

中学生における友人とのつながり意識

永 田 瑛 子 (島根県益田市立東陽中学校)
渡 辺 弘 純 (教育心理学研究室)

Feelings of Connectedness with Peers among Japanese
Junior High School Students

Eiko NAGATA & Hirozumi WATANABE

愛媛大学教育学部紀要
第56巻 抜刷
平成21年10月

中学生における友人とのつながり意識

(鳥根県益田市立東陽中学校) 永田 瑛子
(教育心理学研究室) 渡辺 弘純

Feelings of Connectedness with Peers among Japanese Junior High School Students

Eiko NAGATA & Hirozumi WATANABE

(平成 21 年 6 月 5 日受理)

問 題

1. 思春期と青年期における友人関係の意義

思春期 (puberty) や青年期 (adolescence) における友人関係 (peer relationship) は、人間の精神発達において重要な意味を持っている (梅本, 2000)。この時期を過ごす子どもたちの生活の豊かさを左右する (小野・戸田, 2002) ばかりでなく、以後の発達や精神的健康に大きな影響を及ぼすこと (皆川, 1980 など) が知られている。総務庁青少年対策本部 (1989) の調査によれば、悩み事や心配事の相談相手が、小学生においては、お母さんが第一位であるのに対して、中学生においては、友だちが第一位となり、学年を追うごとにその比重が増大している。従来から、青年期は、心理的離乳 (psychological weaning: Hollingworth, 1928) の時期として特徴づけられてきたが、近年の調査によっても裏づけられている。『モノグラフ・中学生の世界』(深谷監, 2004) や『14歳・心の風景』(NHK「14歳・心の風景」プロジェクト編, 2001) において、彼らの姿が描写されている。「親友と呼べる友だちがいる」中学生は82%おり、64.4%の生徒は、友人関係に満足している。また、57.4%の中学生が、自分らしさを発揮できるところとして、「友だちといるとき」を挙げている。その一方で、45%の中学生が、最近1年間に悩んだこととして、「みんなから好かれるにはどうしたらいいか」、「親しい友だちはどうやったらできるか」など、友人関係における悩みを挙げている。また、「友だちに気に入られたい」と思う生徒は42.6%、あるいは、「自分がどう見られて

いるか気になる」と感じている生徒は41.9%おり、かなりの中学生は、友だちの評価に一喜一憂している。さらに、「クラスの中で自分を出さないようにしている」と回答する生徒は25%もおり、「学校では、友だちに嫌われないような自分をつくってしまい、本当の自分がありません」という生徒もいる。中学生において、友人は、日々の生活の満足や喜びの源となっている。同時に、中学生の時期は、いじめや不登校が最も多くなる時期でもある。彼らの精神生活において、友人関係は、肯定的にも否定的にも決定的な位置を占めているのである。そこで、この研究においては、心身ともに不安定な時期である思春期＝青年前期の中学生の友人関係を取り上げて検討していくことにした。

2. 現代青年における友人関係の特徴

1980年代以降、友人関係に新しい特徴がみられるとの指摘が、各方面でなされるようになっていく。従来の友人関係の典型は、自己の内面をさらけ出し、他者とぶつかり合い、それを乗り越えることで相互理解や友情が深まり、自己と他者の情緒的つながり (一体感や安心感) を得るものであった。新しい特徴は、相手を傷つけたり、自分が傷つくのを極度に恐れるために、内面を吐露したり、友人間でぶつかり合うことがないというスマートで「やさしい」関係である。「お互いの領分にふみこまない」(東京都生活文化局, 1985)、「友だちとの関係はあっさりしていて、お互いに深入りしない」(福重, 2006) などと形容される。榎本 (1999) は、外面的には一緒に行動し、うまくいっているように見える友人関係でも、

一緒にいることに重点がおかれ、内面的には満足感や安心感などを得ることができていないことを指摘する。また、このような日常の中で、友人との確固たるつながりを信じられず、つながりへの不安を感じるために、さらに過剰なつながりを求めるという傾向も生み出されている。辻(2006)は、大学生の携帯電話調査をもとに、携帯メールによるつながりに空白が生じたとき、その空白を再び携帯メールで埋めようとする傾向があると指摘する。すなわち、携帯メールでのつながりが常態化することによって、その空白への不安が高まり、高まった不安が携帯メールによるつながりの一層の常態化へ導くというように、つながりの不安が螺旋状に増幅されていく可能性に言及している。土井(2004)は、現代の青年が、人間関係における対立の顕在化を恐れ、親密であるほど自分の本当の姿を見せず、相手を傷つけないように細かな配慮を強迫的に行くと述べる。そして、このような関係の維持のためにエネルギーを使い果たしてしまうと続けている。

栗原(1996)は、友人関係において、従来型の親密な友人関係を持つ青年と「自他を傷つけない、群れていることの安心感から成り立つ」自己中心的な友人関係を持つ青年への2極分化が進んでいると述べている。上野ら(1994)は、高校生を対象とする調査から、交友関係を、心理的距離と同調の2つの軸により、①友人との心理的距離が小さく、同調性が低い独立群、②心理的距離が大きく、同調的でない個別群(自律群)、③心理的距離が小さく、同調性が高い密着群(私生活主義的傾向)、及び④心理的距離が大きく、行動的には同調的である表面群、の4つに類型化している。また、落合・佐藤(1996)は、友人とのつきあい方を、①誰とでも仲良くするが本音を出さない、②限られた人とつきあい、本音を出さない、③誰とでも仲良くし、自己開示的で相互理解を求める、及び④限られた人とつきあい、自己開示的で相互理解を求める、の4つのパターンに分類している。さらに、岡田(1993a, 2007c)は、大学生を対象とする調査から、①深刻さを避け、楽しさを求め、友人といつも一緒にいようとする群れ指向群、②あたりさわりのない会話ですませ、友だちとの内面的な関わりを避ける、すなわち、友人関係に距離をおいた関わり方をする中で傷つけあうことを避ける関係回避群、及び

③友だちと個別的で深い関わりを求める個別関係群(伝統群)の3つのパターンを見出している。ついで、岡田(2007b)は、大学生に加えて、中学生と高校生を対象に検討し、中学生において、相対的に群れ指向群が少ないことを示している。一方で、現代の青年における友人関係の特徴を、積極的に評価する立場もある。近年、友人関係の希薄化が指摘されるが、福重(2006)や浅野(2006)は、相手や場面によって、友人との関係を使い分ける「選択化」の能力が育ってきていると肯定的にとらえている。

この研究では、中学生を対象とする友人関係研究が非常に少ない現状を認識した上で、まず、中学生の友人関係におけるつながり意識を明らかにすることを目的にする。ここでは、「友人とのつながり意識」とは、皆川(1980)を参考に、「親に代わる依存愛情欲求・同一化の相手としての友人との相互依存の意識(=友人と心の一体感を持ちたいと感じる気持ち)」と定義し、これには、「内面的つながり意識」と「表面的つながり意識」の2つのつながり意識があると仮定する。そして、「内面的つながり意識」とは、「友人に自分をさらけ出すことによって、お互いに理解し合い、友人との一体感を得ようとする意識」であり、「表面的つながり意識」とは、「自分をさらけ出すことによって、相手から否定されることを恐れるため、自分を出さずに、相手に合わせ、一緒にいることによって一体感を得ようとする意識」であるとする。

3. 友人とのつながり意識を規定するものとしての個人志向性・社会志向性及び自尊感情

この研究では、友人とのつながり意識を規定するものとして、個人志向性・社会志向性を取り上げた。伊藤(1993)は、個性化と社会化は独立した終局点というより、適応的な人格形成の2側面として、1つの過程を織り成すと考えた。そして、人生周期の中で、この個性化と社会化が顕著に問題化され始めるのが青年期であることに注目し、青年期の人格形成過程は、社会や他者を志向しながら周りに適応していく過程と自己の内面を志向しながら自己を確立していく過程が相互補完的に作用するものとして捉えるべきであると指摘する。その上で、個性化と社会化に対応する人格発達2つの方向性を捉える概念として、個人志向性・社会志向性という新しい

概念を提起し、個人志向性・社会志向性尺度を作成した。さらに、伊藤（1995）は、個人志向性と社会志向性には、それぞれ、適応的で成熟した特徴をもつpositiveな面と不適応的で未熟な特徴をもつnegativeな面の2つの側面があると指摘する。すなわち、自らの個性を大切にしようとする個人志向性も、他者との共存が伴わない場合は、利己性や共感の欠如を特徴とする自己愛傾向を呈すると言う。他方、他者との調和や相互依存を第一と考える社会志向性も、主体性や能動性が弱い場合は、他者への一方的な依存や従属など、未熟な対人関係を示すことになると言う。この点に立脚して、2つの志向性のpositiveとnegativeの両面に目を向けることによって、健康な発達過程だけでなく精神病理の構造についてもより幅の広い考察が可能になるとして、個人志向性・社会志向性のnegative尺度（N尺度）を作成し、既存の個人志向性・社会志向性をpositive尺度とし、個人志向性・社会志向性PN尺度を構成した。

この研究では、伊藤の個人志向性・社会志向性PNが、友人とのつながり意識を規定するのではないかと考えた。すなわち、個人志向性Pと社会志向性Pが内面的つながり意識を、個人志向性Nと社会志向性Nが表面的つながり意識を、それぞれ規定すると仮定したのである。

もう一つ、友人とのつながり意識の規定因として取り上げたのは、ローゼンバーグ（Rosenberg, 1965）の10項目から成る自尊感情尺度（Self Esteem Scale）である。この尺度は、現在でも広く世界中で使用されている。彼は、自尊感情を「自己に対する肯定的または否定的態度」と定義し、この自尊感情には2つの意味があると述べる。一つは、自分は「とてもよい（very good）」と感ずることであり、他者と比較して自己の優越性や完全性を感ずることである。他方は、「これでよい（good enough）」と感ずることであり、自分自身の価値基準に照らして自分を価値のある人間として尊重することである。彼は、他者との比較によらない後者の立場から尺度を構成したと述べる。河地（2003）は、スウェーデン、アメリカ合衆国、中国、及び日本の子どもたちを対象に、ローゼンバーグの尺度から調査項目を抜粋した質問紙調査とインタビューによって、彼らの自信度を調査した。その結果は、他の国の子どもたちに比べて、日本の子どもたちが最も自信を持っていないということであっ

た。彼女によれば、自信のない子は、充実感や幸福感に乏しく、不安に陥りやすく、ちょっとしたことで傷つきやすいという。岡田（1993b, 2007c）は、大学生を対象に、ローゼンバーグの自尊感情と友人関係のパターンとの関係を吟味し、相対的に伝統群の自尊感情が低いことを示し、これを、自己を内省する傾向が高まるためであると肯定的に解釈している。しかし、最近の研究においては、岡田（2007a, 2008）は、以前とは矛盾する結果、すなわち、いわゆる伝統群に近い内面的友人関係を取る傾向が高い群の自尊感情が高いことを報告している。また、小塩（1998）は、大学生と専門学校生を対象にして、ジャニスとフィールド（Janis & Field, 1959）にもとづく遠藤ら（1974）の自尊感情尺度項目を用いて、自尊感情と友人関係の関連を検討し、「広く浅いつき合い方」と「狭く浅いつき合い方」の者の自尊感情は低く、「広く深いつき合い方」と「狭く深いつき合い方」の者の自尊感情は高い傾向にあると報告している。

