主観的幸福感に与える影響について

初山実穂

キーワード：SNS，自己開示，主観的幸福感

## 問題・目的

### 主観的幸福感とは

主観的幸福感とは、主に、現在と過去の生活における自分自身に対する満足度を自己評価することで測定され（大石，2009），認知的側面（人生に対する満足度）と情緒的側面（上機嫌であるという気分）から構成される（Diener,1984；Larson,1978 他）。Argyle & Lu (1990),大坊(2009),松本・前野(2010),によって対人関係が主観的幸福感を高める有力な要因であることが明らかになっている。

### 自己開示とは

自己開示とは、「他者に対して自分自身に関する情報を言語を介して伝達すること」である（榎本，1997）。また，自己開示は「広がり」と「深さ」という2つの次元で捉えることが一般的である（榎本1997）。自己開示には複数の機能がある（Derlega & Grzelak，1979；榎本，1997；古川，2008）。これらの機能は「自己を見つめる機能（例えば，自己への洞察を深める 胸の中にたまった情動を発散する，不安を低減する等）」と「他者とのコミュニケーション機能（例えば，親密な人間関係を促進する，社会的妥当化機能等）」の二つに大別出来ると考えられる。また，「他者とのコミュニケーション機能」は親密な対人関係の促進要因だと考えられる。

### SNS と日記

ソーシャルネットワーキングサービス（Social Networking Service: SNS）とは限られたユーザーだけが参加できる Web サイトの会員制サービスのことである（総務省 HP「国民のための情報セキュリティサイト」）。日本で使用されている主な SNS としては Facebook や Twitter，mixi が挙げられる。SNS の基本的な機能として，プロフィール機能，メ

ッセージ送受信機能，ユーザー検索機能，コミュニティ機能，そして，日記機能がある。

Derlega（1983）は相手が不在時の自己開示として，ペットや人形などへの語りかけ，そして日記を挙げている。山下ら（2005）は日記のタイプを，自己を意識した事実の記録（備忘録），同じく自己を意識しながら心情が書かれる，いわゆる日記（狭義の日記），読者である他者（との関係）を意識した事実の記録（日誌），読者の事を意識して書かれた心情表現（公開日記）の4つに分類している。SNS における日記は書き手の指向性によって対象や記述内容を選択出来るため，汎用性のある日記として機能することが可能である。

### 仮説

SNS におけるコミュニケーションは Face to Face（FtF）におけるコミュニケーションと比較して，時間的，空間的制限を受けないことが利点の一つである。FtFの方が非言語情報（表情，身振り，声色など）もあり，得られる情報量が多いことは確かであるが，SNS であればいつでもどこでも気軽にコミュニケーションを取ることが出来るため，自己開示しやすい相手（より親しい相手）ともコミュニケーションを取りやすい。また，自己開示が持つ「他者とのコミュニケーション機能」は親密な対人関係を促進し，主観的幸福感を強めると考えられる。これらのことから，SNS での自己開示の方が FtF の自己開示よりも強く主観的幸福感に影響すると予測した。

### 方法

**調査対象者** 北海道教育大学函館校の1-4年生（平均19.73歳，SD=3.43），242名（男性101名，女性141名）であった。なお，そのうちSNSを使用

していた人は163名(男性54名,女性109名)であった。

**質問項目** フェイスシート, Facebook・mixi・Twitter・個人用ブログの使用, 丹羽・丸野(2010)による自己開示尺度(SNSとFtFそれぞれについて), 伊藤・相良・池田・川浦(2003)による主観的幸福感尺度で構成された。

**結果**

先行研究において自己開示の深さはレベル1~4の4つに分けられており, また, 主観的幸福感に5因子に分類されている。FtFにおけるレベルごとの平均値はレベル1から3.15, 1.93, 2.30, 1.99であった。同様に, SNSにおけるレベルごとの平均値はレベル1から2.88, 1.66, 2.08, 1.83であった(図1)。FtFとSNSのそれぞれのレベルの自己開示が主観的幸福感の5因子に与える影響を検討するために, 重回帰分析を行なった。レベル1~4のFtFによる自己開示, レベル1~4のSNSによる自己開示が主観的幸福感の5因子に与える影響は図2の通りである。

