

# 大学生の向社会的行動と友人関係及び自己像の形成との関連

The Relationship between College Students' Prosocial Behavior, Friendships, and Self-images

太田 直美

OTA Naomi

(貝塚市立第一中学校)

米澤 好史

YONEZAWA Yoshifumi

(和歌山大学教育学部心理学教室)

本研究では向社会的行動と友人関係及び自己像の関連について検討を行った。男性は友人関係、援助意識が、女性では友人関係、対人スキルが向社会的行動に影響を与えた。また、男性は他者への援助規範意識と向社会的行動が相互に促進する関係にあることが示唆された、女性は自己の確立が他者への援助意識を育むことが示唆された。次に、男性は自己受容が直接向社会的行動と有意な相関を示したのに対し、女性は独立の感情が向社会的行動、自己受容と結びつき、対人関係において自己の確立が重要であることが示唆された。さらに、現代大学生の友人関係はchum-groupであり、男性は活動・欲求の側面は類似性・秘密性を重視する友人関係をもっていることが明らかになった。女性は、活動・感情の側面は相互に尊重する傾向にあるが、欲求の側面でchum-groupの関係が見られた。以上のことから、向社会的行動、友人関係、自己像は相互に関連し、向社会的性の育みには自己の確立が必要であり、目に見えない意識へ注目することの重要性が指摘された。

**キーワード：**向社会的行動、意識と行動、友人関係、自己像、性差

## 1. 問題と目的

### 1. 1. 向社会的行動の研究

近年、人間関係の希薄化が問題となっている。菊池(1988)は「対人関係には、お互いに深いつながりを持ち助け合うムラ(農村)的な関係と、プライバシーを守るマチ(都市)的な関係があり、バランスをとることが私たちにとって難しくなっている」と述べている。また、菊池(1988)は、向社会的行動(prosocial behavior)を、他人との気持ちのつながりを強めたり、それをより望ましいものにしたりにしようとする場合にとられる行動、とし、ムラ(農村)的な関係を維持するものの一つであるとしている。次に、向社会的行動について、菊池(1988)は「①他人あるいは他のグループについての援助行動であること。②金銭的・物質的な報酬を得ることを目的としないこと。③何らかのコストが伴うこと。④自発的な行動であること。」を定義づけた。しかし、この4条件に当てはまる行動はきわめて幅狭く、外的報酬を目的とする行動の測定が困難であることなどから、菊池(1988)はある種のコストを伴った援助行動であることのほかは柔軟に適用した方がよいと述べている。

次に、向社会的行動の性差について、中里(1985)は児童を対象とした四人ジレンマ事態テストを用いた実験で、向社会的行動は男女で発達過程に差があると考察し、3・4年生に見られた性差は一時的なもので

あると述べている。その一方で、金子(1981)は児童を対象に向社会的性を測定し、男子よりも女子の方が有意に高得点を示す項目があったことから、性差はあると述べている。また、菊池(1988)の大学生対象の調査では、男よりも女の方が思いやり行動尺度得点が有意に高く、性差が認められたと述べている。Mussen, P.&Eisenberg-Berg, N.(1991)は、両親の娘と息子のしつけが別の方法でされることを例に挙げ、向社会的な行動傾向について男女の区別的な社会化に原因があると考えられる、と述べている。

Mussen, P.&Eisenberg-Berg, N.(1991)は「向社会的行動は外から見ることでできる反応であり、社会規範を知っていることと規範に同調して実際に行為をするということは別のものである」と述べている。本研究では向社会的性を行動の側面と意識の側面から検討を行う。

### 1. 2. 向社会的行動と自己像の関連

菊池(1988)は、何か行動する際には自分自身へ注意を向けることが多いことを指摘し、公的自意識と私的自意識の2側面を持つと説明している。これらを受け、向社会的行動と自己像の形成が関連していることが考えられる。菅原(1984)の自意識尺度の検討では、思いやり行動との間に相関関係はみられなかった。また、平石(1990b)は自己肯定性次元と安定性次元に注目し自己意識の発達を検討し、自己肯定性次元の個人差を測定するため自己肯定意識尺度を作成した。

Mussen, P. & Eisenberg-Berg, N. (1991) は向社会的行動について、たとえ向社会的にやろうと決めたとしても、前提となる援助に必要な能力、スキルが必要であると述べている。自己像の形成には自己意識だけでなく、周囲の状況や他者の行動などの外的な手掛かりをもとに、社会的に適切な行動がとれるよう自己監視をする、セルフ・モニタリングとの関連も考えられる。岩淵・田中・中里 (1982) はセルフ・モニタリング尺度 (Snyder, 1974) の邦訳版を作成し、菊池 (1988) は、向社会的行動尺度との関連から向社会的行動を多くする人はセルフ・モニタリングをする傾向が強いことを示唆している。しかし、岩淵・田中・中里 (1982) のセルフ・モニタリング尺度はそれぞれの因子が下位尺度を構成しているとは言えない。さらにセルフ・モニタリングの研究は、岩淵・水上 (2003) によってレノックス&ウォルフの日本語版改訂版セルフ・モニタリング尺度の検討が行われ、「他者行動への感受性」「自己呈示変容能力」の2つの下位尺度が見出されているため、向社会的行動との関連について検討する必要がある。