この研究では、自尊感情が友人とのつながり意識を規定し、表面的つながり意識に否定的な影響を与え、内面的つながり意識に肯定的な影響を与えると仮定した。

4. 友人とのつながり意識が友人関係におけるコーピング（対処行動）へ及ぼす影響

ラザラスら（本明ほか監訳, 1999: Lazarus & Folkman, 1984: Lazarus, 1999）は、その古典的著書の中で、ストレス反応の表出を決定するに際して、出来事の認知的評価とこれに対するコーピング（対処行動）が大きく影響すると述べる。ストレス状況に対して、どのようなコーピング（対処行動）を行うかは、それ以降の心理的過程に重要な影響を及ぼすとも述べている。岡安ら（1993）によれば、コーピング過程とはストレスを軽減するために実際に行われる認知的・行動的努力を意味し、サポートを求めたり、活用したりすることもこれに含まれる。彼らは、中学生を対象に学校ストレス軽減効果について検討し、児童生徒の学校不適応の予防を考える上では、ストレッサーを除去することよりも、むしろストレス過程に関与する要因を操作する方が現実的で、かつ有効な場合があると思われる、と述べている。三浦・上里（2002）と三浦（2002）は、中学生の友人関係における心理的ストレス過程の特徴を検討し、その

コーピングには、積極的対処、サポート希求、及び逃避・回避的対処があることを見出している。その上で、友人関係ストレスを経験し、ストレス反応に直接結びつくのは、逃避・回避的対処のみであることを示している。

この研究では、友人関係においてストレスを感じた場合、友人とのつながり意識の違いによって、コーピングの仕方も異なるのではないかと考えた。すなわち、内面的つながり意識は、お互いに理解し、何でも言い合える関係であるため、積極的対処やサポート希求に、他方、外面的つながり意識は、友人との心理的距離が遠く、対立を回避するなどの特徴があることから、逃避・回避的対処に、それぞれ結びつくのではないかと仮定した。

5. 研究の仮説

この研究では、次の4つの仮説の検討を目的とした。

仮説1：中学生の「友人とのつながり意識」には、「内面的つながり意識」と「表面的つながり意識」の2種類がある。

仮説2：中学生の「友人とのつながり意識」は、個人志向性・社会志向性や自尊感情によって規定される。

仮説3：中学生の「友人とのつながり意識」は、友人関係におけるコーピング（対処行動）を規定する。

仮説4：全体構造として、中学生の「友人とのつながり意識」は、個人志向性・社会志向性や自尊感情によって規定され、友人関係におけるコーピング（対処行動）を規定する。

これらの検討を通じて、中学生が心身ともに健やかに発達していくための支援への示唆を得たいと考える。

方 法

1. 調査への参加者

地方都市の公立中学校の1年生から3年生の生徒を調査対象者とした。全校生徒734名に調査用冊子を配布し、

708名から回収された。回収率は96.5%であった。708名のうち、全ての回答を記入していた574名が、調査への参加者となった。有効回答率は、78.2%であった。内訳は、表1に示される通りで、男子266名、女子308名であった。

2. 調査内容の構成

調査は、質問紙へ回答する形式で実施された。質問紙は、(1)フェイスシート、(2)友人とのつながり意識を構成する項目群、(3)個人志向性・社会志向性PN尺度、(4)自尊感情尺度、及び(5)友人関係におけるコーピング（対処行動）尺度から構成されている。

(1) フェイスシート：調査実施日、学年、年齢、及び性別の記入を求めた。

(2) 友人との「つながり意識」を構成する項目群：「内面的つながり意識」と「表面的つながり意識」を想定し、岡田（1999）の「友人関係尺度」、吉岡（2001）の「友人関係測定尺度」、藤井（2001）の「山アラシ・ジレンマ尺度」、井梅ら（2005）の「青年期用対象関係尺度」などを参照して、合計30の項目群を試作した。これらの項目は、両方の意識にあてはまる可能性のある項目を含むなど、問題点もあったが、試行的に検討を進める素材として採用された。なお、評定は、5件法、すなわち、「あてはまる」に5点、「少しあてはまる」に4点、「どちらともいえない」に3点、「あまりあてはまらない」に2点、「あてはまらない」に1点を与える方法、で行われた。

(3) 個人志向性・社会志向性PN尺度：伊藤（1995）の個人志向性・社会志向性PN尺度を採用した。個人志向性と社会志向性のそれぞれについて、成熟した特性を有する肯定的（適応的）状態と、未熟で未発達な否定的（不適応的）状態という表裏2面を測定するための尺度である。この尺度は、「個人志向性P」因子8項目、「社会志向性P」因子9項目、「個人志向性N」因子6項目、及び

表1. 調査への参加者（人数）

学 年	中1		中2		中3	
	男子	女子	男子	女子	男子	女子
人 数	90	96	94	111	82	101

「社会志向性N」因子7項目、計30項目から成っている。評定は、「あてはまらない」から「あてはまる」までの5段階で行われ、各項目に1点から5点が与えられる。

(4) 自尊感情尺度：ローゼンバーグ (Rosenberg, 1965)の自尊感情尺度10項目が用いられた。ただし、リッカート尺度に変更して評定が行われた。逆転項目を逆転した後、「あてはまらない」から「あてはまる」までの5段階で、各項目に1点から5点が与えられた。また、日本語の訳文は、末永編 (1987) によっている。

(5) 友人関係におけるコーピング (対処行動) 尺度：三浦 (2002) は、中学生の学校ストレスに対して行うコーピングを測定する尺度を作成した。この「コーピング測定尺度」の項目をそのまま全て採用した。ただし、三浦は、学校生活全般を取り扱っているのに対して、ここでは、友人関係に限定したコーピングを測定するため、コーピングを測定する前に提示する教示文を変更した。三浦は、「最近1ヶ月の間にあなたが学校で経験した最もいやな出来事は何か。」と問うのに対して、この研究では、「最近の出来事の中で、あなたが友だちとの間で経験した最もいやな出来事を思い出してください。」と問うている。評定は、三浦と同様、「ぜんぜんしない」から「よくした」までの4段階で行われ、各項目に0点から3点が与えられた。

3. 調査期日と手続き

2008年5月に調査対象中学校を訪問し、同年6月1日から7月31日までの期間で、当該中学校の都合の良いときに実施していただくよう依頼した。実際には、5月29日に調査用冊子を当該中学校の担当教員に配布し、7月11日に回収した。調査は、それぞれの学級担当教員の手によって、学級単位で集団的に実施された。

結 果

1. 友人とのつながり意識尺度の作成

(1) 30項目の平均得点について：各項目の平均と標準偏差を求めた。全体で最も平均得点の高い項目は、「友だちと一緒にいると心の底から楽しめる」(4.37)であり、男子(4.40)と女子(4.35)に共通して、最も平均得点が高い項目であった。また、全体で最も平均得点が高い

項目は、「友だちとの連絡が途切れないかといつも気になる」(2.39)であり、男子においても最も平均得点の低い項目(2.32)であった。また、女子において最も平均得点の低い項目は、「友だちの言葉で傷つきたくない

ので深い話はしないようにしている」(2.34)であった。

(2) 探索的因子分析：これらの30項目の得点をもとに、主因子法による探索的因子分析を行ったところ、固有値1以上の5因子が認められた。すなわち、第1因子：固有値7.66、寄与率25.55、第2因子：固有値5.19、寄与率17.31、第3因子：固有値1.38、寄与率4.61、第4因子：固有値1.19、寄与率3.98、及び第5因子：固有値1.01、寄与率3.36であった。2つの因子から成り立つという仮説、及び固有値の減衰曲線から、2因子解が妥当であり、また、2つの因子間に相関があると判断し、2因子解を採用して、プロマックス回転を行った。回転後、因子負荷量が.40以上の項目を各因子を構成する項目とした。なお、複数の因子に負荷し、負荷量の絶対値の差が.1以下の項目については、除去することにした。

表2は、探索的因子分析の結果を示したものである。第1因子15項目及び第2因子12項目となった。信頼性については、第1因子 $\alpha = .922$ 、第2因子 $\alpha = .855$ となり、2因子とも十分信頼性のあることが確認された。第1因子は、「友だちとはお互いに気持ちを分かち合うことができる」、「友だちといると心から安心する」など、友だちとお互いに心のつながりを感じている内容の項目から構成されていたので、「内面的つながり意識」因子と命名した。また、第2因子は、「自分の居場所がなくならないように友だちに合わせるようにしている」、「友だちに嫌われたくないので自分の嫌なところは見せないようにしている」など、自分が傷つくことを恐れながらも友だちと一緒にいる内容の項目から構成されていたので、「表面的つながり意識」因子と命名した。当初、2因子間の相関を想定したが、 $-.024$ の相関係数に留まり、それぞれの因子は独立していることがわかった。

第1因子15項目、第2因子12項目の得点をそれぞれ加算し、各因子の総得点を算出して示したのが、表3である。各因子の総得点について、性差があるかどうかを検討したところ、内面的つながり意識にのみ性差($t(572) = -4.268, P < .001$)が有意で、女子の得点が男子より高かった。

表2. 友人とのつながり意識尺度の因子分析結果 (主因子法・プロマックス回転・2因子)

因子 番号	項目内容	F1	F2	共通性	
1	3-11 友だちとはお互いに気持ちを分かち合うことができる	.777	.044	.607	
	3-29 友だちといると、心から安心する	.771	.057	.595	
	3-3 友だちのことを心から信頼している	.761	-.003	.580	
	3-5 友だちとは悩み事を何でも話すことができる	.743	-.047	.557	
	3-23 友だちは本当の自分をわかってくれている	.738	-.058	.550	
	3-13 友だちとの間には強いつながりを感じる	.738	.017	.544	
	3-21 友だちとは隠し事をしないで、本音で話すことができる	.728	-.065	.536	
	3-20 何か問題が起こった時には、友だちに相談する	.709	.048	.504	
	3-30 友だちには自分の本当の気持ちや態度を示すことができる	.696	-.098	.497	
	3-1 友だちと一緒にいると心の底から楽しめる	.664	.015	.440	
	3-7 友だちの気持ちが自分のことのようによくわかる	.559	.160	.334	
	3-17 友だちはどんな自分の短所でも受け入れてくれる	.554	.027	.307	
	3-19 友だちとはたとえ意見がぶつかっても、話し合うことができる	.545	-.162	.327	
	3-9 友だちが悲しんでいたり苦しんでいたりすると、自分も同じ気持ちになる	.534	.243	.338	
	3-25 友だちには自分の嫌なところも見せることができる	.461	-.228	.270	
	2	3-6 自分の居場所がなくならないように、友だちに合わせるようにしている	.086	.695	.487
		3-18 友だちに嫌われたくないので、自分の嫌なところは見せないようにしている	-.034	.690	.478
3-22 友だちとの関係を壊したくないので、友だちとはぶつからないようにしている		-.043	.689	.477	
3-28 友だちからどう思われているかが気になり、本当の自分を出せない		-.192	.652	.469	
3-8 友だちに自分のことを否定されていないか、いつも心配している		-.029	.639	.410	
3-14 友だちとはできるだけ同じことをするように心がけている		.225	.549	.359	
3-10 友だちの顔色をうかがって、友だちに気を遣う		.147	.534	.303	
3-24 友だちの意見や行動に賛成できなくても、自分の気持ちは伝えないようにしている		-.094	.528	.290	
3-16 友だちとの連絡が途切れないうと、いつも気になる		.098	.508	.265	
3-26 友だちの言葉で傷つきたくないで、深い話はしないようにしている		-.128	.504	.274	
3-2 友だちから好かれるように、自分を作ってしまう		.039	.484	.235	
3-27 友だちとは楽しい話しかしないようにしている		-.072	.410	.174	
2乗和		6.978	4.230		
寄与率 (%)		25.845	15.667		
信頼性 (α 係数)		.922	.855		

