

# 青年期の友人関係における同調行動

—— 同調行動尺度の作成 ——

葛西 真記子\*, 松本 麻里\*\*

(キーワード: 友人関係, 同調行動, 青年期)

## I. 問題と目的

### 1. 現代青年の友人関係

近年、わが国の現代青年の友人関係は全般的に「表面的」(影山, 1999)だと指摘されている。影山によると、「表面的」とは、お互いの心の深みには立ち入らないことを指す。日本の現代青年の希薄な対人関係の広まりについては、1970年代より指摘されている。希薄な関係とは、形式的・機械的な関係や浅い付き合いの場面は明るくこなせるが、関係が深まる場面に対して困難を感じるような関係とされる(千石, 1991)。また、岡田(1995)は、互いに傷つけあわないよう気を遣うといった自己防衛的な友人関係がとられていることを見出し、そのような友人関係には、表面的な楽しさを求める一方で、関係が深まることを恐れる傾向があることを指摘している。

青年期では友人関係が最も強い人間関係であり、その中で親密な友人関係を形成する重要性は多くの研究で指摘されている。例えば、青年期における友人の存在は青年の自己概念に大きな影響を与えること(岩永, 1991)、友人が青年の人生の選択の幅を広げ、自我同一性の積極的関与に、より重要な意味づけを与えること(Waterman, 1993)、青年期の友人関係の機能として、安定化、社会的スキルの学習機能、モデル機能があること(松井, 1990)などが挙げられる。しかし、先述したように、現代青年の友人関係は全般的に「表面的」で「希薄」だと指摘されることもある。この指摘の一方で、現代青年は友人関係に対して「満足」、「やや満足」と答えている者が92.4%にもなっており(総務庁青少年対策本部, 1994)、このことに関して、下斗米(1996)は、親密化の弱い段階で当事者同士が満足しているような関係の存在を示唆している。また、高校生を対象とした実態調査(東京都生活文化局, 1985)では、交友関係において「互いに甘えすぎない」、「互いの領域にふみこまない」等、友人に対して距離をおいた付き合い方をしているのは青年の約3割であった。しかし、上野ら(1994)が、友人と内面的には心理的距離をとりたいと考えながら、行動的には同調的であろうとする青年が存在し、青年の交友関係において、内面的な密接さと外面的な行為とが区別されている、と指摘するように、現代青年の多くが表面的な親密さをもつ友人関係である可能性もある。また、和田(1996)は友人関係への期待を中学生から大学生を対象に調査し、中学生より高校生・大学生の方が友人と言いつことを望むことや、友人関係の中で自分自身が向上することを望むといった内面的な関係を期待するようになることを報告している。この結果から、友人関係の中で生じる期待は年齢によって変化し、年齢と共により内面的な関係を期待し、さらに相互的になることが明らかにされている。さらに、友人との他者を入れない閉鎖的な関係は男女ともに高校生において高くなるという調査結果もある(榎本, 2000)。

### 2. いじめ

友人関係が希薄で表面的になってきている要因の一つとして、筆者はその根底にいじめの影響があるのではないかと考えた。坂西(1995)は、過去のいじめ体験による影響についての研究を行っており、いじめの被害者が“相手の気持ちをよく考えるようになった”、“我慢強くなった”といういじめのプラスの影響を指摘している。しかしながら、筆者は、この“相手の気持ちを考えるようになった”、“我慢強くなった”ことにより、自分の意見を抑えて、相手に合わせるようになったというマイナスの影響が起きているのではないかと考えた。相手に合わせて自分の意見を抑えることは、円滑な人間関係を保つ上で必要なことではあるが、我慢することによるストレスや不満があると考えられる。また、現代のいじめの標的には異端者、つまり集団内の均質性からはずれた者に対して行われる傾向が強く、同集団内の仲間と比べて劣っている者も優れている者もいじめの対象となるという指摘がある(森田・清永, 1994)。同様に、田崎(1974)も同調行動からの逸脱者が他の成員から拒絶される傾向を指摘している。そのため、日本の社会では「自己主張」という言葉が否定的に捉えられる傾向がある。以上のようなことから、現代青年においては、自分の意見を抑え、円滑な友人関係を保つことに配慮するあまり、

\*鳴門教育大学臨床心理士養成コース

\*\*岡山県倉敷市役所男女共同参画推進センター

友人関係が表面的で希薄になっているとも考えられる。

文部科学省による平成19年度の調査（文部科学省，2007）では，2006年度の全国の国・公・私立の小・中・高等学校・特殊教育諸学校のいじめの認知件数は12万4,898件で，いじめを認知した学校は全学校の約55%にあたる2万2,159校であった。さらに，大学生・短期大学生を対象に行った香取（1999）の研究によると，いじめの加害者，被害者，傍観者，仲裁者，観衆を含め，いじめに何らかの形で関わった者は，93.6%にのぼった。このように，いじめは児童・生徒にとって身近な問題である。香取（1999）の研究によると，いじめの役割において，傍観者，被害者，被害者かつ加害者（被害者も加害者も経験したことのある者）は同調傾向が高いことも明らかになっている。

### 3. 同調行動

本研究では，いじめの影響に見られるような「自分の意見を抑え，相手の意見に合わせることを「同調行動」と考え，これに着目した。同調行動とは，「自分とは異なる意見・態度・行動を周囲から求められたとき，迷いながらも周りの意見・態度・行動に合わせてしまうメカニズム」と定義されている（藤原，2006）。このような同調行動は社会生活を営む上で欠かすことのできない行動様式であり，社会的行動の下位概念と捉えることができる。しかしながら，これは，現代社会で重視されている創造性や個性とは逆の概念であるように思われる。

同調には「内面的同調」と「表面的同調」があり，「内面的同調」とは，内心から他者の意見や行動を受け入れることで，「表面的同調」とは，表面的には同調しているように見えるが，内面では異なっていることである（藤原，2006）。これまでの「同調行動」に関する研究においては，同調行動の効果について，社会的な適応の促進（戸川，1956）や，集団との葛藤を回避することによる内的緊張の低減（田崎，1971）といったポジティブな側面が主であった。しかし，同調することにより，内心の自己意見と，集団意見に同調して呈示した自己意見との間に葛藤が生じ，ストレスフルな状態を招く（坂本，1999）というネガティブな側面もある。さらに，社会的な適応の促進のために「表面的同調」は必要ではあるが，友人に対して過剰に「表面的同調」をすることにより自己表現ができなくなり，そのため，先述した友人関係の希薄化に繋がっているのではないかと考えた。そこで，本研究では，「表面的同調行動」のネガティブな側面に着目することとした。

集団への同調が現実的に個人に何をもたらすのかということについて，戸川（1956）は社会学的観点から，「『ねばならぬ』に従うことが適応なのである」と指摘し，集団規範への同調により集団への適応がなされると理論的に考察している。また，田崎（1967，1971）の同調の効果についての研究では，同調行動は集団の基準との葛藤を回避すると捉えられている。しかし，同調することによるネガティブな効果の存在も考えられる。同調にはポジティブな側面とネガティブな側面が存在するが，進化心理学的な考察を交えた所属欲求の近年の知見からは，所属欲求は基本的な欲求であり，集団に所属することでネガティブな効果がみられても，人は関係の解消を望まないという指摘もある（Bumeister & Leary, 1995）。つまり，同調行動によるコストを要しても人はその成員であろうとすることが考えられる。また，中学生を対象とした調査では，多忙化と管理教育の中で，競争から落ちこぼれたり集団から孤立するのを過度に恐れ，友人関係において同調を繰り返して精神的に疲労しているという指摘がみられる（日本子どもを守る会，1996）。これは，橋本（1997）の対人ストレスイベントの分類によれば対人摩擦にあたり，同調による対人摩擦がストレス反応の直接因となっていることを示唆する（坂本，1999）。