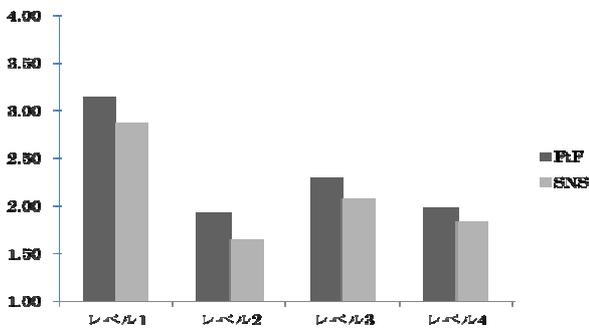


図1 FtFとSNSの自己開示の深さレベル別比較

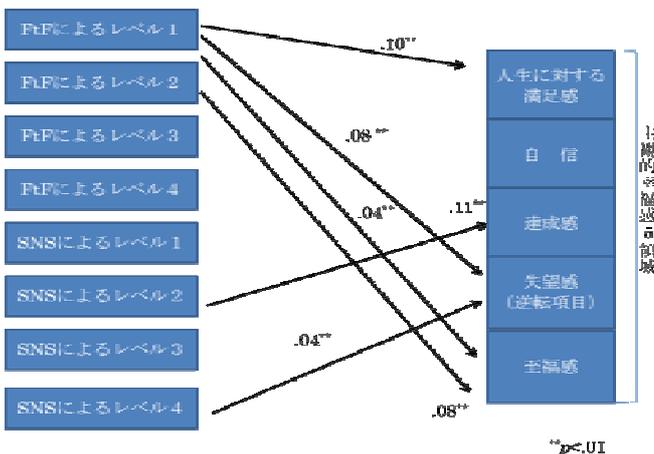


図2 自己開示レベルが主観的幸福感に与える影響

各レベルの平均値は中央値(2.5)に達していないことから, 自己開示自体があまり行なわれていないことが分かる。重回帰分析の結果, 全体的に深い自己開示(レベル3や4)は主観的幸福感因子に影響を示さなかった。FtFによるレベル1の自己開示は「人生に対する満足感」や「失望感」, 「至福感」に, FtFによるレベル2の自己開示は「至福感」に, SNSによるレベル2の自己開示は「達成感」に, SNSによるレベル4の自己開示は「失望感」に影響を与えていた。

失望感は逆転項目であるため, FtFによる浅い自己開示とSNSによる自己開示が失望感を減少させたと言える。失望感のみが深い自己開示(レベル4)の影響を受けていた。鈴木・上杉(2003)は「失望感」を「期待はずれの事象を体験することによって生じる感情」としている。FtFによる浅い自己開示とSNSによる深い自己開示では, 開示相手が開示者の期待通りの結果が得られやすいのではないかと考えられる。FtFによる浅い自己開示は趣味などに関する内容であり, おおよそ肯定的な返答が返ってくるのではないかと考えられる。また, SNSによる深い自己開示は話題が持つ「話しにくさ」から心的負担は伴うが, 一度に多くの人に発信出来ることで多くの人から慰めや励ましの言葉をもたらすことが出来る可能性がある。それが開示者の期待通り, もしくはそれ以上の結果であったため, 失望感を減少させたと考えられる。

本研究ではSNSによる深い自己開示が主観的幸福感因子の「失望感」を減少させることが明らかになった。しかし, 実際には自己開示自体があまり行なわれていなかったため, 普段から自己開示をよくする人を対象とした追調査を行なえば, SNSで深い自己開示がしやすいこと, そしてそれが主観的幸福感に影響を与えることが明らかになる可能性がある。

(MOMIYAMA Miho)

# 青年期の子どもによる親子関係の認知と抑うつとの関連

森谷 理々花

キーワード：青年期、親子関係、抑うつ

## 問題と目的

青年期とは、それ以前に形成された家族関係や友人関係以外に多様な人間関係が形成されていく時期である（酒井、2001）。この時期は周囲のさまざまな出来事や変化に敏感に反応し、自分の考えを固めていく、いわば「自分探し」の時期でもあるといえる。初めて体験することに対し、期待と不安とが入り混じった複雑な気持ちを持つ人も少なからずいるだろう。また、「一人暮らし」はその初めて体験することのひとつである。進学や就職をすることによって、親元を離れて新たな生活の場を作り、自立への第一歩を踏み出すのである。つまり、青年期はこれまで養育されてきた家庭を出て、新たに家庭を自ら築くための準備段階の時期でもあり、子どもが自分とその養育者を客観視し始め、養育者を自分の両親であると同時に夫婦のモデルとして認識する時期でもあると考えられる（川島、眞榮城、菅原、境、2008）。こうした時期に両親の夫婦間葛藤にさらされることは、子どもの心理的適応や将来への展望に否定的な影響を及ぼす可能性がある（宇都宮、2005）。