(3) 確認的因子分析：探索的因子分析によって抽出された2つの因子（内面的つながり意識と表面的つながり意識）を潜在変数、2つの因子に含まれた27項目を観測変数とする確認的因子分析を行った。その結果、1%水準で全て有意である推定値（標準化推定値）が得られた。これにより、友人とのつながり意識が2因子で構成されていることが確認された。なお、適合度指標は、 $\chi^2(323)=1188.58$ ($P=.000$), $GFI=.858$, $AGFI=.833$, $CFI=.866$, $RMSEA=.068$ であった。必ずしも、十分な適合度指標ではなかったため、さらに検討を進め、パス係数が相対的に小さい項目を削除して、最終的には、図

1に示される内面的つながり意識8項目、及び表面的つながり意識8項目からなるモデルを採用することにした。ここでの適合度指標は、 $\chi^2(102)=363.93$ ($P=.000$), $GFI=.922$, $AGFI=.896$, $CFI=.933$, $RMSEA=.067$ であった。なお、内面的つながり意識8項目の α 係数は.909であり、表面的つながり意識の α 係数は.833であった。この研究では、この2つの尺度を、友人とのつながり意識尺度として採用することにした。

2. 個人志向性・社会志向性PN尺度

(1) 伊藤 (1995) が作成した尺度の30項目の平均得点

表3. 友人とのつながり意識尺度の2つの下位尺度の平均得点 (標準偏差)

人数	男子 266	女子 308	全体 574
第1因子 内面的つながり意識	50.73 (10.96)	54.85 (12.03)	52.94 (11.72)
第2因子 表面的つながり意識	33.40 (8.38)	33.64 (9.17)	33.53 (8.80)

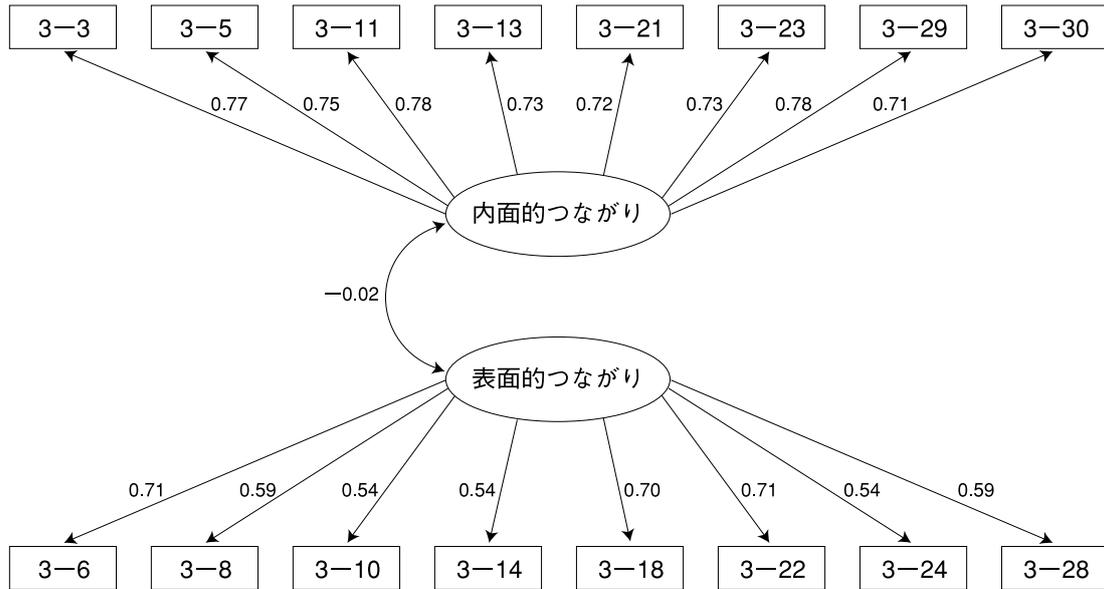


図1. 友人とのつながり意識の確認的因子分析結果（誤差変数と誤差相関は省略）

について：各項目の平均得点と標準偏差を求めた。全体で最も平均得点の高い項目は、「人とのつながりを大事にしている」(4.26)であり、男子(4.20)と女子(4.31)に共通していた。また、全体で最も平均得点が高い項目は、「小さなことも自分では決められない」(2.48)であり、男子においても、最も平均得点が高い項目(2.43)であった。女子では、「個性が強すぎて人とよくぶつかる」の平均得点(2.50)が最も低かった。

(2) 探索的因子分析：個人志向性・社会志向性尺度は、発達の变化の検討を行うため、中学生から大学生までを対象に調査されているが、個人志向性・社会志向性PN尺度は中学生を対象に吟味されていないと判断し、個人志向性・社会志向性PN尺度を構成する30項目の得点について、主因子法による因子分析を行ったところ、固有値1以上の6因子が認められた。すなわち、第1因子：固有値4.94、寄与率16.45、第2因子：固有値3.93、寄与率13.10、第3因子：固有値2.56、寄与率8.54、第4因子：固有値1.62、寄与率5.41、第5因子：固有値1.25、寄与率4.16、及び第6因子：固有値1.08、寄与率3.61であった。6因子解、5因子解、及び4因子解を採用して、主因子法による因子分析を行い、伊藤(1995)に従って、バリマックス回転を行ったが、いずれも項目のまとまりのない因子が得られたため、また、固有値の減衰曲線からも妥当であると判断されたため、最終的には、3因子解で主因子法による因子分析・バリマックス回転を行っ

た。回転後、因子負荷量が.40以上の項目を、各因子を構成する項目とした。また、複数の因子に負荷し、負荷量の絶対値の差が.1以下の項目については、除去することにした。

表4は、この探索的因子分析の結果を示したものである。第1因子11項目、第2因子10項目、及び第3因子4項目であった。信頼性は、第1因子 $\alpha = .830$ 、第2因子 $\alpha = .791$ 、及び第3因子 $\alpha = .643$ であった。第3因子は、十分な信頼性があるとは言えなかったが、試行的な研究目的の展開に際しては許容範囲にある(Nunnally, 1978; Chan & Sachs, 2001)と判断し、この3因子25項目で、このまま検討を継続することにした。

第1因子は、「自分の個性を活かそうと努めている」、「社会(まわりの人)の中で自分が果たす役割がある」など、伊藤の解釈による個人志向性P因子と社会志向性P因子が混合された11項目から成っているところから、「個人・社会志向性P」因子と命名した。第2因子は、「人の目ばかり気にして自分を失いそうになる」、「人前では見せかけの自分を作ってしまう」など、伊藤の解釈による社会志向性N因子とほぼ同じである10項目から成っているところから、「社会志向性N」因子と命名した。なお、「自分が本当に何をやりたいのかわからない」、「小さなことも自分では決められない」、及び「自分の生きるべき道が見つからない」の3項目については、伊藤の枠組みでは、個人志向性P因子の逆転項目となっていたが、

項目を逆転せずに見ると、社会志向性N因子と解釈できると判断し、この因子に含めた。第3因子は、「自分中心に考えることが多い」、「まわりのことを考えず、自分の思ったままに行動することがある」など、伊藤の解釈による個人志向性N因子4項目から成っているところから、「個人志向性N」因子と命名した。

表5は、第1因子11項目、第2因子10項目、及び第3因子4項目の得点を、それぞれ加算して、各因子の総得点を算出し、その平均得点を、性別に示したものである。この総得点の平均得点について、各因子に性差があるかどうかをt検定によって検討した。その結果、「社会志向性N」因子において性差 ($t(572) = -2.804, P < .01$)

が認められ、女子の方が男子より高かった。「個人・社会志向性P」因子と「個人志向性N」因子には、性差が認められなかった。

(3) 確認的因子分析：探索的因子分析によって抽出された3つの因子を潜在変数、各因子に含まれた25項目を観測変数とする確認的因子分析を行った。その結果、1%水準で全て有意である推定値(標準化推定値)が得られた。しかし、適合度指標は、 $\chi^2(272)=1086.16 (P=.000)$, GFI=.858, AGFI=.830, CFI=.770, RMSEA=.072であった。必ずしも、十分な適合度指標ではなかったため、さらに検討を進め、パス係数が相対的に小さい項目を削除して、最終的には、ここでは、図2に示される個

表4. 個人志向性・社会志向性PN尺度項目の因子分析結果 (主因子法・バリマックス回転・3因子)

因子番号	項目内容	F1	F2	F3	
1	4-2 自分の個性を活かそうと努めている	.702	-.154	.057	
	4-16 社会(まわりの人)の中で自分が果たすべき役割がある	.648	-.130	.055	
	4-1 人に対しては、誠実であるように心がけている	.618	.064	-.077	
	4-14 人とのつながりを大切にしている	.614	-.038	-.131	
	4-12 社会(まわりの人)のために役立つ人間になりたい	.601	.073	-.117	
	4-13 自分の信念に基づいて生きている	.591	-.138	.038	
	4-3 自分の心に正直に生きている	.520	-.230	-.011	
	4-4 他の人から尊敬されたい	.488	.087	.114	
	4-11 社会のルールに従って生きていると思う	.481	.057	-.246	
	4-6 他の人の気持ちになることができる	.469	.132	.027	
	4-10 まわりとの調和を重んじている	.421	.269	-.167	
	2	4-27 人の目ばかり気にして、自分を失いそうになることがある	-.056	.636	.198
		4-23 人前では見せかけの自分をつくってしまう	-.067	.635	.203
		4-26 相手の顔色をうかがうことが多い	.142	.586	.091
4-19 何かを決める場合、まわりの人に合わせるが多い		.003	.570	-.100	
4-24 何か良くないことがあると、すぐ自分のせいだと考えてしまう		.119	.526	.132	
4-17 自分が本当に何をやりたいのかわからない		-.280	.481	.158	
4-21 人の先頭に立つより、多少がまんしてでも相手に従うほうだ		-.015	.459	-.216	
4-29 困ったことがあると、すぐ人に頼ってしまう		.088	.449	.147	
4-5 小さなことも自分では決められない		-.026	.431	.040	
4-7 自分の生きるべき道が見つからない		-.275	.419	.192	
3	4-28 自分中心に考えることが多い	-.105	.145	.590	
	4-18 まわりのことを考えず、自分の思ったままに行動することがある	-.016	.110	.564	
	4-22 個性が強すぎて、人とよくぶつかる	.014	.029	.544	
	4-25 何ごとにも独断で決めることが多い	-.034	.126	.469	
2乗和		3.736	3.031	1.576	
寄与率 (%)		14.95	12.13	6.30	
信頼性 (α)		.830	.791	.643	