また，榎本（2000）は友人との親しさを望む欲求の背景に，友人と一緒にいると自分のしたい行動や自分の思いを言えないといった葛藤があることを指摘している。女子については，葛藤が起きない感情の背景には，自分の意思を出さないことも指摘している。有倉（1996）は同調行動が社会的スキルの学習不足による社会性と個別性の欠如によるものであると考察しており，桜井（1993）は，同調的行動をする児童は社会的存在としての自分に注意が向いているが，社会的スキルが不足しており，対人行動が不適切であり，劣等感が高いことを指摘している。主張スキルが不足する者は，集団との意見の食い違いが生じた場合，自己意見を主張するなどの方略を行うよりは集団への同調という方略をとることで，友人や教師との関係を良好にしていることを明らかにしている。

以上のことから，同調行動についてポジティブな側面が強調されると，社会の規範に従うことが強調されることとなり，過剰に同調行動をしてしまう青年が存在するのではないかと考えた。そのため，自己の意見を適切に表現できない青年や，自己の意見がない青年が存在し，それ故，友人関係の希薄化に繋がっているのではないかとと思われる。

### 4. 同調行動に関連する他の要因

#### (1) 特性不安

同調行動における Dutton & Aron（1974）の研究では，同調圧力がかかると同調行動が行われることが明らかになっている。つまり，人は，不安状態に置かれたとき，その状態不安を低減させようとするのである。そこで，同調傾向の高い者は，「特性不安」が高いのではないかと考えた。その理由として，不安状態がその人のパーソナリティである特性不安によって高められている場合，その人は不安の軽減を求め，日常生活では友人関係の中で常に，または頻繁に同調行動が見られると考えられるからである。

不安に類似した言葉に恐怖がある。一般に同じ心理的危機感、無力感を意味しているが、不安は対象がはっきりせず漠然としているのに対して、恐怖は特定の対象があるというように区別されている（山崎，1993）。Fisher（1970）は、不安であることは、課題や能力面においてははっきりはしないものの、目標とする世界や実現しなくてはならないものへの同一性への実行という意味が含まれているのに対して、恐れていることは、不確かではあるが、すでに所有していることへの防衛やしがみつがみられると述べている。

Heinrich & Spielberger（1970）は、人は不安状態におかれたとき、その状態不安を低減しようとする動機を持っているとしている。また、岸川・金児（2000）は、状態不安と同調行動の関連について実験を行い、同調行動が可能な場合のみ、状態不安が低減し、同調行動を行うことによって状態不安が低減するという直接的な関係についての証拠は得られなかったとしている。そこで、筆者は、不安が状態不安だけではなく特性不安（Cattell, 1966；Spielberger, 1972, 1976, 1983）であった場合も、同調行動が得られるのではないかと考えた。特性不安とは、脅威を与えるさまざまな状況を同じように近くし、そのような状況に対して同じように反応する傾向をあらわしている（肥田野ら，2000）。加藤ら（1998）の研究では、特性不安の高い人は対人関係や自尊感情の脅威を含む場面において状態不安の強さを大きく高めて反応しやすいことが明らかになっている。そのため、日々の生活の中で同調圧力がかかっている状態であれば、特性不安の高い人が同調をしやすいのではないかと考えた。

## (2) 自己意識

続いて、同調しやすい者の特徴として「自己意識」についても着目した。自己意識とは、態度形成や行動に影響を及ぼすものであり、下位概念として私的自己意識と公的自己意識がある。公的自己意識とは、自己の概観や他者に対する言動といった自己の外的側面に注意を向けやすいといった特徴があり、同調傾向の高い者は、この公的自己意識が高いのではないかと考えた。その理由として、公的自己意識の高い人は低い人に比べて、多数派の見解に容易に同調しようとすることが明らかになっている（Froming & Carver, 1981）からである。つまり、同調傾向が高い者は、周囲の目を気にする公的自己意識が高いと考えられる。

自己意識の強さは様々な対人行動に影響を与えることが示唆されている（菅原，1984）。また、菅原（1986）は、男子よりも女子の方が公的自己意識、私的自己意識ともにその平均値が有意に高いこと、公的自己意識と対人不安意識に正の相関があることを見出している。その他に、青年期の公的自己意識の高さを指摘する研究（菅原，1986）もあわせ考えると、青年の生活や意識を理解する上で自己意識という側面から検討することの重要性を感じる。

岡田（1995）は、円滑な友人関係を維持することへの関心が高い青年は、友人からの評価や視線に対して敏感で、公的自己意識が高いと考えた。そのため、友人関係を円滑にするために友人へ同調しているのであれば、同調行動をしすぎる者は、公的自己意識が高いのではないかと考えられる。

また、植木ら（2000）は、自己の外観や他者に対する言動などに注意を向ける公的自己意識の高い人は、ストレス反応との関連が高いことを明らかにしている。菅原（1984）が述べている公的自己意識と対人不安意識に正の相関があることも合わせて考えると、公的自己意識の高い人は外的な基準を重視するので、ストレス反応が強く現れやすい傾向があり、その認知も強いと言える。

上野ら（1994）は、同調性の高い交友関係を取る青年は公的自己意識が高く、友人からの評価懸念が高いことを見出している。岡田（1999）は、青年自身は、友人以上に自分の理想として内面的関係を求めていると認知しており、表面的な関わり方を肯定しているわけではないことを明らかにした。自分の理想に反して友人に合わせているのではなく、むしろ積極的に群れ関係を取ろうとしていると述べている。つまり、青年は、内面的関係と群れ関係を共に理想として肯定的にとらえていることを明らかにした。さらに、青年自身が友人関係を維持するために、友人が取っている関係の取り方に過剰適応的に合わせようとしている可能性を推測している。岡田（1999）は、青年自身は、自分の理想に反して友人に合わせているのではなく、むしろ積極的に群れ関係を取ろうとしていると述べているが、筆者は、友人に対して過剰適応している状態になっているのではないかと考えた。自分の理想に反していないならば「内面的同調」であるが、自分の理想に反しているならば「表面的同調」になると考えられる。「表面的同調」であるならば、友人関係への希薄さに関連しているのではないかと考えた。

## (3) 承認欲求

さらに、同調傾向の高い者は、人から好かれたいという欲求を強く持っているとして推測し、その欲求を「承認欲求」と考えると、同調傾向の高い者は承認欲求が高いのではないかと推測した。承認欲求とは、他者から「公的評価や社会的評価（例えば承認）を得、否定的評価や社会的罰（例えば批判や拒絶）を避けようとする欲求（Martin, 1984）」である。また、Homans（1974）が「個人は他者からの好意的評価を得るような一般的傾向を持っている」と述べているように、人は多かれ少なかれ他者からの承認を求めており、この欲求は誰にでもあるもので、円満な社会生活を営むうえで、基本的かつ重要な動機づ

けであるといえる。しかし植田・吉森（1990）は、承認欲求は弱すぎても、強すぎてもマイナスの側面が現れるとし、個人の承認欲求の強さの観点から、その対人関係や社会生活への適応の状況を予測するならば、承認欲求の弱すぎる人は自己本位の行動が多くなり、他者から拒否されやすく、社会生活に支障が生じ、反対に承認欲求が強すぎる人は、主体的行動がとれず、人の目ばかりが気になり、精神的に不安定になるのであろう、と述べている。このことに加え、先述した特徴の「権威主義的な人は同調しやすい」、「人から好かれたい欲求の強い人は同調しやすい」ということから、同調しやすい者は、人から認められたいという承認欲求の強いのではないかと考えた。

これらのことを踏まえ、本研究では、表面的同調行動のネガティブな側面に着目し、不安や、公的自己意識、承認欲求との関連を明らかにしていくこととした。

## 5. 本研究の目的

本研究では、第1に、これまでの先行研究では同調行動に関する量的な尺度がなかったため、同調行動についての尺度（同調行動尺度）を作成し、その中で、現代青年の同調について新たな知見を得ることを目的とした（予備調査）。第2に、表面的な同調行動に着目し、友人関係において同調行動をしやすい青年の人格特性を明らかにし、友人関係に悩む現代青年を理解するための有益な知見を得るため、高校生を対象に質問紙調査を行い、特性不安の高い者、公的自己意識の高い者、承認欲求の高い者は同調行動をとりやすいという仮説をたて、それを明らかにすることを目的とした（本調査）。