親からの影響は、同居しているか否かに関わらず誰しもが受けているものである。一人暮らしをし、親元を離れて生活していたとしても、子どもから親に対する評価は常にあり続けるだろう。その評価をもとに、自分の親を手本として自分の価値観を形成していく青年期の子どもにとって、両親に対する低い評価は、両親のみならず、自己に対する否定的な見方にもつながってしまうことが考えられる。これらの否定的な見方により、他者を信頼できない、自分に自信が持てないなどの負の感情が生まれてしまい、抑うつ感情が高まってしまう可能性があると考えられる。

本研究と類似したテーマの論文は数多く存在するが、これらの論文の対象者は児童期の子どもや中学生である場合が多く、青年期を対象とした研究は比較的少なく、親子関係と子どもの抑うつ傾向との関連を扱った論文は少ない。多くが夫婦間葛藤や夫婦関係に対する子どもの認知と抑うつ傾向を扱ったものである。菅原・八木下・詫摩・小泉・瀬地山・菅原・北村（2002）が示唆するように、家庭の雰囲気と抑うつ傾向に関連があるのならば、家庭の雰囲気を作る要素のひとつである親子関係、とりわけ子どもによる親行動の認知も抑うつ傾向に関連がないとは言い切れないだろう。

そこで本研究では、青年期の子どもによる親子関係の認知と抑うつ傾向との関連性を検討する。なお、今回の研究では子どもの認知に焦点を当てるため、実際の親子関係に関しては問題にはしないものとする。仮説は以下のとおりである。

**仮説 1.** 自宅に居心地の良さを感じている子どもは親子関係を良好であると感じ、居心地の悪さを感じている子どもは親子関係を険悪であると感じる傾向がある。

**仮説 2.** 親子関係を良好であると認知している子どもは抑うつ傾向が低く、険悪であると認知している子どもは抑うつ傾向が高い。

## 方法

**調査対象者** 函館市内の大学生 201 名（男性：59 名、女性：142 名）。平均年齢は 19.91（19～23）歳

**調査内容** 2012 年 10 月下旬、及び 11 月下旬に質問紙調査を実施した。

子どもによる親子関係の認知  
・家庭の雰囲気尺度（菅原・八木下・詫摩・小泉・瀬地山・菅原・北村、2002）

- ・子どもの親行動知覚(氏家・二宮・五十嵐・井上・山本・島、2010)
- ・親子間の信頼感を測定する尺度(酒井、2001 および酒井・菅原・眞榮城・菅原・北村、2002)
- ・家族関係単純図式投影法(水島、1978)
- 抑うつ傾向: CES-D Scale 日本語版(島ら、1985)
- フェイス項目: 学年、性別、居住形態、家族構成

## 結果

### 1. 各尺度構成、下位尺度の信頼性の確認

各尺度に対して、主成分分析法・バリマックス回転による因子分析を行った。その結果、家庭の雰囲気尺度は9項目2因子( $r = .84$ 、累積寄与率60.41%)、子どもの親行動知覚は20項目3因子( $r = .88$ 、累積寄与率61.89%)、親子間の信頼感を測定する尺度は10項目2因子( $r = .92$ 、累積寄与率71.17%)、CES-D Scale 日本語版16項目3因子( $r = .85$ 、累積寄与率50.25%)となった。

### 2. 相関分析

自宅の居心地の良さと親子関係の認知との関係を調べるために、家庭の雰囲気尺度得点と子どもの親行動知覚得点の相関係数を算出したところ、有意な負の相関が認められた( $r = -.48$ ,  $p < .01$ )。家庭の雰囲気尺度得点と親子間の信頼感を測定する尺度得点の相関係数を算出したところ、有意な負の相関が認められた( $r = -.57$ ,  $p < .01$ )。次に、親子関係の認知と抑うつ傾向との関連を調べるために、子どもの親行動知覚得点と抑うつ得点を算出したところ、有意な正の相関が認められた( $r = .27$ ,  $p < .01$ )。親子間の信頼感を測定する尺度得点と抑うつ得点を算出したところ、有意な正の相関が認められた( $r = .34$ ,  $p < .01$ )。