表5. 個人志向性・社会志向性PN尺度の各下位尺度の平均得点 (標準偏差)

人数	男子 266	女子 308	全体 574
第1因子 個人・社会志向性P	38.78 (7.14)	39.29 (6.91)	39.05 (7.01)
第2因子 社会志向性N	28.65 (7.42)	30.37 (7.25)	29.57 (7.37)
第3因子 個人志向性N	10.87 (3.31)	10.94 (3.14)	10.91 (3.23)

人・社会志向性P尺度7項目，社会志向性N尺度4項目，及び個人志向性N尺度2項目からなるモデルを採用することにした。ここでの適合度指標は， $\chi^2(62)=197.38$ ($P=.000$)，GFI=.947，AGFI=.922，CFI=.921，RMSEA=.062であった。なお，個人・社会志向性P尺度7項目の α 係数は.809であり，社会志向性N尺度4項目の α 係数は.704であり，個人志向性N尺度2項目の α 係数は.592であった。個人志向性N尺度の信頼性は不十分であるが，試行的探究においては許容範囲にあると判断して，検討を継続することにした。

3. 自尊感情尺度

(1) 自尊感情尺度10項目の平均得点について：逆転項目の得点を逆転した後，平均得点が算出された。得点が高いほど，自尊感情が高くなるように得点化されている。全体で最も平均得点が高い項目は，「自分はダメな人間だと思うことが時々ある」(3.31)であり，女子においても最も平均得点が高い項目(3.49)であった。男子において，最も平均得点の高い項目は，「私は少なくとも他の人と同じ程度には値打ちのある人間だと思う」

(3.21)であった。また，全体において，最も平均得点が高い項目は，「自分を好ましい人間だと思っている」(2.70)であり，女子においても，最も平均得点が高い項目(2.54)であった。男子においては，「自分には自慢できるようなものはほとんどない」(2.67)が，最も平均得点の低い項目であった。

(2) 主成分分析：ローゼンバーグの原尺度は，リッカート尺度でなくガットマン尺度で，総得点が問題にされる。この研究では，この尺度の項目を翻訳し，リッカート尺度の5件法に直したものを使用した。1次元が想定されるので，10項目の得点について，主成分分析を行った。表6は，その結果を示したものである。

9項目の負荷量の絶対値は.54以上であったが，「自分をもっと尊敬できるようになりたい」項目の負荷量は，.171であった。そこで，この項目を除いた9項目で，自尊感情尺度を構成することにした。信頼性については， $\alpha=.835$ で，十分信頼性のあることが確認された。

9項目の得点を加算して総得点を算出した。男子266名の平均得点は27.73，標準偏差は6.59，女子308名の平均得点は25.75，標準偏差は6.56であり，全体574名の平均

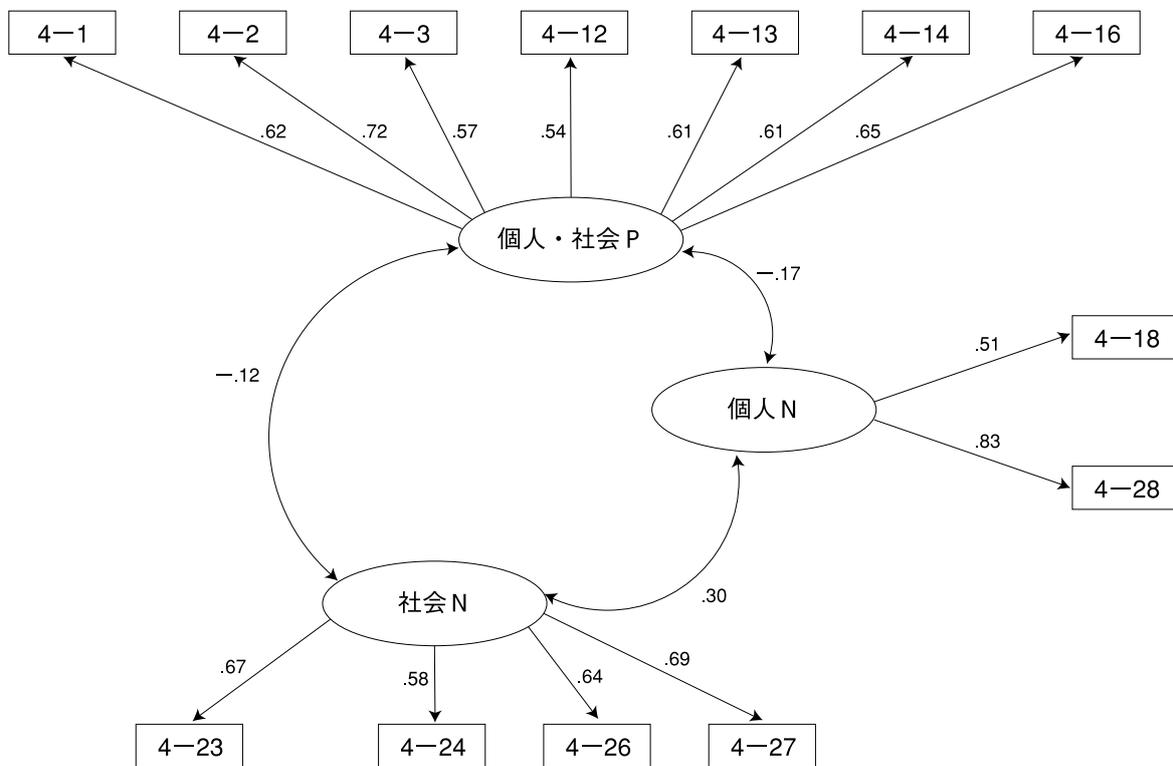


図2. 個人志向性・社会志向性PN尺度項目の確認的因子分析結果（誤差変数は省略）

表6. 自尊感情尺度項目の主成分分析の結果

項目番号	項目内容	負荷量	平均値
2-1	自分を好ましい人間だと思っている	.720	2.70
2-5	自分にはたくさんの長所があると思う	.710	2.85
2-8	私は少なくとも他の人と同じ程度には値打ちのある人間だと思う	.686	3.14
*2-4	自分を失敗者だと感じる人が多い	.661	2.95
*2-10	自分は役立たずな人間だと感じる事がときどきある	.655	2.97
2-9	何をしてもたいていの人と同じ程度にはうまくできる	.649	3.20
2-3	自分にだいたい満足している	.598	2.79
*2-6	自分はダメな人間だと思う事がときどきある	.595	3.31
*2-2	私には自慢できるようなものはほとんどない	.549	2.79
*2-7	自分をもっと尊敬できたらいいのと思う	.171	3.29
2乗和		3.824	
寄与率 (%)		38.238	
信頼性 (α 係数)		.835	

注) *は逆転項目を示す。

均得点は26.67, 標準偏差は6.64であった。性差を検討したところ, 有意差 ($t(572) = 3.592, P < .001$) があり, 男子の方が女子より高かった。

(3) 確認的因子分析: 自尊感情全体を潜在変数, 9項目を観測変数とする確認的因子分析を行った。1%水準で全て有意である推定値(標準化推定値)が得られたが, 適合度指標は, それぞれ, $\chi^2(27) = 452.72 (P = .000)$, $GFI = .833$, $AGFI = .722$, $CFI = .744$, $RMSEA = .166$ となり, 全く不十分であった。そこで, さらに検討を進め, 最終的に, 図3に示される自尊感情が5項目で構成されるモデルを採用することにした。適合度指標は, $\chi^2(4) = 6.83 (P = .145)$, $GFI = .995$, $AGFI = .982$, $CFI = .997$, $RMSEA = .035$ となった。

なお, 5項目の α 係数は $\alpha = .803$ となり, 信頼性が認められた。

4. 友人関係におけるコーピング尺度

(1) 友人関係におけるコーピング尺度30項目の平均得点について: 各項目の平均得点と標準偏差を求めた。全体で最も平均得点の高い項目は, 「どうしたらよいか考える」(2.17)であり, 男子(2.04)と女子(2.29)ともに, 最も平均得点が高い項目であった。また, 全体で最も平均得点の低い項目は, 「問題を起こした人をせめる」(.82)であり, 男子(.95)と女子(.72)ともに, 最も平均得点が高い項目であった。

(2) 探索的因子分析: これらの30項目の得点をもとに, 主因子法による因子分析を行ったところ, 固有値1以上の5因子が認められた。すなわち, 第1因子: 固有値7.28, 寄与率24.26, 第2因子: 固有値4.68, 寄与率15.60, 第3因子: 固有値1.98, 寄与率6.59, 第4因子: 固有値1.25, 寄与率4.16, 及び第5因子: 固有値1.16, 寄与率3.87であった。しかし, 3因子から成り立つという三浦(2002)

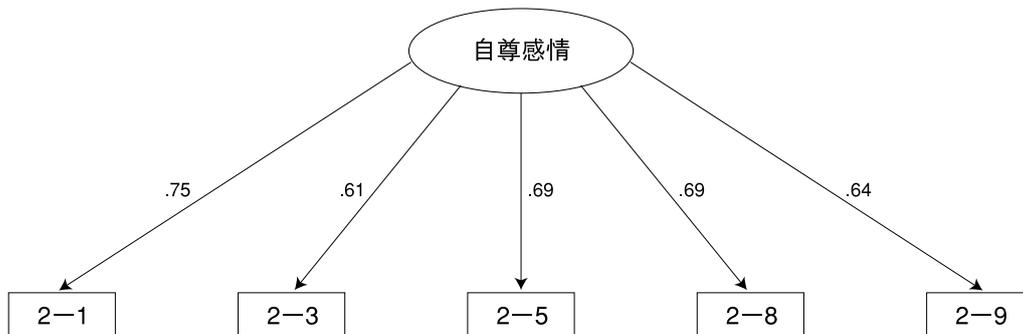


図3. 自尊感情の確認的因子分析結果 (誤差変数と誤差相関は省略)

の結果、及び固有値の減衰曲線から、3因子解が適切であると判断し、3因子解を採用するとともに、三浦に従い、プロマックス回転を行った。回転後、因子負荷量が.40以上の項目を、各因子を構成する項目とした。また、複数の因子に負荷し、負荷量の絶対値の差が.1以下の項目については、除去することにした。