## II. 予備調査

### 1. 方法

質問紙作成に関して、これまでの研究の中から同調に関して扱っているものを参考にした。それらは、いじめの影響尺度（香取，1999）の「同調傾向」因子7項目、榎本（1999）の欲求の側面尺度の「同調欲求」因子2項目、藤原（2006）の同調行動志向尺度14項目、葛西（1999）の誇大感欲求尺度の「他者との同調」因子17項目、上野ら（1994）の「友人への同調行動尺度に関する項目」4項目、加藤・高木（1980）の「同調・依存」因子2項目であった。その他、筆者が同調行動と関連すると思われる2項目を加えた。全46項目となり、筆者が質問紙の統一性のため、類似した文章を削除し、文末や言い回しを調節し、30項目を使用することにした。この質問紙の回答法は、「1. ほとんどあてはまらない」から「5. とてもあてはまる」までの5件法とした。

### 2. 対象

X 県の大学生・大学院生170名にアンケート用紙を配布し、155名（有効回答率91.18%）から回答を得た。155名の内訳は、男性83名、女性72名で、平均年齢は23.12歳で、年齢幅は19歳から47歳であった。これは、X 県の Y 大学院では、現職派遣教員が多いため、年齢幅が広がったが、主に20代前半の者が多かった。

### 3. 手続き

調査時期は2008年5月で、「友人関係に関するアンケート調査」として、主に授業前に質問紙調査を依頼し、回収箱を設けて後日回収した。他にも知人に依頼し、回収したのものもある。教示として、質問紙に回答する際の注意点、回答は統計的に処理されるため、個人が特定されることはなく研究目的以外で使用しないこと、質問紙への回答は強制ではないことを述べた。なお、調査は無記名で行われ、フェイスシートには、性別記入欄と年齢記入欄を設けた。回答所要時間は10分程度であった。

### 4. 結果の処理方法

得られたデータは統計的に集計し、分析を行なった。統計処理にあたっては、SPSS16.0J for Windows を使用した。欠損値を含む回答用紙は分析の対象から除外する予定であったが、回収した質問紙に欠損値を含むものはなかった。

### 5. 結果と考察

同調行動尺度の分析について、まず質問項目30個の平均点（M）及び標準偏差（SD）を算出した。M±SD が尺度件数を超える（1未満及び5を超える）項目があり、項目9の「自分の考えや意見を言うのを押さえる」について天井効果が見られたが、予備調査のためそのまま含めた。

次に、上記の手続きを終えた30項目について、因子分析（主因子法、バリマックス回転）を行った。因子負荷量が0.35以上の項目を採用した。0.35未満の項目は、項目20、26、16、2、11、4の6つであった。それら6つの項目を削除した後、2因子を抽出した。また、2因子にまたがって因子負荷量が0.35以上のものがあつたが、因子負荷量の高い因子の方に含めることにした。

第1因子は、13項目で構成されており、「出来るだけ仲間と同じように行動したい」、「親しい友だちと同じような格好や行動をしたい」など、友人や仲間と同じことをしたいという内容の項目が高い負荷量を示していた。そこで、「仲間への同調」因子と命名した。この因子は、積極的に友人と同じ行動を取りたいという思いからきているものである。これは、内心

から他者の意見や行動を受け入れる「内面的同調」との関連が深く、類似していると考えられる。

第2因子は、11項目で構成されており、「クラスや部活動などでみんなと意見が違ふときは、自分の意見を取り下げる」、「自分の考えや意見を言うのを抑える」など、自分を抑えて相手と同じことをしたいという内容の項目が高い負荷量を示していた。そこで、「自己犠牲・追従」因子と命名した。この因子は、自分を犠牲にしても友人に合わせようとするものである。これは、自分は心から納得しておらず、友人と同じ行動をしているため、「表面的同調」と関連が深いと考えられる。

また、信頼性を検討するために因子の下位尺度について Cronbach の  $\alpha$  係数を求めた。その結果、第1因子の「仲間への同調」因子が.845、第2因子の「自己犠牲・追従」因子が.833と、満足できる信頼性が獲得できた。そのため、2因子24項目の同調行動尺度を本調査で使用することにした。

### Ⅲ. 本調査

本調査では、予備調査で作成した同調行動尺度を含め、同調行動と不安、公的自己意識、承認欲求との関連について明らかにするため、質問紙を用いて調査・分析を行った。

#### 1. 対象

対象はZ県の県立W高等学校に在籍する高校1年生4クラス、高校2年生4クラスの、320名であった。当日の欠席者に関して筆者は把握していない。回答者の内訳は、1年生男子59名、女子88名、2年生男子64名、女子83名で、平均年齢は15.82歳であった。Z県の県立W高等学校は全学年8クラスの普通科の高等学校であり、歴史と伝統がありながらも、常に斬新な教育方針を取り入れている進学校である。

#### 2. 方法

本調査では、予備調査で作成した同調行動尺度、新版 STAI Y-2、公的自己意識尺度、承認欲求尺度、妥当性尺度を含めた質問紙を使用した。

本調査の目的は、高校生の同調行動についてその諸要因と関連について考察するため、質問紙を用いて調査・分析し、その関連性を明らかにすることであった。対象者を高校生にした理由として、中学生と比較して攻撃性が低くなること（中野, 2007）、友人と言ひ合うことや友人関係の中で自分自身が向上することを望むといった内面的な関係を期待するようになること（和田, 1996）、友人との他者を入れない閉鎖的な関係は男女ともに高校生において高くなること（榎本, 2000）から、高校生にとっての友人の重要性や、それによる同調行動への影響について調査したいと考えたためである。

それぞれの尺度について以下に説明する。

#### (1) 新版 STAI Y-2

新版 State-Trait Anxiety Inventory-Form JXX（以下 STAI と表記する）（肥田野ら, 2000）は、全40項目あり、現在の不安を測定する状態不安20項目、その人が元来持っている不安を測定する特性不安20項目からなる。新版の特徴として、P項目（不安存在項目）とA項目（不安不在項目）からなっている。本研究では、元来持っている不安を測定するため、特性不安から因子付加量の大きいP項目5つ、A項目5つを選出し、全10項目で特性不安の程度を測定することにした。さらに、回答方法は、新版 STAI は4件法であるが、高校生が回答しやすいように、他の尺度と統一し、5件法を用いた。

#### (2) 公的自己意識尺度

自己意識は、私的自己意識、公的自己意識、社会的不安からなり、私的自己意識と公的自己意識両者の間には、中程度の正の相関しか認められない。公的自己意識とは、他者から見られている自己・自己表出の気配り、印象管理や印象操作など公的で外面的な自己側面に注意を向ける傾性のことである。社会的不安とは、きまり悪さ、はにかみ、対人的な緊張などの側面を示すものである（岩淵ら, 1981）。そこで、本研究では、岩淵ら（1981）の自己意識尺度の中の下位因子から公的自己意識尺度の6項目を選出し、回答方法は5件法を用いた。

#### (3) 日本版 MLAM 承認欲求尺度

Larsen, Martin, Ettinger & Nelson (1977) が承認欲求を直接測定するための尺度（Martin-Larsen Approval Motivation scale ; MLAM）を作成し、その MLAM の日本語版を植田・吉森（1990）が作成した。その下位因子は「外的統制因子」、「社会的スキル因子」、「冷めた人間関係因子」、「慎重さ因子」、「対人防衛因子」の5つに分かれており、全19項目である。そのうち、「外的統制因子」は筆者の作成した同調行動尺度と類似した項目があるため除外し、本研究では、「社会的スキル因子」、「冷めた人間関係因子」、「慎重さ因子」、「対人防衛因子」の4つの因子を選出し12項目を取り入れ、回答方法は5件法を用いた。