### 3. 回帰分析

家庭の雰囲気尺度と子どもによる親行動の知覚との関係を調べるために、家庭の雰囲気得点を説明変数、子供の親行動知覚得点を目的変数として回帰分析を行ったところ、決定係数が有意であり、標準回帰係数に負の相関が認められた( $r = -.48$ ,  $R^2 = .23$ ,  $p < .01$ )。家庭の雰囲気得点を説明変数、親子間の信頼感得点を目的変数として回帰分析を行ったところ、決定係数が有意であり、標準回帰係数に負の相関が

認められた( $r = -.57$ ,  $R^2 = .33$ ,  $p < .01$ )。次に、子どもによる親子関係の認知と抑うつ傾向との関係を調べるために、子どもの親行動知覚得点を説明変数、抑うつ得点を目的変数として回帰分析を行ったところ、決定係数が有意であり、標準回帰係数に正の相関が認められた( $r = .27$ ,  $R^2 = .07$ ,  $p < .01$ )。親子間の信頼感得点を説明変数、抑うつ得点を目的変数として回帰分析を行ったところ、決定係数が有意であり、標準回帰係数に正の相関が認められた( $r = .34$ ,  $R^2 = .12$ ,  $p < .01$ )。

## 考察

本研究の結果、子どもの親子関係の認知と抑うつ傾向との間に関連があるという結果を得た。先行研究によって示唆されていた家庭の雰囲気と抑うつ傾向との関連を、子どもの親行動知覚、親子間の信頼感との関連も同時に検討することにより、子どもの親子関係の認知には、家庭の雰囲気、親行動、親子間の信頼感が影響していることが示された。よって、仮説1及び2は支持された。自宅の雰囲気に居心地の良さを感じている子どもは、親の自分に対する親行動が適切、または好ましいものであると感じており、抑うつ傾向は低いという結果が得られた。逆に居心地の悪さを感じている子どもは、親行動が不適切、または好ましくないと感じており、抑うつ傾向が高いという結果が得られた。家庭の雰囲気は家族の各成員によって形成されるものであり、そこには子どもの親に対する印象が大きく関わっていることが示唆された。また、親に対する印象によって、自宅で感じるストレスに差が生じ、抑うつ傾向に差が出ると考えられた。家族関係単純図式投影法においては、現実の家族に関する記述が好ましいものであれば、家庭の雰囲気得点も高得点であり、好ましくないものは低得点であるものが多数を占めていた。その点で、子どもの親を見る目は、自宅で感じるストレスとの関係が深いといえるだろう。

(MORIYA Ririka)

# 幼児のソーシャルスキルと創造的想像力の関連

山口 美波

キーワード：創造的想像力，ソーシャルスキル

## 問題と目的

内田(1990)は想像世界を作り出すためには、経験や自分が感じた印象、知識を加工しなければならないと述べている。その中でも物語とは、知識や経験をもとに新しい表現を創造する営みの典型的なものである。特に幼児が創造する物語は、生活の中で得た知覚的経験の断片や印象的な生活経験の一部を再現するところから始まり、次第にファンタスティックな事件を盛り込んだものへと進化していくと考えられている。本研究では想像世界を作り出すことを内田(1982)等の先行研究を踏まえて、創造的想像力とする。また、創造的想像力を「イメージをつなぎ合わせ、新しい結びつきを作る働きをする能力」と定義する。

内田(1982)の幼児を対象とした研究では、創造的想像力を「物語」を作り出す能力と位置付け、物語産出を促す実験が多く用いられている。内田(1982)では、4歳から5歳の幼稚園児に対し、日常的なテーマと空想的なテーマをもとにした話の発端部をそれぞれ読み聞かせ、続きを作らせた。その結果、4歳児は空想的なテーマでは話の流れの繋がりが十分ではなかった。5歳児では両方のテーマで一貫性のある物語を作ることができ、経験を重ねることで、物語が進化していることが示された。物語産出を支える認知機能の発達的变化は特に5歳後半頃に起こる(内田,2008)。第一に、行動のプランをもち始め、意識の時間軸は確実に未来に広がる。第二に、そのプランに照らし合わせて自分の行動をモニターしたり、評価したりするようになる。自己の中にもう1人の自己をすまわせ、メタ認知機能をもつことができるようになる。第三に、時間概念の因果の枠組みが整ってくる。結末から原因へ遡って推論し、言葉