表7は、この探索的因子分析の結果を示したものである。第1因子10項目、第2因子10項目、及び第3因子10項目となった。この結果は、各因子に含まれる項目についても、全て、三浦の結果と同一のものであった。そこで、因子の命名については、三浦に従い、第1因子を「積極的対処」、第2因子を「サポート希求」、及び第3因子を「逃避・回避的対処」とした。信頼性については、第1因子 $\alpha = .886$ 、第2因子 $\alpha = .850$ 、及び第3因

子 $\alpha = .832$ となり、3因子とも十分信頼性のあることが確認された。各因子間の相関を算出したところ、第1因子積極的対処と第2因子サポート希求間で.505、第1因子積極的対処と第3因子逃避・回避的対処間で-.131、及び第2因子サポート希求と第3因子逃避・回避的対処間で.191となり、いずれもが1%水準で有意であった。

次いで、第1因子10項目、第2因子10項目、及び第3因子10項目の得点を、それぞれ加算し、各因子の総得点を算出した。表8は、各因子の総得点の平均得点と標準偏差を、性別に示したものである。この総得点について、各因子に性差があるかどうかを検討したところ、逃避・回避的対処因子にのみ、性差 ($t(572) = -2.551$, $P < .05$) が認められ、男子の得点が女子より高かった。積極的対処とサポート希求には、性差が認められなかつ

表7. 友人関係におけるコーピング尺度項目の因子分析結果 (主因子法・プロマックス回転)

因子	番号	項目内容	F1	F2	F3	共通性
1	5-5	やるべきことを考える	.759	-.075	.037	.515
	5-3	問題を整理する	.757	-.056	.048	.520
	5-2	問題の原因を取り除くよう努力する	.700	-.023	-.017	.481
	5-12	状況について、もう1度検討し直す	.689	.069	.029	.517
	5-1	現在の状況を変えるよう努力する	.675	-.076	-.003	.414
	5-15	どうしたらよいか考える	.659	.062	-.061	.497
	5-27	状況を思い返し、それを把握しようとする	.647	.089	.091	.466
	5-7	自分自身の何かを変えるよう努力する	.608	-.059	.018	.335
	5-30	今の経験から得られるものを探す	.526	.130	.067	.351
	5-17	対策を立てる	.493	.259	-.030	.436
2	5-29	人に、問題の解決に協力してくれるよう頼む	.044	.691	.003	.509
	5-10	問題を解決するために、人に援助してくれるよう頼む	.027	.629	-.001	.412
	5-21	情報を集める	.106	.611	-.042	.438
	5-24	問題を起こした人をせめる	-.323	.606	.076	.322
	5-23	自分の置かれた状況を人に聞いてもらう	.129	.584	-.064	.421
	5-25	人に解決に役立つ助言を求める	.178	.576	-.014	.459
	5-22	問題を起こした人をひなんする	-.228	.562	.159	.327
	5-14	人から、その問題に関連した情報を得る	.085	.562	.030	.376
	5-19	自分の気持ちを人にわかってもらう	.182	.531	-.085	.401
	5-9	自分の立ち場を人に理解してもらう	.229	.448	-.008	.351
3	5-4	こんなこともあると思ってあきらめる	.093	-.093	.697	.437
	5-28	これでもかまわないと納得する	-.057	.031	.640	.437
	5-13	どうしようもないのであきらめる	-.218	-.022	.622	.494
	5-11	どうにでもなれと思う	-.149	.065	.604	.440
	5-16	過ぎ去ったことをくよくよ考えないことにする	.241	-.172	.574	.272
	5-8	なるようになれと思う	.135	.106	.571	.361
	5-20	時の過ぎるのにまかせる	-.059	.018	.570	.347
	5-6	ささいなことだと考えるようにする	.236	-.035	.543	.278
	5-18	現在の状況についてあまり考えないことにする	-.033	.075	.513	.292
	5-26	開き直す	-.047	.083	.473	.256
2乗和			6.721	4.063	1.378	
寄与率 (%)			22.40	13.55	4.593	
信頼性 (α)			.886	.850	.832	

た。

(3) 確認的因子分析：探索的因子分析によって抽出された3つの因子（積極的対処、サポート希求、及び逃避・回避的対処）を潜在変数、各因子に含まれた30項目を観測変数とする確認的因子分析を行った。その結果、1%水準で全て有意である推定値（標準化推定値）が得られた。これにより、友人関係におけるコーピング尺度が3因子で構成されていることが確認された。なお、適合度指標は、 $\chi^2(402)=1623.841$ (P=.000), GFI=.833, AGFI=.807, CFI=.813, RMSEA=.073であった。この数値は、三浦の最終的な結果である数値に近く、このまま各10項目ずつを採用して検討を進めることも可能であると考えられたが、さらに適合度指標の値を改善することにした。そして、この研究では、最終的に、観

測変数として、パス係数の相対的に高い順に各因子各5項目ずつを採用することにした。図4は、最終的な確認的因子分析の結果を示したものである。ここでは、適合度指標は、それぞれ、 $\chi^2(87)=228.527$ (P=.000), GFI=.949, AGFI=.930, CFI=.950, RMSEA=.053となった。なお、信頼性係数は、積極的対処 $\alpha = .833$, サポート希求 $\alpha = .803$, 逃避・回避的対処 $\alpha = .790$ となり、いずれも信頼性が認められた。

5. 友人とのつながり意識を規定するものとしての個人志向性・社会志向性及び自尊感情

(1) 個人志向性・社会志向性の「友人とのつながり意識」への規定性の検討

個人志向性・社会志向性が友人とのつながり意識をど

表8. 友人関係におけるコーピング尺度の各下位尺度の平均得点（標準偏差）

人数	男子 266	女子 308	全体 574
第1因子 積極的対処	17.57 (6.94)	18.39 (6.30)	18.00 (6.61)
第2因子 サポート希求	13.32 (6.86)	13.52 (6.10)	13.43 (6.46)
第3因子 逃避・回避的対処	13.30 (5.91)	11.94 (6.71)	12.57 (6.38)

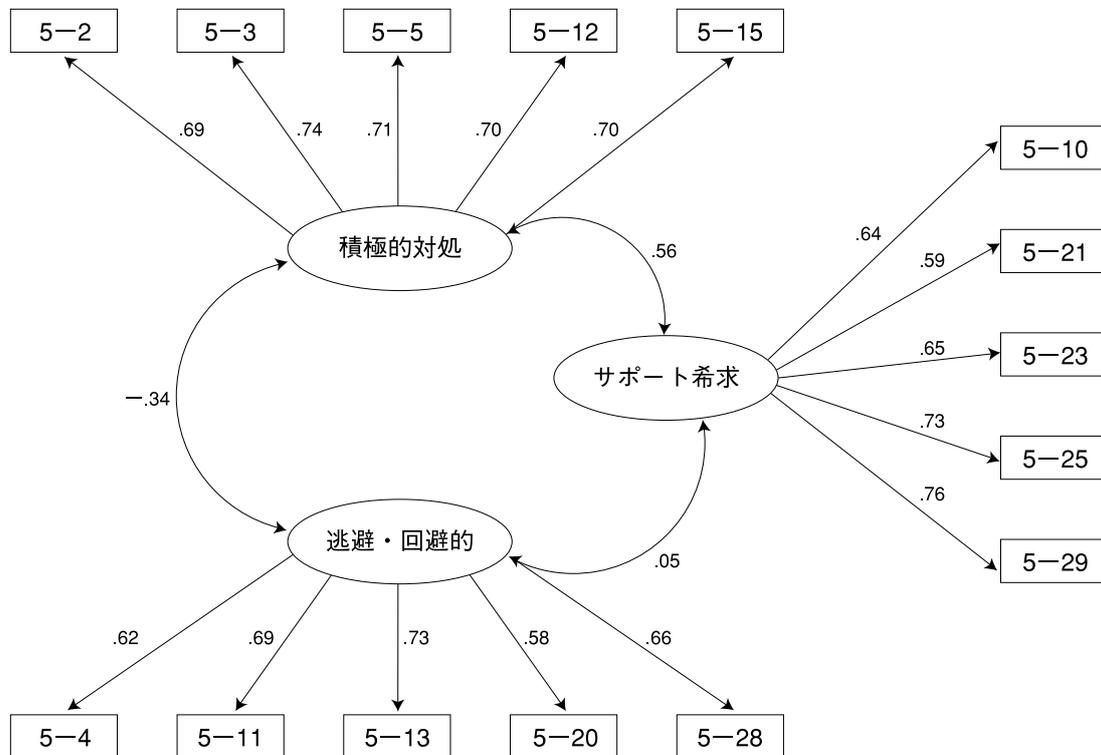


図4. コーピング尺度の確認的因子分析の結果（誤差変数は省略）

のように規定するかを明らかにするために、個人・社会志向性P、社会志向性N、個人志向性N、表面的つながり意識、及び内面的つながり意識を潜在変数とし、これらに含まれる各項目を観察変数とする共分散構造分析を行った。なお、観察変数とされた各項目は、確認的因子分析によって得られた項目である。「個人志向性N→内面的つながり意識」(パス係数.01)へのパス係数が有意でなく、また、「個人・社会志向性P→表面的つながり意識」(パス係数.09)、「社会志向性N→内面的つながり意識」(パス係数-.10)、及び「個人志向性N→表面的つながり意識」(パス係数-.14)のパス係数も相対的に小さかったので、これらの規定関係を示す矢印を削除した。これらによって、最終的に、図5の結果が得られた。なお、適合度指標は、 $\chi^2(372)=1203.410$ ($P=.000$), $GFI=.863$, $AGFI=.840$, $CFI=.872$, $RMSEA=.062$ であった。ここから、適合度指標は必ずしも十分ではないが、社会志向性Nが表面的つながり意識を、個人・社会志向性Pが内面的つながり意識を、それぞれ肯定的に規定していることが示されたといえる。

(2) 自尊感情の「友人とのつながり意識」への規定性

の検討

自尊感情が友人とのつながり意識をどのように規定するかを明らかにするために、自尊感情、表面的つながり意識、及び内面的つながり意識を潜在変数とし、これらに含まれる各項目を観察変数とする共分散構造分析を行った。なお、観察変数とされた各項目は、確認的因子分析によって得られた項目である。自尊感情から表面的つながり意識への推定値(標準化推定値)は傾向があるに留まったが、内面的つながり意識へは1%水準で有意である推定値(標準化推定値)が得られた。適合度指標は、 $\chi^2(187)=580.586$ ($P=.000$), $GFI=.909$, $AGFI=.887$, $CFI=.919$, $RMSEA=.061$ であった。図6に示されるように、自尊感情が内面的つながり意識を肯定的に規定していることが明らかにされたといえる。

(3) 個人志向性・社会志向性及び自尊感情全体の「友人とのつながり意識」への規定性の検討

(1)と(2)の結果を参考にして、個人志向性・社会志向性と自尊感情による「友人とのつながり意識」への規定性を明らかにするために、共分散構造分析を行った。その最終的な結果は、図7に示す通りであった。ま