#### (4) 妥当性尺度

同調行動をしやすい者は、無記名の質問紙調査であっても良い回答をしようとするのではないかと考えられたので、妥当性尺度を使用することとした。妥当性を測るため、MMPI より L 尺度、F 尺度、K 尺度の9項目から6項目を選出した。

回答方法は5件法を用いた。

#### (5) 質問内容の改善

事前にW高等学校の管理職が質問項目を検討し、高校生が回答しにくい内容があるとの指摘を受け、高校生が回答しやすいように以下の質問項目の一部について内容をできるだけ意味を変えずに言い回しを変更した。

以上、合わせて58項目の質問紙を作成した。また、それ以外に、フェイスシートに学年記入欄、年齢記入欄、性別記入欄を設けた。

### 3. 手続き

Z県の県立W高等学校の管理職に高校生を対象とした質問紙調査の研究の内容の説明と依頼を行い、先生方の討議の結果、承諾を得た。

以降、学校に質問紙調査を送付し、W高等学校の補講授業期間中にアンケート調査を実施した。調査時期は2008年7月であった。各クラス担任が生徒に質問紙に関する注意事項を読み上げ、一斉に回答してもらい、直後に各クラス担任に回収を依頼した。回収した質問紙はプライバシー保護のため、筆者がW高等学校へ伺い、回収した。また、予備調査と同様に、回答は統計的に処理されるため、個人が特定されることなく研究目的以外で使用しないことを伝えた。

### 4. 結果の処理方法

得られたデータは統計的に集計し、分析を行なった。統計処理にあたっては、SPSS16.0J for Windowsを使用した。また、欠損値を含むもの、妥当性尺度に関して平均得点が22.10であったため、その半分の11.05以下の者2名は分析の対象から除外した。さらに、回答方法に虚位が見られたり、信頼性が感じられなかったりしたものも除外した結果、採用した回答数は279名分となった。

### 5. 結果

#### (1) 項目分析と因子分析

まず、項目の偏りを見るために全58項目について平均点(M)及び標準偏差(SD)を算出した。M±SDが尺度件数を超える(1未満及び5を超える)項目は、項目9「仲間はずれにされるのは絶対に嫌だ」に天井効果が見られたため、以降の分析から削除した。上記の手続きを終えた57項目について尺度別に因子分析(主因子法、バリマックス回転)を行った。

#### 1) 同調行動尺度

同調行動尺度の項目9について天井効果が見られたため、23項目について、因子分析(主因子法、バリマックス回転)を行った(表1)。因子負荷量が0.35以上のものが22個抽出され、それを採用した。0.35未満の項目は、項目13「当たりさわりのないような、人との付き合い方をする」の1つであった。その1つの項目を削除した後、固有値が1.00以上の2因子を抽出した。また、2因子にまたがって因子負荷量が0.35以上のものがあつたが、因子負荷量の高い因子に含めることにした。

表1 同調行動尺度の因子分析結果(主因子法・バリマックス回転)

	因子		共通性	M	SD
	1	2			
14 親しい友だちと同じような格好や行動がしたい	.637	.164	.458	2.405	1.041
8 友だちがブランド品・流行の商品などを持っていると、自分もほしくなる	.612	-.113	.419	2.828	1.338
22 流行遅れになるのは嫌だ	.604	-.027	.455	3.165	1.236
16 出来るだけ仲間と同じように行動したい	.591	.386	.564	3.143	1.036
21 一人でいると何となく不安で心細くなる	.553	.270	.408	2.957	1.234
17 私は、私の友だちがすることを	.529	.273	.504	2.244	0.955
11 何かを決めるときには誰かに相談する	.522	.147	.473	3.337	1.194
23 友だちとは趣味や好みが一致してほしい	.466	.034	.281	2.900	1.118
10 話題になっているTVや漫画・小説などは、見たり読んだりする	.457	.039	.308	3.534	1.177
15 自分で決断することは嫌いだ	.453	.226	.339	2.387	1.070
18 友だちに、自分を守ってくれるよう頼むことが多い	.442	.199	.388	1.928	0.911
12 何かをするとき、みんなと一緒にだと安心する	.427	.385	.501	3.903	1.015
7 自分の考えや意見を言うのを抑える	.049	.729	.496	2.961	1.113
4 クラスや部活動などでみんなと意見が違うときは、自分の意見を取り下げる	.042	.683	.440	3.108	1.084

5	自分の意見を主張するより、相手の考えや意見を聞く	.018	.638	.393	3.566	0.957
2	あまり目立つようなことはしたくない	.029	.591	.411	3.258	1.128
3	人と違ったことはしないでおこうと思う	.336	.564	.522	2.828	1.028
19	多くの場合、人と議論するより、相手に従う	.215	.555	.446	2.706	1.032
1	みんなと同じようにしようと思う	.468	.483	.505	3.254	1.058
6	いじめの場面を目撃しても、「いけないこと」とは思いながらも傍観者になってしまうことがある	.110	.411	.309	3.344	0.904
20	友だちに嫌な思いをさせてまで、自分の意見を通したくない	.157	.393	.306	3.756	1.062
24	嫌だと思ってもその意見に従うことがある	.150	.355	.214	3.390	0.934
13	当たりさわりのないような、人との付き合い方をする	.209	.269	.224	3.459	0.984
固有値		6.481	2.549			
寄与率 (%)		28.179	11.081			
累積寄与率 (%)		28.179	39.260			
α 係数		.839	.807			

第1因子は12項目で構成されており、「親しい友だちと同じような格好や行動がしたい」、「友だちがブランド品・流行の商品などを持っているとき、自分もほしくなる」など、予備調査の結果とほぼ同じであったため、同様に「仲間への同調」因子と命名した。第2因子は、10項目で構成されており、「自分の考えや意見を言うのを抑える」、「クラスや部活動などでみんなと意見が違うときは、自分の意見を取り下げる」など、予備調査の結果とほぼ同じであったため、同様に「自己犠牲・追従」因子と命名した。

α 係数は因子1が  $\alpha = .839$ 、因子2が  $\alpha = .807$  という結果が得られており、予備調査で得られた結果とほぼ一致しているため、尺度の内的整合性は満たされ、信頼性が示されたといえる。また尺度内相関を求めた結果、「仲間への同調」因子と、「自己犠牲・追従」因子との間に比較的強い正の相関が見られた ( $r = .43, p < .001$ )。

## 2) 特性不安尺度

特性不安尺度 (STAI Y-2 尺度) の10項目について、因子分析 (主因子法, バリマックス回転) を行った (表2)。因子負荷量が0.35以上の項目が9つ抽出され、それを採用した。0.35未満の項目は、項目26「神経質で落ち着かない」の1つであった。その1つの項目を削除した後、固有値が1.00以上の2因子を抽出した。第1因子、第2因子の項目が、元来の STAI Y-2 の不安不在項目 (A 項目)、不安存在項目 (P 項目) と一致していたため、第1因子の5項目を「不安不在」因子、また第2因子の4項目を「不安存在」因子と命名した。α 係数は因子1が  $\alpha = .682$ 、因子2が  $\alpha = .675$  という結果が得られ、

表2 特性不安尺度の因子分析結果 (主因子法・バリマックス回転)

	因子		共通性	M	SD
	1	2			
31	.830	-.006	.583	2.631	0.954
33	.819	-.133	.589	2.821	1.020
29	.677	-.006	.398	3.151	0.917
25	.574	.126	.320	3.100	1.013
27	.435	.161	.226	3.649	1.035
32	.005	.710	.341	3.599	1.111
34	.127	.617	.303	3.573	1.073
28	-.091	.588	.251	3.161	1.125
30	.057	.478	.201	3.125	1.194
26	.206	.224	.107	2.606	1.077
固有値		2.909	2.148		
寄与率 (%)		29.092	21.484		
累積寄与率 (%)		29.092	50.576		
α 係数		.682	.675		