で表現できるようになるのは5歳後半すぎのことである。このように幼児期の創造的想像力には認知発達が重要であると示されている。

内田(2006)は、創造的想像力が発揮されるために対人関係が重要であると述べている。幼児のソーシャルスキルと創造的想像力の関連について明神(2005)では、創造的想像力の基盤でもあり、幼児の想像力がもっとも際だって観察されるのがごっこ遊びであると述べた。さらに子どもたちが人と関わり合い、遊びへの動機づけや大人の指導的役割が創造的想像力の発達を促すことを示した。さらに、佐渡・岩男(1991)では、Singer et al.(1973)の想像傾性(imaginative predisposition)を用いて4歳から5歳の幼稚園児に面接調査を行った。得点の高い幼児の回答内容を見ると、内在化された豊かな空想世界を保有し、それを自分の言葉で表現する力を身につけていることが分かった。また高得点の幼児は、自ら積極的に話をし、表現力も優れていたと述べている。これらの研究から、人との関わりが幼児の創造的想像力に影響を与えていることがうかがえる。人間関係を豊かにするためには、コミュニケーション能力が重要であると考えられる。しかし、幼児のソーシャルスキルに関連する研究では、創造的想像力との関連を実証的に検討した研究はほとんど行われていない。

本研究ではコミュニケーション能力をソーシャルスキルと捉える。金山・金山・磯部・岡本・佐藤・佐藤(2011)の幼児用社会的スキル尺度(保育者評定版)を踏まえ、ソーシャルスキルを「一定の状況下で重要な社会的効果を予測するのに役立つ諸行動」と定義する。

以上により、本研究では対人関係をソーシャルスキルの点から捉え、創造的想像力との関連を検討する。

仮説は「ソーシャルスキルが高い幼児は、物語産出量が多く質も高い。」「ソーシャルスキルが高い幼児は、想像傾性が高い」とした。

## 方法

### 実験対象者

函館市内の幼稚園に通う4,5歳児クラス38名(男児16名,女児22名,平均年齢5.08±0.71歳)と担任保育者2名を対象とした。

### 実験時期

2012年8月から10月にかけて実験を行った。

### 実験方法

担任保育者には、幼児用社会的スキル尺度(金山他,2011)(16項目5件法)、想像傾性(保育者評定)を用いた。はSinger et al.(1973)の質問項目を用いて、各幼児について評定を求めた(4項目2件法)。幼児には個別に実験を行った。想像傾性(Singer et al,1973)を口頭で尋ねた後、物語産出課題を行った。は内田(1982)の物語産出課題を用いた。具体的には、「きんぎょのトトとそらとくも」の最初の発端部を用いた。発端部を2回読み聞かせた後、「話は途中で終わっていたけど、このあとどうなるかな?」と教示し作話をさせた。作話途中、実験者は幼児の発話をうなづきながら聞いた。内容についての誘導は一切行わなかった。収集したデータはKintsch(1977)のエピソード構造の分析方法に基づいて物語産出量・物語産出質得点を算出した。得点は数名の協力者を得、協議によって決定した。

## 結果と考察

想像傾性と年齢について<sup>2</sup>検定を行った結果、6歳児の方が4歳児よりも創造的想像力は高いことが示された。また幼児用社会的スキル尺度項目を主張スキル、協調スキル、自己統制スキル、それらすべてを合わせた社会的スキルに分類し、各項目を得点化した。その後、平均値を基準とし高群・低群に群分けし、想像傾性との<sup>2</sup>検定を行った。その結果、想像傾性と「主張スキル」の間では、主張スキル低群のほうが主張スキル高群よりも想像傾性が高い傾向がみられた。今回幼児の社会的スキルを測る

ため、担任保育者を対象に調査を行った。そのため園生活で集団の中にいるときは自分の意見を主張できない子だとしても、保育者の視点から見ると人の考えを聞き、自分の意見を持っていると評価される場合がある。自分の考えを表現しただけであり、創造的想像力は高い可能性がある。物語産出課題について群分けし、想像傾性と<sup>2</sup>検定を行った。その結果、「物語産出量」で、物語産出量低群のほうが物語産出量高群よりも想像傾性が高い傾向にあることが確認された。このような結果になった要因として実験対象者の数が少なかったことや実験者と2人のみだった実験環境、実験前の関係づくり期間の長さなどが挙げられる。

Table 想像傾性と主張スキル・物語産出量(N=38)