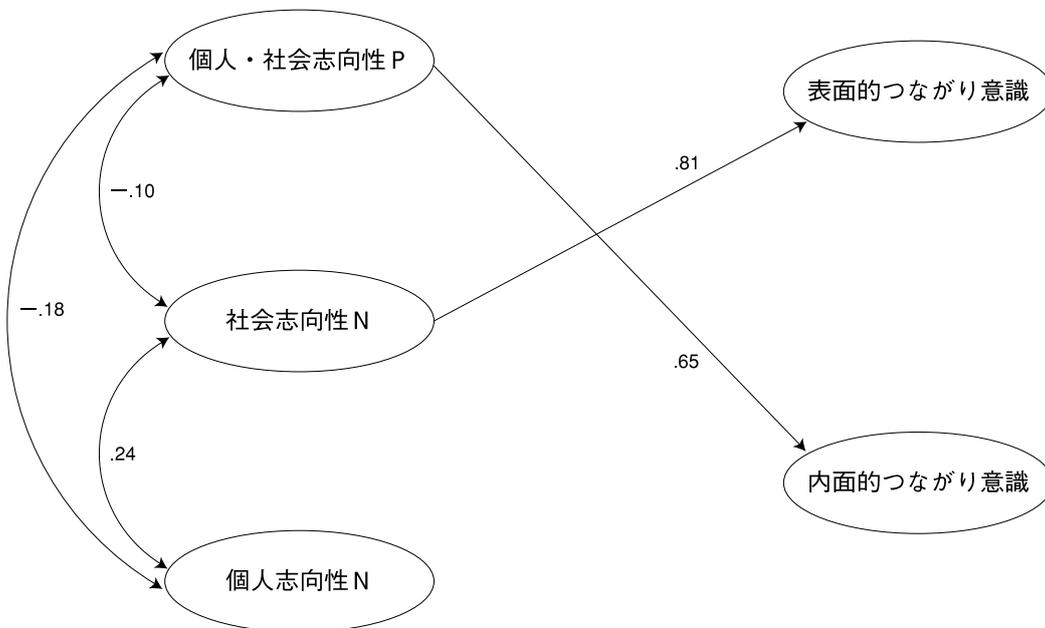


図5. 個人・社会志向性からつながり意識へ (共分散構造分析の結果: 観測変数・誤差変数を省略)

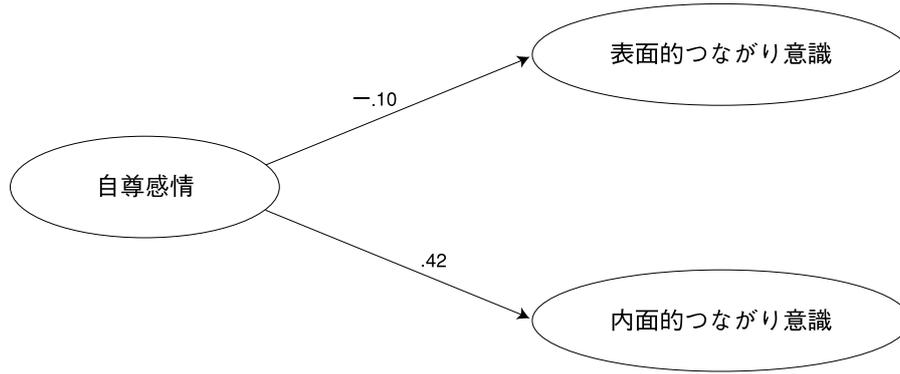


図6. 自尊感情からつながり意識へ（共分散構造分析の結果：観測変数・誤差変数を省略）

た、ここでの適合度指標は、 $\chi^2(322)=1123.669$ ($P=.000$), $GFI=.863$, $AGFI=.839$, $CFI=.874$, $RMSEA=.066$ であった。豊田（1992）の「観測変数が30以上の場合は、GFIの値が.90を上回るとは困難である」という指摘から、得られた値は許容範囲にあると判断した。図7から、社会志向性Nが表面的つながり意識を、個人・社会志向性Pが内面的つながり意識を、それぞれ肯定的に規定していることが読み取れる。また、自尊感情と個人・社会志向性Pとの相関がかなり高いことも示されている。

6. 友人とのつながり意識が規定するものとしての友人関係におけるコーピング

表面的つながり意識, 内面的つながり意識, 積極的

対処, サポート希求, 及び逃避・回避の対処を潜在変数, 各因子に含まれる項目を観測変数として, 共分散構造分析を行った。その結果, 表面的つながり意識から積極的対処へのパス係数が有意でなかったため, これを削除した。また, 修正指標に基づき, 積極的対処とサポート希求間, 積極的対処と逃避・回避の対処間, 及びサポート希求と逃避・回避的対処間に, 誤差相関を想定した。その上で, 再分析を行ったところ, モデル全体の適合度指標は、 $\chi^2(426)=982.967$ ($P=.000$), $GFI=.898$, $AGFI=.881$, $CFI=.920$, $RMSEA=.048$ となった。図8から、内面的つながり意識が、積極的対処とサポート希求を肯定的に、逃避・回避的対処を否定的に、それぞれ規定すること、及び表面的つながり意識が、逃避・回避

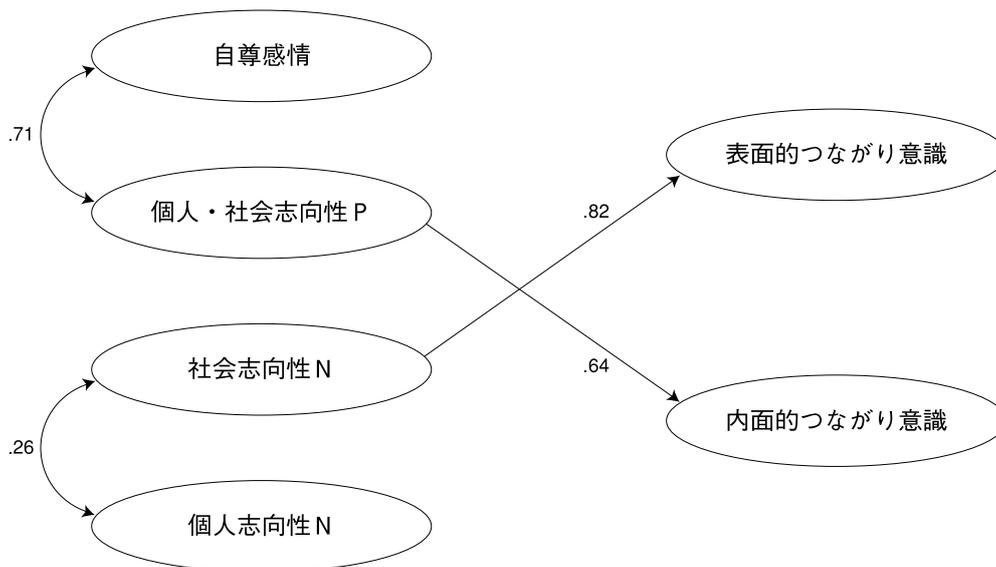


図7. つながり意識の規定因の全体構造（共分散構造分析の結果：観測変数・誤差変数を省略）

的対処とサポート希求を肯定的に規定することを読み取ることができる。

7. 友人とのつながり意識を規定する個人・社会志向性と自尊感情、及び友人とのつながり意識が規定する友人関係へのコーピングの全体的構造

友人とのつながり意識の全体構造を検討するために、個人・社会志向性P、社会志向性N、個人志向性N、自

いなかったので、この潜在変数とそこに含まれる観測変数を削除した。さらには、修正指標を参考にして、「個人・社会志向性P→積極的対処」のパスを加え、いくつかの誤差相関を想定するモデルを作成して、再び再分析を行った。ここでは、「内面的つながり意識→積極的対処」へのパス係数が有意でなくなったため、このパスを削除した。このようにして得られたのが、図9に示される最終的なモデルである。このモデルの適合度指標は、

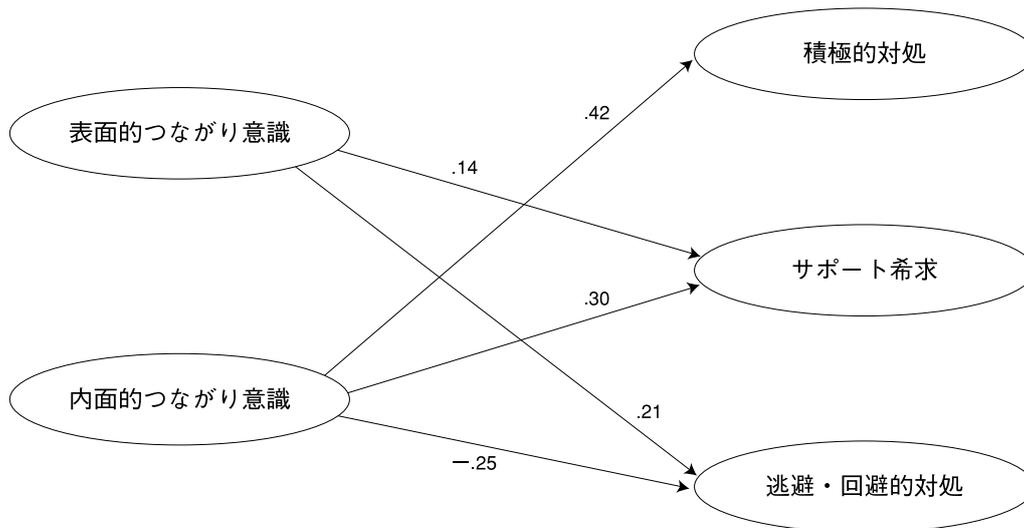


図8. つながり意識からコーピングへ (共分散構造分析の結果：観測変数・誤差変数・誤差相関を省略)

尊感情、表面的つながり意識、内面的つながり意識、積極的対処、サポート希求、及び逃避・回避的対処を潜在変数、各因子に含まれる項目を観察変数として、共分散構造分析を行った。その結果、パス係数の有意でなかった「自尊感情→表面的つながり意識」、「自尊感情→内面的つながり意識」、「個人・社会志向性P→表面的つながり意識」、及び「個人志向性N→内面的つながり意識」を削除して、再分析を行った。次いで、推定値が相対的に低い「社会志向性N→内面的つながり意識」(パス係数-.09)、「表面的つながり意識→積極的対処」(パス係数.09)、「個人志向性N→表面的つながり意識」(パス係数-.15)、及び「表面的つながり意識→サポート希求」(パス係数.17)のパスを、また、「個人・社会志向性Pと社会志向性N」(相関-.09)、「個人・社会志向性Pと個人志向性N」(相関-.18)、及び「自尊感情と個人志向性N」(相関-.17)の相関を削除して、再分析した。ここでは、自尊感情と個人志向性Nが何も規定して

$\chi^2(807)=1831.080$ ($P=.000$), $GFI=.863$, $AGFI=.847$, $CFI=.894$, $RMSEA=.047$ であった。

なお、ここでは、修正指標に基づき、積極的対処とサポート希求間、サポート希求と逃避・回避的対処間、積極的対処と逃避・回避的対処間、項目3-6と3-28間、3-22と4-24間、及び3-18と4-26間に誤差相関が想定されている。