尺度の内的整合性はある程度示されたといえる。

また、STAI Y-2の採点法として逆転項目であるA尺度の得点を逆転し、その得点とP尺度得点を合計したものを特性不安尺度得点とするため、本研究でも「不安不在」因子と「不安存在」因子の合計得点を特性不安尺度得点として、以下の分析に用いることにした。

### 3) 公的自己意識尺度

公的自己意識尺度の6項目について、因子分析（主因子法、バリマックス回転）を行った（表3）。因子負荷量が0.35以上の項目が6つ抽出され、それを採用した。0.35未満の項目はなかった。固有値が1.00以上の因子は1つであったので1因子とした。因子の名前は「公的自己意識」因子とした。 $\alpha$ 係数は、 $\alpha=.800$ で、尺度の内的整合性は満たされ、信頼性が示されたと言える。

表3 公的自己意識尺度の因子分析結果（主因子法・バリマックス回転）

	因子	共通性	M	SD
	1			
38 私は、他の人が私のことをどう思っているか気がかりである	.746	.498	3.749	1.057
35 私は、自分自身が周りの人にどのように見えるか気を配っている	.735	.523	3.631	1.044
36 私は、よい印象をもってもらえるようにいつも心がけている	.720	.449	3.419	0.959
39 私は見かけに気を配る方だ	.650	.442	3.355	1.045
37 私は、家を出る前には鏡を見ることにしている	.535	.362	3.570	1.224
40 私は、何かをしている時、自分がどんな気持ちになっているか意識している	.448	.184	2.817	1.055
固有値	3.067			
寄与率 (%)	51.117			
累積寄与率 (%)	51.117			
$\alpha$ 係数	.800			

### 4) 承認欲求尺度

承認欲求尺度の12項目について、因子分析（主因子法、バリマックス回転）を行った（表4）。因子負荷量が0.30以上の項目が9つ抽出され、それを採用した。0.30未満の項目は、項目54「私にとって、人との様々な交流の中で“上手に”振る舞うことは重要ではない」、項目55「私は、同じ状況であっても、相手が違えば異なる行動をとる」、項目58「私に対してどんな批判があろうと、私はそれを受け入れる」の3つであった。それら3つの項目を削除した後、固有値が1.00以上の2因子を抽出した。第1因子は7項目で構成されており、「最もうまい人の扱い方は、相手の考えに同意したり、相手の喜ぶようなことを言うことである」、「たとえ自分のほうが正しいとわかっている、他人から見れば間違っていると思われるようなことは、人前ですべきではない」という相手のことを考えて行動し、認められようとする内容の項目が高い負荷量を示していた。そこで、「演技性承認欲求」因子と命名した。第2因子は2項目で構成されており、「私は、自分の行動を言い訳したり、謝る必要があると感じることはめったにない」、「私はたいてい、人が反対しても自分の立場を変えない」という内容の項目が高い負荷量を示していた。これは、元来の日本版MLAM承認欲求尺度の社会的スキル因子と同じであるが、内容的に自分自身の行動に過剰な自信を持っているような項目であったため、「過剰な自信」因子と命名した。

$\alpha$ 係数は因子1が $\alpha=.575$ 、因子2が $\alpha=.335$ という結果が得られており、第1因子は尺度の内的整合性はある程度、満たされているが、第2因子においては内的整合性が満たされてはならず、信頼性が示されたとは言えない。そのため、以降、分析の考察では言及しないこととした。

#### (2) 学年差及び性差

同じ高校生であっても、高等学校へ入学してからの友人と付き合いの年数や、友人関係の過程の変化の違いを見るために、1年生と2年生の学年ごとに6つの下位尺度の平均点ごとにt検定を行い、以下の表5に結果を示した。

表5のt検定の結果より、同調行動の「仲間への同調」因子では、1年生と2年生の間に有意な差は見られなかった。同じく同調行動の「自己犠牲・追従」因子でも、1年生と2年生の間に有意な差は見られなかった。特性不安因子では、2年生の方が1年生と比較して1%水準で有意に高かった ( $t(277) = -3.07, p < 0.01$ )。承認欲求の「演技性承認欲求」因子では、1年生と2年生の間に有意な差は見られなかった。同様に承認欲求の「過剰な自信」因子では、1年生と2年生の間に有意な差は見られなかった。公的自己意識因子では、1年生と2年生の間に有意な差は見られなかった。



表4 承認欲求尺度の因子分析結果 (主因子法・バリマックス回転)

	因子		共通性	M	SD
	1	2			
52 最もうまい人の扱い方は、相手の考えに同意したり、相手の喜ぶようなことを言うことである	.507	-.150	.246	2.835	1.093
49 たとえ自分のほうが正しいとわかっていても、他人から見れば間違っていると思われるようなことは、人前ですべきではない	.505	.042	.153	3.427	1.097
50 誰かが私のことをあまり良く思っていないことがわかったら、次にその人に会ったとき、印象を良くするためにできるだけのことをする	.486	.140	.151	3.072	1.151
57 私は、パーティやお楽しみ会のような社交の場では、他人のいやがることをしたり、言ったりしないように注意している	.382	.106	.135	3.871	0.900
53 人と接するときは、積極的であるよりも控えめな方が良い	.331	-.222	.160	2.685	0.933
56 どれほどよい人間かで、友人の数が決まる	.324	-.212	.099	2.724	1.178
48 重要人物に取り入るのは賢明(賢いこと)である	.309	.044	.099	3.104	0.963
47 私は、自分の行動を言い訳したり、謝る必要があると感じることはめったにない	.171	.543	.148	3.645	0.974
51 私はたいてい、人が反対しても自分の立場を変えない	-.062	.397	.102	3.176	0.979
58 私に対してどんな批判があろうと、私はそれを受け入れる	-.081	.231	.050	3.082	1.051
54 私にとって、人との様々な交流の中で“上手に”振る舞うことは重要ではない	.017	.205	.106	3.305	0.969
55 私は、同じ状況であっても、相手が違えば異なる行動をとる	.100	.140	.042	3.498	1.003
固有値	20.400	1.523			
寄与率 (%)	16.996	12.690			
累積寄与率 (%)	16.996	29.686			
α 係数	.575	.335			

表5 学年別尺度因子の差のt検定

尺度因子名	1年生		2年生		t 値
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
同調行動尺度					
「仲間への同調」因子	2.956	.636	2.287	.686	1.322 n.s.
「自己犠牲・追従」因子	3.183	.602	3.242	.684	-.750 n.s.
特性不安尺度					
特性不安因子	3.098	.478	3.299	.611	-3.068 **
公的自己意識尺度					
公的自己意識因子	3.354	.767	3.490	.740	-1.500 n.s.
承認欲求尺度					
「演技性承認欲求」因子	3.105	.551	3.100	.565	.0770 n.s.
「過剰な自信」因子	3.379	.724	3.441	.788	-.682 n.s.

n.s. not significant, \*\*p<.01

この結果から、1年生と2年生の間では、元来持っている不安の大きさが、1年生と比較して、2年生の方が高いことが明らかとなった。また、同調行動の「仲間への同調」因子、同調行動の「自己犠牲・追従」因子、承認欲求の「演技性承認欲求」因子、承認欲求の「過剰な自信」因子、公的自己意識因子においては、1年生と2年生の間に差はないことが明らかになった。

先述したように男性と女性では友人関係の質が異なることから、男子生徒と女子生徒の友人関係やその特性の違いを見るために、男性と女性ごとに6つの下位尺度の平均点ごとにt検定を行い、以下の表6に結果を示した。

表6 性別尺度因子の差のt検定

尺度因子名	男子		女子		t 値
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
同調行動尺度					
「仲間への同調」因子	2.882	.712	2.949	.628	-.827 n.s.
「自己犠牲・追従」因子	3.178	.674	3.2366	.626	-.760 n.s.
特性不安尺度					
特性不安因子	3.150	.565	3.236	.553	-1.258 n.s.
公的自己意識尺度					
公的自己意識因子	3.317	.888	3.495	.644	-1.825 †
承認欲求尺度					
「演技性承認欲求」因子	3.121	.614	3.100	.517	.455 n.s.
「過剰な自信」因子	3.379	.724	3.441	.788	.086 n.s.