		主張スキル		物語産出量	
		高群 n=22	低群 n=16	高群 n=13	低群 n=25
高群	人数	7	10	3	14
	調整済み残差	-1.9 <sup>†</sup>	1.9 <sup>†</sup>	-1.9 <sup>†</sup>	1.9 <sup>†</sup>
低群	人数	15	6	10	11
	調整済み残差	1.9 <sup>†</sup>	-1.9 <sup>†</sup>	1.9 <sup>†</sup>	-1.9 <sup>†</sup>

<sup>†</sup>p<.10

この結果より、本研究の仮説はどちらも支持されなかった。

本研究の結果は、創造的想像力は、保育者の目から見て自己主張が少ない幼児の方が高く、認知的に発達した年長児の方が高くなることが示された。以上の結果を踏まえ、創造的想像力とは、自己主張を多くするよりも少ないほうが、自分の考えを十分に考えられ、膨らませられると推測される。

本研究の課題として、実験を依頼した幼稚園が1園だったため、結果が片寄った可能性がある。今後の研究発展として、保育環境や教育方針による創造的想像力の差を幼稚園ごとに比較することを課題とする。また日常生活の中で幼児が創造的想像力を働かせる場は多くある。言語表現にとどまらず、音楽表現や身体表現などを取り入れた創造的想像力の研究を行うことで更なる発展が望まれる。

(YAMAGUCHI Minami)

# 集団意思決定における情報共有とコミュニケーション・モード

## 隠れたプロフィールによって隠された優位性の発見

山中湧司

キーワード：隠れたプロフィール，CMC，対人圧力，選択方略

### 問題と目的

**隠れたプロフィール** 集団意思決定場面で，共有されていない情報のことを「隠れたプロフィール」と呼ぶ。隠れたプロフィールが存在することによって，集団全体の情報を集めると最もよい選択肢であっても個人に与えられる情報ではそのように判断できない状況が生じる (Stasser & Titus, 1985)。隠れたプロフィールによって隠された選択肢の優位性を，「隠された優位性」と定義する。優位性が隠された条件で討議を行った集団決定では，優位性の隠された選択肢の選好は少ないことが報告されている。

**Computer-Mediated Communication** 木村・都築 (1998) は，CMC は文字情報に依存しており，視覚や聴覚を通して得られる相手の年齢や性別，社会的地位といった情報が遮断されるため，対人圧力が低減することを示した。川上ら (1993) は，CMC の対人圧力の低減により，課題志向的で自由活発な議論となることを示した。CMC を用いることで対人圧力が低下し，課題志向的で活発な議論が行われるのであれば，隠れたプロフィール状態の非共有情報に対しても発言しやすくなり，隠された優位性の発見が促進されると考えることができる。仮説 1：CMC では対人圧力の低減により課題志向的な議論が行われ，隠された優位性の発見が促進される。

**選択方略** Hollingshead (1996) は，隠された優位性が含まれた集団意思決定を行う場合，最良の選択肢を 1 つ決定する「択一方略」よりも，各選択肢の選好順位を決定する「順位付け方略」の方が，すべての選択肢について詳細な検討が行われ，非共有情報への言及が多くなり，正答率が高くなることを示した。本研究では，順位づけ方略が CMC

でも有効であるか検証する。

仮説 2：CMC において，順位付け方略を用いた集団は，選択方略を用いた集団と比較し，非共有情報への言及が多く，隠された優位性の発見が促進される。

### 方法

**実験計画** 情報共有状態 (共有・非共有) × 選好方略 (順位付け方略・択一方略) × コミュニケーションモード (FTF・CMC) を独立変数とした。

**質問紙の構成** 質問項目は木村・都築 (1998) を参考に，対人圧力 (4 項目)，話しやすさ (6 項目) に 7 件法で評定を求めた。

**実験参加者** 北海道教育大学学部生 80 人 (男性 26 人，女性 54 人)，年齢は平均 20.45 才 ( $SD = 1.18$ ) であった。実験に際して，2 人 1 組の集団を無作為に構成した。

**実験課題** 候補者 A，候補者 B，候補者 C の 3 人の中からサークル長にふさわしい人を 1 人選ぶ (選択方略)，または，ふさわしい順番を付ける (順位付け方略) 課題であった。

**候補者に関する情報** 1) 意思決定の際に用いられるサークル長候補に関するプロフィール情報は，淵上 (2008) を参考に，一部改変，削除，追加したものであった。2) 討議前に参加者に配布される情報は，情報共有条件の場合には 2 人に同じ情報を提示し，情報非共有条件の場合には，一部が 2 人の参加者に共有され残りがそれぞれの参加者に分散された状態であった。