図9から、① 個人・社会志向性Pが、肯定的に内面的つながり意識を規定し、この内面的つながり意識が、肯定的にサポート希求を、否定的に逃避・回避的対処を規定すること、及び② 個人・社会志向性Pが、直接的に、肯定的に積極的対処を規定すること、また、③ 社会志向性Nが、肯定的に表面的つながり意識を規定し、この表面的つながり意識が、肯定的に逃避・回避的対処を規定することが読み取れる。

このつながり意識の全体構造について、男女別モデルの相違を、多母集団分析(豊田, 2007; 小塩, 2008)

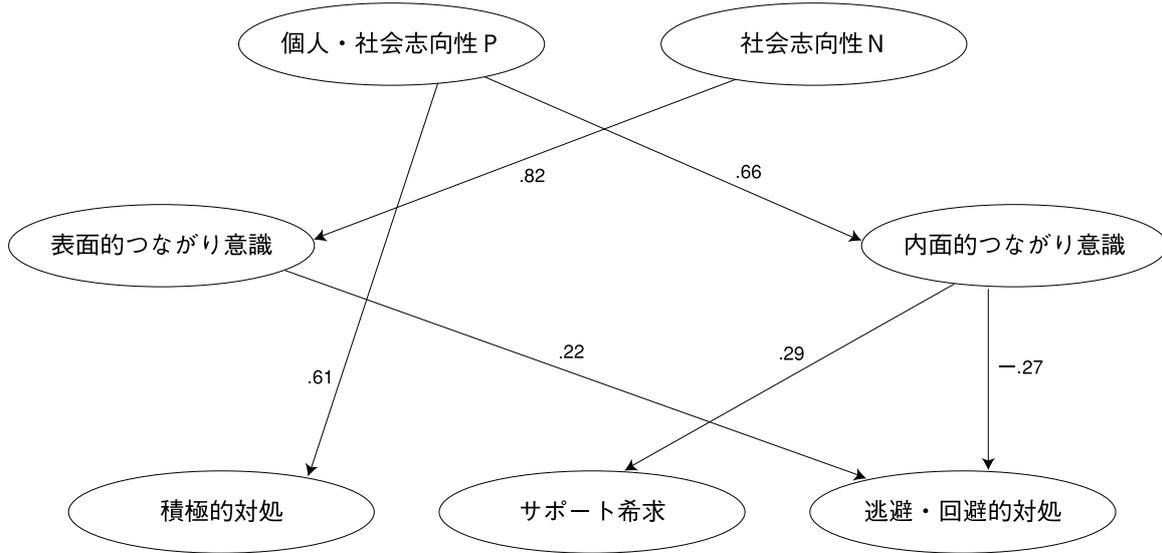


図9. つながり意識の全体構造（共分散構造分析の結果：観測変数・誤差変数・誤差相関を省略）

によって検討した。全体構造としては、男女間で大きな相違は認められず、両者とも、同一のモデルが適用可能であると判断された。ただし、積極的対処とサポート希求間、及び積極的対処と逃避・回避的対処間の誤差相関が有意であり、前者は男子が高く、後者は負の値であったが、女子が高かった。また、有意ではないが、社会志向性N→表面的つながり意識、及び表面的つながり意識→逃避・回避的対処のパス係数が女子の方が高い様子も観察された。

要 約 的 討 論

地方都市の中学生734名を対象（分析対象は574名）にして、友人関係におけるつながり意識を調査した。当初に立てられた仮説について、検討していくことにする。

1. 中学生の友人とのつながり意識には、内面的つながり意識と表面的つながり意識がある。

探索的因子分析と確認的因子分析の結果は、友人とのつながり意識が、内面的つながり意識と表面的つながり意識の2種類のつながり意識から成り立つことを明確に示していた。この2つの下位尺度は、信頼性も十分であった。いわゆる従来型の情緒的なつながり意識（Atwater, 1992）と、「自分の居場所がなくならないように、友

だちと合わせるようにしている」など、岡田（1993a, 2007c）が、関係回避群や群れ指向群と形容するようなつながり意識が、明瞭に区分される結果であった。したがって、仮説1は支持されたといえる。

その上で、この2つのつながり意識間には、全く相関が認められなかったことも特徴的であった。すなわち、2つの尺度が独立に並存し得ることが示された。このことは、内面的つながり意識が高く、表面的つながり意識が低い中学生がいる一方で、内面的つながり意識が高いと同時に、表面的つながり意識も高い中学生がいることを意味している。一般には、近年、青年期における友人関係の希薄化が指摘されるのであるが、これにくみせず、友人関係がむしろ豊かになっているとする見解（福重, 2006；浅野, 2006）を支持する1つの資料としても読み取ることができる。彼らは、内面的つながり意識による友人関係と表面的つながり意識による友人関係を選択的に使い分ける子どもたちの存在を指摘し、近年の友人関係を肯定的にも評価するのである。ここでの結果は、彼らの立場に立つとしても、選択的な友人関係を持つ肯定的な一群の子どもたちの存在と同時に、このような友人関係が持たず、表面的なつながり意識が高く、内面的なつながり意識が低い子どもたちや表面的なつながり意識も内面的つながり意識も低い子どもたちの存在を示しているといえる。この点については、今後検討を進める

必要がある。

さらに、ここでは、内面的つながり意識にのみ性差が認められ、女子の方が高かった。榎本（1999）が、青年期の友人関係において、男子は活動を共有することが中心で、女子は親密な関係を作ることが中心であると述べているが、このことの反映であると解される。女子の内面的つながり意識が閉じられた系のなかで展開する場合、その否定的な側面も問題にされる。内面的つながり意識の持つ肯定的側面と同時に否定的側面を吟味することが求められる。

2. 個人志向性・社会志向性及び自尊感情が友人とのつながり意識を規定する。

(1) 個人志向性・社会志向性が友人とのつながり意識を規定する：伊藤（1995）の個人志向性・社会志向性PN尺度は、4因子構造であったが、これを中学生に実施したところ、個人志向性Pと社会志向性Pが結びつき、個人・社会志向性P、個人志向性N、及び社会志向性Nの3因子構造になった。この3因子が、つながり意識を規定すると想定して、共分散構造分析を行ったところ、個人・社会志向性Pが内面的つながり意識を、社会志向性Nが表面的つながり意識を、それぞれ規定するという結果が得られた。個人志向性Nは、社会志向性Nと正の相関を、個人・社会志向性Pと負の相関を、それぞれ示したが、つながり意識を規定するとは言えなかった。

(2) 自尊感情が友人とのつながり意識を規定する：共分散構造分析の結果は、自尊感情が肯定的に内面的つながり意識を規定することを示した。しかし、否定的に表面的つながり意識を規定するという方向は明確には示されなかった。

(3) 全体として、個人志向性・社会志向性及び自尊感情が友人とのつながり意識を規定する：個人志向性・社会志向性の3因子及び自尊感情が友人とのつながり意識を規定すると仮定して共分散構造分析を行ったところ、個人・社会志向性Pが内面的つながり意識を、社会志向性Nが表面的つながり意識を、それぞれ規定するという結果であった。個人志向性Nと自尊感情がつながり意識を規定するという結果は得られなかった。ただし、自尊感情と個人・社会志向性Pの間には高い相関が認められ、また、個人志向性Nと社会志向性Nの間にも相関

があった。

全体として、(1)(2)(3)の結果は、仮説2が支持される方向にあったといえる。

個人志向性Nがつながり意識を規定しないという結果をどのように解すべきであろうか。伊藤（1995）によれば、個人志向性Nは、他者存在を考慮しない利己性や共感の欠如、自己愛からくる排他性とされている。したがって、個人志向性Nは、友人の存在を考慮しないで、自分の気持ちに正直に行動するところから、そもそも「友人とつながっていたい」とは感じない特性である、と考えられる。玉井ら（2003）は、現代の子どもたちの心の育ちが非常に自己中心的、エス的になっているという。そして、精神的な豊かさが取り残され、物質的豊かさだけに焦点が当てられている時代において、自らの欲求を満たすためにエネルギーを浪費せざるを得ない、このような背景的要因が彼らの自己中心的特性を引き出している、と展開している。

また、全体を検討した場合には、自尊感情がつながり意識を規定しないという結果がなぜ生まれたのであろうか。自尊感情を単独で取り上げた場合においても、内面的つながり意識への R^2 値は.12であり、表面的つながり意識への R^2 値は.03であった。このように自尊感情による説明量が低いために、個人志向性・社会志向性と合わせて検討すると説明力が下がってしまったのではないかと考えられる。加えて、自尊感情と個人・社会志向性Pとの相関が非常に高いことがあげられる。これが作用して、全体としては自尊感情が除去されたと考えられることができる。

3. 中学生の友人とのつながり意識は、友人関係におけるコーピングを規定する。

(1) 友人関係におけるコーピング尺度：三浦（2002）は、中学生の学校ストレスに対して行うコーピングを測定するために「コーピング測定尺度」を作成している。この研究では、三浦の尺度項目をそのまま使用し、友人関係に限定して回答を求めたが、三浦の因子分析結果と全く同様な結果が得られた。調査した各項目は、積極的対処、サポート希求、及び逃避・回避的対処の3つの下位尺度に明瞭に区分された。これは、学校において、あるいは中学生において、友人関係の占める位置の重要性

を示しているとも解される。

(2) 友人とのつながり意識が、友人関係におけるコーピングを規定する：友人とのつながり意識の2因子が、友人関係におけるコーピングの3因子を規定すると仮定して、共分散構造分析を行ったところ、内面的つながり意識は、全てのコーピングを規定し、積極的対処とサポート希求には正の、逃避・回避的対処には負の影響を与えることが示される一方、表面的つながり意識は、逃避・回避的対処とサポート希求に、いずれも正の影響を及ぼすことが示された。したがって、仮説3は支持された。

内面的つながり意識は、川原（1996）らも指摘するように、満足感や安心感を得ることができる良好な友人関係を反映しているため、友人関係にストレスを感じたとしても、これに支えられて、積極的に対処しようとして他者に働きかける方向に作用し、積極的対処やサポート希求となって現れる一方、逃避・回避的対処には向かわないと考えられる。そして、この過程を通じて、ストレスを軽減することができると考えられるのである。

表面的つながり意識は、友人関係において心から安心感を得ているわけではない。友だちと一緒にいること自体とそこで傷つかないことを重視し、友人関係におけるストレスに積極的に対処することによって失敗することを恐れるため、積極的対処へと向かわず、逃避・回避的対処をもたらすと解される。

また、ここでは、表面的つながり意識がサポート希求へと向かう結果も示されたが、これをどのように解すべきであろうか。三浦ら（2002）において、サポート希求コーピングには、間接的にストレス反応の表出を軽減するプロセスとともに、「あきらめる」などの逃避・回避的対処を実行させて、ストレス反応を高めるプロセスのあることが示唆されている。三浦らは、このプロセスを「あまり報告されていない特徴」だとしている。この研究の結果は、三浦らの後者の特徴と類似しているとも考えられる。すなわち、表面的つながり意識は、友人関係においてストレスを感じた場合、サポート希求へと向かい、これが、逃避・回避的対処を実行させているのかもしれない。その一方で、表面的つながり意識とサポート希求コーピングの連鎖は、ストレス反応の表出を軽減させる方向で作用する場合も考えられる。この点に関しては、さらなる検討が必要である。