n.s. not significant, †p&lt;.10

表6のt検定の結果より、同調行動の「仲間への同調」因子では、男性と女性間に有意な差は見られなかった。また、同調行動の「自己犠牲・追従」因子でも、男性と女性間に有意な差は見られなかった。特性不安因子、承認欲求の「演技性承認欲求」因子、承認欲求の「過剰な自信」因子でも、男性と女性間に有意な差は見られなかった。公的自己意識因子では、女性の方が男性と比較して、10%水準で有意に高い傾向が見られた ( $t(277) = -.18, p < .10$ )。

この結果から、男子生徒と女子生徒の間には、同調行動の「仲間への同調」因子、同調行動の「自己犠牲・追従」因子、特性不安因子、承認欲求の「演技性承認欲求」因子、承認欲求の「過剰な自信」因子では有意な差が見られなかったため、同調行動、特性不安、承認欲求に関しては差がないことが明らかになった。また、公的自己意識因子では、男子生徒と女子生徒の間に有意な傾向が見られた。女子生徒の方が男子生徒と比較して他者の目を気にしている傾向があることが明らかとなった。

### (3) 各尺度の関連

下位因子の間に関連があるかを見るために、Pearsonの下位因子の相関係数を算出した(表7)。

表7 下位6因子のPearsonの積率相関による相関係数(N=279)

	特性不安	公的 自己意識	演技性 承認欲求	過剰な 自信
仲間への同調	.162**	.457**	.390**	.176**
自己犠牲・追従	.285**	.253**	.292**	.258**
特性不安		.206**	.147*	.063
公的 自己意識			.361**	.080
演技性 承認欲求				.010

\*p&lt;.05, \*\*p&lt;.01

同調行動の「仲間への同調」因子と、特性不安因子の間では弱い正の相関が見られ、公的自己意識因子の間に比較的強い正の相関が見られた。承認欲求の「演技性承認欲求」因子の間に弱い正の相関が見られ、「過剰な自信」因子の間には弱い正の相関が見られなかった。

また、同調行動の「自己犠牲・追従」因子と、特性不安因子の間に弱い正の相関が見られ、公的自己意識因子の間に弱い正の相関が見られた。承認欲求の「演技性承認欲求」因子と「過剰な自信」因子の間に弱い正の相関が見られた。特性不安因子と、公的自己意識因子、承認欲求の「演技性承認欲求」因子との間には弱い正の相関がみられたが、承認欲求の「過剰な自信」因子との間には相関関係は見られなかった。公的自己意識因子と、承認欲求の「演技性承認欲求」因子との間に弱い正の相関が見られたが、「過剰な自信」因子との間に相関関係は見られなかった。

## 6. 考察

### (1) 尺度について

同調行動尺度と公的自己意識尺度については、信頼性も高く、因子分析の結果もこれまでとほとんど同じ尺度構造だったので、尺度の信頼性と妥当性は示された。特性不安尺度については、信頼性はある程度示されたが、因子構造が、元来の尺度とは少し異なる結果となった。承認欲求尺度については因子負荷量が低い項目が多く、信頼性も低かった。さらに、元来の尺度とは異なる因子構造となった。そのため、承認欲求尺度については今後検討の余地が残された。

### (2) 学年差・性差

学年によって、元来持っている不安の大きさが、1年生と比較して、2年生の方が高いことが明らかとなった。中本(2006)によると、高校2年生は不安や緊張感は少なくなっているという結果が出ているが、本研究では中本とは異なる結果となった。進学などの重圧や進路についての悩みなど、学年が上がるごとに不安が大きくなっていくことが考えられる。そのため、日々の不安と葛藤の中で生活しており、特性不安が高くなったのではないかと推測される。

また、同調行動の程度の差や、人から好かれたいという欲求の強さ、他者からの視線については、高校1年生と高校2年生において差はないことが明らかになった。同調行動については、友人関係が形成された期間によって程度に差が見られるのではないかと考えていたが、毎年クラスの変わるW高等学校では、学年が変わるごとに新たな友人関係を築いているとすれば、友人関係が形成された期間は1年生も2年生も同じである。そのため、学年による差異は見られなかったと考える。また、人から好かれたいという承認欲求や、他者の視線を気にする公的自己意識は友人関係が安定しているならば、欲求が低くなると考えたが、友人関係に安住しているとは言えない状態の高校生にとって、学年による差異が表れることはないと考えられる。

男子生徒と女子生徒の間には、同調行動、特性不安、承認欲求に関しては差がないことが明らかになった。また、公的自己意識では、男子生徒と女子生徒の間に有意な傾向が見られた。つまり、女子生徒の方が男子生徒と比較して他者の目を気にしている傾向があることが明らかとなった。先述したように、男性と女性では友人関係の持ち方が異なるという多くの指摘があり(楠見, 1986; Karweit & Hansell, 1983)、公的自己意識尺度の中には見た目に気を配る項目があるため、服装や髪型、化粧に気を配りやすい女性の方が男性と比較して、公的自己意識が高くなっていることが考えられる。また、公的自己意識が高い青年は円滑な友人関係を維持することへの関心が高く、友人からの評価や視線に対して敏感である(岡田, 1995)。本研究では、女子生徒の方が男子生徒と比較して円滑な友人関係を維持することへの感心が高く、友人からの評価や視線に対して敏感である傾向が示唆された。

### (3) 各尺度の関連についての考察

内面的同調と関連があると思われる同調行動の「仲間への同調」と、特性不安の間には弱い関係が見られた。内面的であれ、仲間への同調傾向がある者は、もともと不安が高いパーソナリティを持っていると推測できる。同調行動「仲間への同調」と、公的自己意識の間には比較的強い関係が見られた。これは、岡田(1995)の、円滑な友人関係を維持することへの関心が高い青年は、友人からの評価や視線に対して敏感であり、公的自己意識が高いという研究を支持する結果となった。同調行動の「仲間への同調」と、承認欲求の「演技性承認欲求」との間には弱い関係が見られた。これにより、他者に認めてもらいたいと思うゆえに、本来の自分の思いとは異なるが、他者へ同調してしまうことが考えられる。そのため、現代青年が友人に認められることが友人関係を円滑にする方法だと考えているとすると、自分の思いとは異なる同調行動に繋がっているのではないかと考えられる。

表面的同調と関連があると思われる同調行動の「自己犠牲・追従」と、特性不安の間には弱い関係が見られた。そのため、自己犠牲(抑制・追従)をしやすい人は特性不安がやや高いことが明らかになった。これは、その人の持っている不安を下げるために、自分を犠牲にしてまで相手に合わせてしまうことがあることが推測される。同調行動の「自己犠牲・追従」と、公的自己意識の間には弱い関係が見られた。このことより自分を犠牲にしても、相手に良く思われたいと思っていることもあることも考えられる。同調行動の「自己犠牲・追従」と、承認欲求の「演技性承認欲求」との間には弱い関係が見られた。このことより自分を犠牲にして、自分の思いとは異なることをして相手から認められたいという思いが少なからずあることが推測される。

## IV. 総合考察

### 1. 同調行動尺度作成について

これまでの先行研究では同調行動に関する量的な尺度がなかったため、本研究では、同調行動についての尺度(同調行動尺度)を作成することを第1の目的として行った。先行研究より、同調行動に関すると思われる30項目を選出し、因子分析の結果、「仲間への同調」因子13項目と、「自己犠牲・追従」因子11項目の計24項目を作成した。「仲間への同調」因子につ