**手続き** 参加者は FTF 条件ではテーブルを挟んで向かい合う状態で，CMC 条件ではブースにあるパソコンのチャットプログラムを用い，お互いの顔が見えない状況で実験に参加した。参加者は，実験者から与えられた情報からどの候補者がふさわしいかを回答する討議前個人評価セッション，集

団で討議を行い集団としての回答をする集団評価セッション，討議を終えてどの候補者が一番ふさわしいのかを回答する討議後個人評価セッションの3つのセッションを行った。

## 結果

**コミュニケーション認知** 質問紙調査によって測定した話しやすさ得点( =.80)について分散分析を行った結果，CMC 条件はFTF 条件比べ，話しやすい傾向が見られた( $F(1.78)=3.54$   $p<.10$ )。対人圧力( =.71)について分散分析を行った結果，CMC 条件はFTF 条件より対人圧力が低く認知されることが示された( $F(1.78)=4.84$   $p<.05$ )。

**コミュニケーション・モード** コミュニケーション・モードごとに，情報非共有条件における討議前個人決定と，集団決定で<sup>2</sup>検定を行った。その結果，FTF 条件 CMC 条件では討議前個人決定と集団決定に有意な連関はみられず，両条件共に優位性の発見を促進しないことがわかった。したがって，仮説1は支持されなかった。

**選択方略** 集団意思決定の際の非共有情報への言及回数は，正答群の平均言及回数は誤答群よりも有意に多かったことから，非共有情報への言及は，優位性の発見を促進することが分かった( $F(1.38)=39.39$   $p<.01$ )。選択方略ごとに，集団決定の際の非共有情報への言及を比較したところ，順位付け方略を用いた集団の言及回数は択一方略を用いた集団よりも有意に多かった( $F(1.38)=6.69$   $p<.05$ )。方略ごとに情報非共有条件における正答率について討議前個人決定と集団決定で<sup>2</sup>検定を行った結果，順位付け方略において有意な傾向が見られ，隠された優位性の発見を促進していたが ( $\chi^2(2)=4.75$   $p<.10$  ;  $z=2.2$   $p<.05$ )，択一方略では促進されなかった。

コミュニケーション・モードごとに順位づけ方略の効果を検証した結果，FTF 条件では順位づけ方略の方が非共有情報への言及が多く( $F(1.18)=9.56$   $p<.01$ )，候補者Aのプロフィールに隠された優位性の発見が促進された( $\chi^2(2)=4.84$   $p<.10$ ;  $z=2.6$   $p<.01$ )。CMC 条件では選択方

略間に非共有情報への言及数に差はなく，優位性の発見は促進されなかった。したがって，仮説2は支持されなかった。

## 考察

CMC による対人圧力の低下では，隠された優位性の発見の促進は確認されなかった。CMC の持つ対人圧力の低減とは異なる部分に，隠された優位性を発見する鍵があると考えられる。稲増・池田(2009)によれば，心理的な親密性が高いほどお互いの知らない情報を共有するという動機に基づく話題選択が行われるが，CMC 条件はFTF 条件よりも他者に対する親しみやすさを感じさせない(笠木・大坊，2003)。CMC では親しみやすさの低さによって，お互いの知らない情報を共有するという動機を持った討議が行われないため，FTF より隠された優位性の発見が促進されず，かえって意思決定の質が低下する可能性が示唆される。

順位付け方略がCMC 条件では有効でない理由として，非言語のコミュニケーションの欠落が考えられる。非言語コミュニケーションと言語チャネルで行われるFTF では表現が可能なことでも，言語チャネルのみのCMC では表現することが困難である項目もあると考えられる。このように表現が制限されるCMC では，非共有情報への言及を難しくさせ，CMC において順位づけ方略の有効性を妨げていた可能性が示唆される。

本研究では，CMC はFTF よりも話しやすいメディアであることが示された。しかし，CMC は隠れたプロフィールを含む集団意思決定課題の結果はFTF よりも隠された優位性の発見が難しいことが示された。すなわち，CMC はFTF より話しやすいメディアであるが，意思決定の質が低い可能性が示唆された。

(YAMANAKA Yuji)

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