4. 中学生における友人とのつながり意識の全体構造について

(1) 全体として、友人との「つながり意識」は、個人志向性・社会志向性と自尊感情によって規定され、友人関係におけるコーピングを規定するというモデルの検討
個人志向性・社会志向性Pから開始される図式については、これが、内面的つながり意識を規定し、この内面的つながり意識を介して、サポート希求に正の影響を、逃避・回避的対処に負の影響を与えるという回路と、個人志向性・社会志向性Pが、直接、積極的対処に正の影響を与えるという回路の存在が示された。ここでは、内面的つながり意識から積極的対処へというパスがなくなっていた。内面的つながり意識は、積極的対処につながると仮説していたが、これは支持されなかった。個人志向性・社会志向性Pと内面的つながり意識を同時に考慮する場合には、対自的にも対他的にも積極的な活動を支える個人志向性・社会志向性Pと積極的対処の結びつきが強固であるために、内面的つながり意識からの積極的対処への影響が打ち消されると考えられる。そして、内面的つながり意識からの影響は、サポート希求を高め、逃避・回避的対処を減じる方向に働いている。したがって、内面的つながり意識が高い場合には、サポート希求が高く、逃避・回避的対処が低いと同時に、内面的つながり意識を規定している個人志向性・社会志向性P自体も高いために、積極的対処も高くなると考えられる。すなわち、コーピングとしてのサポート希求と積極的対処がともに行われ、逃避・回避的対処が行われないと考えられる。その結果として、友人関係におけるストレス反応が軽減されていくと解されるのである。

社会志向性Nから開始される図式については、これが、表面的つながり意識を規定し、この表面的つながり意識を介して、逃避・回避的対処を促すという結果であった。表面的つながり意識は、他者への一方的な依存や従属など、主体性や能動性の弱い未熟な対人関係を示す社会志向性Nとの連鎖を考慮するとき、自分から他者へ働きかけようとするサポート希求へ向かうのではなく、あきらめるなどの逃避・回避的対処へ向かうのだと考えられる。すなわち、サポート希求への方向が隠蔽されるのである。その一方で、表面的つながり意識から出発するときには、サポート希求へも影響するという結果が得ら

れているが、この点についての考察は、すでに述べた通りである。

次いで、当初、個人志向性Nと自尊感情が、友人とのつながり意識を規定すると想定したにもかかわらず、両者とも、全体構造から姿を消していることに触れなければならない。友人とのつながりを求めない個人志向性Nが友人とのつながり意識の全体構造から除外されるのは当然のようにも考えられる。しかし、対照的にも考えられる社会志向性Nと正の相関を持っていることなど、今後検討すべき課題として残されている。また、自尊感情が個人志向性・社会志向性Pと非常に高い相関を持っている一方で、両者をともに考える場合には、個人志向性・社会志向性Pが表面に出て、自尊感情が消失してしまう点の解明も今後の課題である。

いくつかの例外的結果が存在するけれども、当初に立てた仮説についていえば、自尊感情の部分を変更し、「全体構造として、中学生の友人とのつながり意識は、個人志向性・社会志向性によって規定され、友人関係へのコーピングを規定する」という仮説は、大枠として、支持される方向が得られた、と結論づけることができる。

(2) 今後の課題

この研究では、内面的つながり意識、表面的つながり意識、個人志向性・社会志向性、自尊感情、及び友人関係におけるコーピングとしての積極的対処やサポート希求や逃避・回避的対処を、横断的に、質問紙調査によって測定し、その数値をもとにして、統計的手法によって検討した。その結果、「中学生の友人とのつながり意識は、個人志向性・社会志向性によって規定され、友人関係へのコーピングを規定する」という因果的色彩を帯びた結論が引き出された。しかし、これは、あくまでも統計処理上の結果に過ぎない。

今後検討しなければならないことは、全体としての個人が、① どのような友人とのつながり意識を持っているのか（内面的つながり意識と表面的つながり意識を併せ持つ場合もあれば、両者とも持たない場合もある）、② この特定の友人とのつながり意識は、どのような過程で生み出されるのか、また、③ 特定の友人とのつながり意識を持つ個人が、どのような友人関係におけるコーピングを選択するのか、を明らかにすることである。このような検討は、それぞれの個人が生きる学級などの

社会的場において、彼らとともに過ごし、彼らがよりよく生きるために働きかける過程のなかで、長期にわたる縦断的研究にもとづいて、すなわち、事例研究の積み重ねを通して、行われる必要があると考えられる。

文 献

- 浅野智彦 (2006). 若者の現在 浅野智彦編 検証・若者の変貌—失われた10年の後に 勁草書房, 233-260.
- Atwater, E. (1992). *Adolescence*. 3rd ed. New Jersey: Prentice Hall.
- Chan, C. K. K., & Sachs, J. (2001). Beliefs about learning in children's understanding of science texts. *Contemporary Educational Psychology*, 26, 192-210.
- 土井隆義 (2004). 「個性」を煽られる子どもたち 岩波書店
- 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の变化 教育心理学研究, 47, 60-70.
- 遠藤辰雄・安藤延男・冷川昭子・井上祥治 (1974). Self-Esteemの研究 九州大学教育学部門紀要, 18, 53-65.
- 藤井恭子 (2001). 青年期の友人関係における山アラシ・ジレンマの分析 教育心理学研究, 49, 146-155.
- 深谷昌志監 (2004). モノグラフにみる中学生の姿 モノグラフ・中学生の世界 特別号 (<http://www.crn.or.jp/LIBRARY/CYUU/TOKUBETSU/GIF/S5800064.PDF>) (2008年3月4日閲覧)
- 福重 清 (2006). 若者の友人関係はどうなっているのか 浅野智彦編 検証・若者の変貌—失われた10年の後に 勁草書房, 115-150.
- Hollingworth, L. S. (1928). *The psychology of the adolescent*. New York: D. Appleton and Company.
- 伊藤美奈子 (1993). 個人志向性・社会志向性尺度の作成及び信頼性、妥当性の検討 心理学研究, 64, 115-122.
- 伊藤美奈子 (1995). 個人志向性・社会志向性PN尺度の作成とその検討 心理臨床学研究, 13, 39-47.
- 井梅由美子・平井洋子・青木紀久代・馬場禮子 (2005).

- 日本における青年期用対象関係尺度の開発 パーソナリティ研究, 14, 181-193.
- Janis, L. L., & Field, P. B. (1959). Sex differences and personality factors related to persuasibility. In C. I. Hovland, & I. L. Janis, (Eds.), *Personality and Persuasibility*. New Haven: Yale University Press, 55-68.
- 河地和子 (2003). 自信力はどう育つか—思春期の子ども世界4都市調査からの提言 朝日新聞社
- 川原誠司・山崎美香子 (1996). 中学生の友人関係の特徴と意義 東京大学大学院教育学研究科紀要, 36, 301-324.
- 栗原 彬 (1996). やさしさの存在証明—若者と制度のインターフェイス (増補・新版) 新曜社
- ラザラス, R.・フォルクマン, S.著/本明寛・春木 豊・織田正美監訳 (1999). ストレスの心理学 実務教育出版 (Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal and coping*. New York: Springer.)
- Lazarus, R.S. (1999). *Stress and emotion: A new synthesis*. New York: Springer.
- 皆川邦直 (1980). 青春期・青年期の精神分析的発達論—ピーターブロスの研究をめぐって— 小此木啓吾編 青年の精神病理2 弘文堂, 43-65.
- 三浦正江 (2002). 中学生の学校生活における心理的ストレスに関する研究 風間書房
- 三浦正江・上里一郎 (2002). 中学生の友人関係における心理的ストレスモデルの構成 健康心理学研究, 15, 1-9.
- NHK「14歳・心の風景」プロジェクト編 (2001). 14歳・心の風景 日本放送出版協会
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw Hill.
- 落合良行・佐藤有耕 (1996). 青年期における友達とのつきあい方の発達的变化 教育心理学研究, 44, 55-65.
- 岡田 努 (1993a). 現代青年の友人関係に関する考察 青年心理学研究, 5, 43-55.
- 岡田 努 (1993b). 現代の大学生における「内省および友人関係のあり方」と「対人恐怖的心性」との関係 発達心理学研究, 4, 162-170.
- 岡田 努 (1999). 現代青年に特有な人間関係の取り方と自己愛傾向の関連について 立教大学教職研究, 9, 21-31.
- 岡田 努 (2007a). 大学生における友人関係の類型と、適応及び自己の諸側面の発達の関連について パーソナリティ研究, 15, 135-148.
- 岡田 努 (2007b). 現代青年の友人関係と自己像・親友像についての発達的研究 金沢大学文学部論集 (行動科学・哲学編), 27, 17-34.
- 岡田 努 (2007c). 現代青年の心理学: 若者の心の虚像と実像 世界思想社
- 岡田 努 (2008). ふれあい恐怖と青年期の友人関係 岡田 努・榎本博明編 自己心理学⑤パーソナリティ心理学へのアプローチ 金子書房, 112-129.
- 岡安孝弘・嶋田洋徳・坂野雄二 (1993). 中学生におけるソーシャルサポートの学校ストレス軽減効果 教育心理学研究, 41, 302-313.
- 小野智希・戸田須恵子 (2002). 中学生の友人関係に関する研究—活動的側面と感情的側面からの一考察—北海道教育大学紀要 (教育科学編), 53, 1-12.
- 小塩真司 (1998). 青年の自己愛傾向と自尊感情, 友人関係のあり方との関連 教育心理学研究, 46, 280-290.
- 小塩真司 (2008). はじめての共分散構造分析—Amosによるパス解析 東京図書
- Rosenberg, M. (1965). *Society and adolescent self image*. Princeton: Princeton University Press.
- 総務庁青少年対策本部編 (1989). 少年の生活意識と実態に関する調査報告書 総務庁青少年対策本部
- 末永俊郎編 (1987). 社会心理学研究入門 東京大学出版会
- 玉井香代子・大石英史 (2003). 現代の中学生像についての一考察—アンケート調査を踏まえて— 山口大学教育学部附属教育実践総合センター研究紀要, 16, 101-110.
- 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見た分析— 東京都生活文化局
- 豊田秀樹 (1992). SASによる共分散構造分析 東京大学出版会
- 豊田秀樹 (2007). 共分散構造分析 [Amos編] —構造

方程式モデリング— 東京図書

辻 大介 (2006). つながり不安と携帯メール 関西大学社会学部紀要, 37 (2) , 43-52.

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, 21-28.

梅本信章 (2000). 友人関係 久世敏雄・斎藤耕二監 青年心理学事典 福村出版, 251.

吉岡和子 (2001). 友人関係の理想と現実のズレ及び自己受容から捉えた友人関係の満足感 青年心理学研究, 13, 13-30.