いては、積極的に仲間へ同調しようとする項目からなっており、内心から他者の意見や行動を受け入れる「内面的同調」に相当するのではないかと考えられる。また、「自己犠牲・追従」因子については、自分が我慢して相手に合わせて同調するような項目からなっており、表面的には同調しているように見えるが、内面では異なっている「表面的同調」に相当するのではないかと考えられる。しかし、同調行動自体が本人に自覚されにくい行動なのではないかと推測される。特に「内面的同調」に相当する「仲間への同調行動」については、内心から他者の意見を受けいれているので、自覚されにくいのではないかと考えた。そのため、普段どの程度その行動を行なっているかといった、より行動に着目した質問紙の作成が必要であると考えられる。また、本尺度には逆転項目が存在しないため、逆転項目も含めた質問紙の作成も課題として残された。

## 2. 高校生の同調行動について

松本・葛西(2009)の大学院生のインタビュー調査では、高校時代は同調していたと回答している者も多く、年齢とともに同調傾向が減少するならば、現役高校生である者は同調しない状態を知らないため、その同調することによる苦痛の比較ができない可能性も考えられる。また、高校時代は、互いに未熟であるため、受け入れてもらえているという感覚を得ている者が少ないように感じる。それと同時に、相手を受け入れることもできていなかったのではないかと考えられる。受け入れてもらえないということは、疎外感や孤独感に繋がると考えられ、そのため、友人に合わせている者が多い。しかし、受け入れてもらえないために、意見を言わず、相手からも意見を求められていないと感じており、より意見が言えなくなってしまっているという悪循環が生じていることが推測される。また、高校生は、中学生と比較し、攻撃性が低くなっているため(中野, 2007)、喧嘩を避ける傾向にあるのではないかと考えた。また、高校時代に意見の言えている人は、自分の中で納得して合わせている人もいる。その理由の一つとして、友人と一緒にいることを優先し、納得している者が多いように感じた。意見が言えなかった人には、友人関係を円滑に保つために言わなかった人も多く、我慢しているという感情が強く出ているような印象を受ける。これは、榎本(2000)の友人との親しさを望む欲求の背景に、友人と一緒にいると自分のしたい行動や自分の思いを言えないといった葛藤があることが考えられる。また女子について、葛藤が起きない感情の背景には、自分の意思を出さないことも指摘している結果を支持することとなった。さらに、岡田(1999)は、青年自身が、友人関係を維持するために、友人が取っている関係の取り方に過剰適応的に合わせようとしている可能性を示唆しているが、青年自身は表面的な関わり方を肯定しているわけでも、自分の理想に反して友人に合わせているわけでもない。そのため、現代青年は同調することに苦痛を伴っているわけではないことも推測される。しかし、和田(1996)の中学生より高校生・大学生の方が友人と言ひ合うことを望んでいることを指摘している結果とは異なる結果となった。

## 3. 同調行動との諸要因の関連

同調行動と不安には関連があるという仮説を立て本研究を行った結果、仲間へ積極的に同調しようとする思いと不安との間と、自分が我慢して相手に合わせようとする思いからくる同調行動と不安との間には少し関連があった。岸川・金児(2000)の研究によると、状態不安の高い場合、他者へ同調することによって不安を低減させようとするのが明らかになっている。本研究で使用した尺度はパーソナリティに基づく特性不安であったため、日常生活の場面において不安が高い場合、友人への同調行動によって不安を低減させているのではないかと考えた。また、逆に不安であるからこそ、友人に合わせていこうとするのではないかと考えられる。Bumeister & Leary(1995)が人は集団に所属することでネガティブな効果がみられても、人は関係の解消を望まないという指摘もあるように、自分が我慢してでも友人に合わせることによって、その集団に所属しようとしているのではないかと考えられる。

また、同調行動を行なう青年は他者からどう思われているのかを気にしていることも明らかになった。友人に自分を良く見せたいという思いが働いていると考えられ、これは、積極的に同調する場合も、自分が我慢して同調する場合も同様であると考えられる。これは、岡田(1995)の、円滑な友人関係を維持することへの関心が高い青年は、友人からの評価や視線に対して敏感であり、公的自己意識が高いという研究を支持する結果となった。つまり、青年において自分が我慢しても他人と同じであることを重要視しており、さらに、他人と同じであることに安心感を覚えているのではないかと考えられる。また、他者からどう思われているか気にしている青年は、自分を偽ってでも他人から認めてもらおうと思っていることが推測される。これは、現代の友人関係が表面的であると言われている要因の一つであるとも考えられる。そして、千石(1985)の言う、「本当の友人関係」は心理的に近く、気を遣わない関係であるが、自分を偽り、友人に気を遣っているため「本当の友人関係」ではないことが推測され、現代の友人関係の表面的で希薄だという指摘を支持する結果となった。

## 4. おわりに

本研究の結果より、友人関係において過剰な同調行動に苦痛を感じている青年の援助方法の一つとして、アサーション・トレーニングが考えられる。アサーションとは、自分の考え、欲求、気持ちなどを率直に、正直に、その場の状況にあった適切な方法で述べることであり、青年期の友人関係の中でのアサーションとは、互いの権利を守り、相互理解に向かうコミュニケーションのための手段・方法であり、自分らしさを求める基本的な欲求として位置づけられている(平木ら, 2000)。

金鹿 (2005) の研究では、友人にストレスを感じるの「他者への配慮」傾向の強い人で、友人に「気を使う」ということがストレスを引き起こす原因の一つであることが明らかになっている。また、良好な状態の友人関係においてはアサーティブな態度が有効に機能していることが認められた。そのため、アサーションにより、友人との距離を適切に保ち、本来の円滑な友人関係が形成できると考えられる。しかし、現代青年は友人への表面的な同調行動を行うことにより友人関係の円滑さを保っているのではないかと考えられており、内的な適応をしていない同調傾向の高い人にアサーション・トレーニングが有効なのではないかと考えた。そして、その効果を持続させるためには、どのような方法を用いれば、青年の自己表明(アサーション)ができるのか検討していくことが、今後の課題である。

本研究の意義として、青年の友人関係における問題を同調行動という側面から検討し、学校現場等の臨床現場において、スクール・カウンセラーや教員が青年を理解し、援助するための知見を得ることができた。そして、友人関係に問題を抱えている青年の理解への一助になることを願う。

## 引用文献

- Bumeister, R.F. & Leary, M.R. 1995 The need to be long: Desire For interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological Bulletin*, 177, 497-529
- Cattell, R.B. 1966 Patterns of change: Measurement in relation to state dimension, rait change, lability, and process concepts. In R.B.Cattell(Ed.), *Handbook of multivariate experimental psychology*. Chicago: Randy McNally & Co.
- Dutton, D & Aron, A 1974 Some evidence for heightened sexual attraction under condition of high anxiety. *Journal of Personality and Social Psychology*. 30, 510-517
- 榎本淳子 1999 青年期における友人との活動と友人に対する感情の発達的变化 教育心理学研究, 47, 180-190.
- 榎本淳子 2000 青年期の友人関係における欲求と感情・活動との関連 教育心理学研究, 48, 444-453.
- Fisher, F.W. 1970 *Theory of Anxiety*. Harper & Row, Public Hers. Inc. 長谷川浩他訳 不安の心理学 建帛社 1970.
- Forming, W.J. and Carver, C.S. 1981: Divergent Influences of Private and Public Self Consciousness in a Compliance Paradigm, *J.Research in Personality*, 15, 159-171.
- 藤原正光 2006 同調行動志向尺度・個人行動志向尺度作成の試み(1)——大学生による小5時代の回想から——『教育学部紀要』文教大学教育学部 40 1-9
- 橋本 剛 1997 大学生における対人ストレスイベント分類の試み 社会心理学研究, 13, 64-75.
- Heinrich, D.L. & Spielberger, C.D. 1970 The effects of anxiety on computer-assisted learning. CAI. Center
- 肥田野直・福原真知子・岩脇三良・曾我祥子・Spielberger 2000 新版 STAI 株式会社実務教育出版.
- 平木典子 2000 自己カウンセリングとアサーションのすすめ 金子書房
- Homans, G.C. 1974 *Social behavior: Its elementary forme*(rev.ed). New York: Harcourt, Brace & Jovanovich.
- 岩淵千明・田淵創・中里浩明・田中國夫 1981 自己意識尺度についての研究 日本社会心理学会第22回大会論文集, 37-38.
- 岩永誠 1991 友人・異性との関係 今泉信人・南博文(編)“人生周期の中の青年心理学” 北大路書房 140-152.
- 影山任佐 1999 「空虚な自己」の時代 日本放送出版協会
- 金鹿園子 2005 中学生におけるアサーションが友人関係に及ぼす影響 臨床教育心理学研究 31, 99.
- 葛西真記子 1999 日本版「誇大感(Grandiosity)」欲求尺度作成の試み——Kohutの自己愛理論にもとづいて—— カウンセリング研究 32, 134-144.
- 香取早苗 1999 過去のいじめ体験による心的影響と心の傷の回復方法に関する研究 カウンセリング研究, 32(1), 1-13.
- 加藤瞳・平原美代子・花田妙子 1998 STAIによる学生の臨床実習における不安の変化に対する考察 日本看護研究学会雑誌, 21, 316.
- 加藤隆勝・高木秀明 1980 青年期における対人態度の特質と発達傾向 教育心理 28, 495-499
- Karweit, N & Hansell, M.T. 1983 Sex differences in adolescent relationships: Friendships and status. In J. L. Epstein & N. Karweit (Eds.), *Friend in school*. Academic Press.
- 岸川真理子・金児暁嗣 2000 同調行動による状態不安の低減——判断に直接関係しない状態不安によっても同調行動は促進されるのか—— 第64回日本心理学会大会発表 151
- 楠見幸子 1986 学級集団の大局的構造の変動と教師の指導行動, 学級雰囲気, 学校モラルに関する研究 教育心理学研究 34, 104-110.
- Larsen, K.S., Martin, H.J., Ettinger, R.H., & Nelson, J. 1977 Approval seeking, social cost, and aggression: A scale and some dynamics. *Journal of Psychology*, 94, 3-11

- Martin, H.J. 1984 A revised measure of approval motivation and its relationship to social desirability. *Journal of Personality Assessment*, 48, 508-519.
- 松井 豊 1990 友人関係の機能 斎藤耕二・菊池章夫(編著) 社会化の心理学 ハンドブック 川島書店.
- 松本麻里・葛西真記子 2009 青年期の友人関係における同調行動について 鳴門生徒指導研究
- 文部科学省 2007 文部科学白書 第2部第2章 初等中等教育の一層の充実のために [http://www.mext.go.jp/b\\_menu/hakusho/html/hpab200701/002/002/003.htm](http://www.mext.go.jp/b_menu/hakusho/html/hpab200701/002/002/003.htm)
- 森田洋司・清永賢二 1994 新訂版 いじめ 教室の病 金子書房
- 中野一枝 2007 成長過程による攻撃性の表現の変化に関する研究——大学生・大学院生を対象とした回想を通して—— 鳴門教育大学大学院修士論文
- 日本子どもを守る会 1996 子ども白書 草土文化
- 岡田 努 1995 現代大学生の友人関係と自己像・友人像に関する考察 教育心理学研究, 43, 354-363.
- 岡田 努 1999 現代大学生の認知された友人関係と自己意識の関連について 教育心理学研究, 47, 432-439.
- 坂本 剛 1999 中学生の学級集団における同調行動と適応についての一研究 *Bulletin of the School of Education, Nagoya University (Educational Psychology)*, 46, 205-216.
- 坂西友秀 1995 いじめが被害者に及ぼす長期的な影響および被害者の自己認知と他の被害者認知の差 社会心理学研究, 11, 105-115.
- 桜井茂男 1993 児童用セルフ・モニタリング尺度の作成 実験社会心理学研究, 33, 78-84.
- 総務庁青少年対策本部 1994 青少年白書 平成05年度版——青少年問題の現状と対策—— 大蔵省印刷局
- 千石保 1985 現代若者論：ポストモラトリアムへの模索 弘文堂.
- 千石保 1991 “まじめ”の崩壊：平和日本の若者たち サイマル出版会
- 下斗米淳 1996 「対人関係の親密化」研究の展望：理論的枠組みの検討 専修人文論集, 第58巻
- Spielberger, C.D. 1972 Anxiety as an emotional State. In; Spielberger C.D.(ed), *Anxiety—Current trends and theory*. New York Academic Press.
- Spielberger, C.D. 1976 The nature and measurement of anxiety. In C.D. Spielberger & R.Diaz-Guerrero(Eds.), *Cross-cultural anxiety*. Washington, D.C.: Hemisphere/Wiley.
- Spielberger, C.D., Jacobs, G., Russell, S., & Grane, R.S. 1983 Assessment of anger: The state-trait anger scale. In J.N. Butcher & C.D. Spielberger, (Eds.), *Advances in personality assessment*. 2, 161-189.
- 菅原健介 1984 自己意識尺度 self-consciousness scale 日本語版作成の試み 心理学研究, 55, 184-188.
- 菅原健介 1986 賞賛されたい欲求と拒否されたくない欲求——公的自意識の強い人に見られる2つの欲求について 心理学研究 57, 3, 134-140
- 田崎敏昭 1967 同調・非同調行動とその課題想起に関する実験的研究 教育・社会心理学研究, 6, 185-194.
- 田崎敏昭 1971 標準への同調・非同調行動と課題想起に関する実験的研究 教育・社会心理学研究, 10, 73-78.
- 田崎敏昭 1974 同調者・逸脱者に対する知覚反応 実験社会心理学研究, 14, 69-77
- 戸川行男 1956 適応と欲求 金子書房.
- 東京都生活文化局 1985 大都市青少年の人間関係に関する調査——対人関係の希薄化の問題との関連からみた分析—— 同局発行.
- 植田智・吉森護 1990 日本版 MLAM 承認欲求尺度作成の試み 広島大学教育学部紀要, 1 (39), 151-157.
- 上野行良・上瀬由美子・松井豊・福富護 1994 青年期の交友関係における同調と心理的距離 教育心理学研究, 42 (1), 21-28.
- 植木陽子・葛西圭子・後藤真由美・普川くみ子・松本恒之 2000 大学生におけるストレス反応と自己の諸側面について 東洋大学児童相談研究, 19, 17-26.
- 和田 実 1996 同性への友人関係期待と年齢・性・性役割同一性との関連 心理学研究, 67, 232-237.
- Waterman, A.S. 1993 Developmental perspectives on identity formation: from adolescence to adulthood. In J.E. Marcia, A.S. Waterman, D.R. Matterson, S.L. Archer, & J.L. Orlofsky,(Eds.) *Ego identity: a handbook for psychosocial research*. New York: Springer-Verlag. Pp.42-68.
- 山崎武彦 1993 青年期の不安の特徴について——その要因の変化を中心に—— 盛岡大学 12, 95-102.
- 有倉己幸 1996 好かれない心理・嫌われたくない心理——同調行動はなぜ起こるか 児童心理, 50, 1481-1482.

# Conformity Behavior in Adolescent Friendships

KASAI Makiko and MATSUMOTO Mari

This study was conducted to examine instances of conformity behavior, anxiety, public self-consciousness, and approval motivation in adolescent friendships. First, a conformity behavior scale was constructed based on 6 different scales that measure conformity motivation, conformity tendency, conformity orientation and conformity behavior. The subjects comprised 83 male and 72 female university students. They were exposed to item analysis and factor analysis exercises, and a twenty-four-items conformity behavior scale was developed. Second, the hypothesis that adolescents with high anxiety, high public consciousness and high approval motivation have a tendency to conform to others was tested. A total of 57 items were tested on 123 male and 171 female high school students. The results showed that both the internal conformity factor and the external conformity factor are related to anxiety and approval motivation. Therefore, a part of the hypothesis that says that high school students tend to conform to others because of their anxiety and motivation to secure the approval of others was verified in this study. Some studies, however, showed that conforming behavior causes stress in adolescents. In our conclusion, with the view to releasing adolescents from such stress, we suggested that they practice self-assertive behavior.