セルフ・モニタリングに関連し、自己呈示についての検討も必要である。自己呈示とは自分自身が他者からどのように見られるかを戦略的に管理する行動である。吉田・浦 (2003a) の自己呈示規範内在化尺度では、自分の有能さを積極的に売りこむ自己高揚呈示、自分の能力を示すことに謙虚にふるまう自己卑下呈示の2つが扱われ、日本では自己卑下呈示が望ましいとされる規範意識が存在する。しかし、人間関係が希薄化した個人主義的な現在の日本では自己高揚呈示規範も存在する可能性があるとして、吉田・浦 (2003b) は指摘している。また、吉田・浦 (2003b) は、岩淵・田中・中里 (1982) のセルフ・モニタリング尺度 (Snyder, 1974) の邦訳版と自己呈示規範内在化尺度との関連を検討したが、自己高揚呈示と演技性との間に弱い正の相関関係が見られたと報告している。向社会的行動の背景には、行動そのものを自己高揚呈示として戦略的にふるまうという可能性が考えられる。

### 1. 3. 青年期における友人関係

青年期は心理的離乳の時期であり、悩みの共有、行動のモデルなど、友人は重要な役割を果たす (榎本, 2003)。保坂 (1998) は思春期・青年期の友人関係の段階として以下の3つの位相を示した。小学校高学年でgang-groupという徒党集団をつくり、同じ遊びを一緒にするのが仲間であると考え。中学生頃ではchum-groupと言われる同一言語による仲良しグループをつくり、絶対的な忠誠心が生まれ、高校生頃にはpeer-groupという互いの考えを語り合い、互いの異質性から他者との違いを明らかにし、違いを乗り越えたことで自立した個性として互いに尊重してられる状態が生じる。しかし、現代の青年の友人関係の特徴は薄められたchum-groupであり、内面の開示を避け、互いに傷つけぬよう気を遣った関わり方であると指摘されている (保坂, 1998; 岡田, 1995)。榎本 (2003) は、友

人との活動・感情・欲求の3側面の尺度を作成し関連の検討を行った。大学生男子の友人との活動は「相互理解活動」であり、「独立」の感情が最も高く、互いの個性を尊重したい「相互尊重欲求」が最も強くなるのが特徴であり、大学生女子は男子同様に「相互理解活動」が高く、「信頼・安定」の感情が「独立」とともに高く、「相互尊重欲求」が最も強くなる特徴を明らかにした。友人との活動尺度の「相互理解活動」「親密確認活動」「共有活動」は順にpeer-group、chum-group、gang-groupに相当しているとしている。

友人関係の形成や維持には動機づけが関連する (岡田, 2006)。友人関係を含め、対人関係における動機づけを多面的に捉えた理論的枠組みの“自己決定理論 (Ryan&Deci, 2000)”をもとに理由の観点から動機づけが概念化されている。岡田 (2006) は友人関係への動機づけと充実感との関連について検討し、自律的な動機づけと充実感との相関を示し、自律的な動機づけが友人に対する向社会的行動を促進する (岡田, 2005) という知見と合わせると、自律的な動機づけは向社会的行動を促進しポジティブな友人関係を形成し、充実感を高めるという一連のプロセスを想定することができると報告している。

本研究ではFigure 1に示すモデル構成を念頭に、向社会的行動と友人関係及び自己像の関連についてそれぞれ行動と意識に注目し、検討を行う。

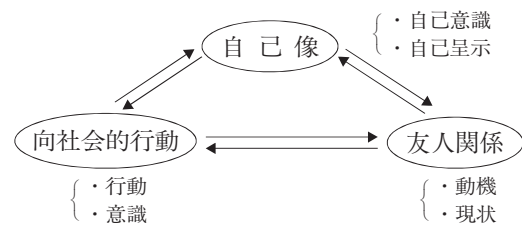


Figure 1 本研究のモデル図

## 2. 方法

### 2. 1. 調査対象

国立大学教育学部の学生115名 (男性65名、女性49名、平均年齢20.3歳)。そのうち有効回答者は109名 (男性62名、女性47名、平均年齢20.2歳)。

### 2. 2. 調査時期及び実施方法

調査は2011年12月に実施。国立大学の教室にて講義時間に調査を実施。質問紙を配布し、回答を求めた。

2. 3. 調査内容 性別・年齢などの基本的属性に関する質問のほか、以下の質問紙によって構成された。

①向社会的行動尺度 (大学生版) 菊池 (1988) の20項目から成る尺度。援助行動や親切行動などの向社会的行動の経験頻度を自己報告により測定。カタカナ表記を漢字表記に修正した。回答は「したことがない」(1点) ~ 「いつもした」(5点) の5段階評定。

②援助規範意識尺度 箱井・高木 (1987) により作成された29項目から成る尺度。他者を援助することに関する規範意識の個人差を測定。回答は「非常に反対す

る」(1点)、～「非常に賛成する」(5点)の5段階評定。

③友人との活動・友人に対する感情・友人への欲求尺度(榎本、2003)

i. 友人との活動尺度 友人とどのような活動をしているかを測定、29項目から成る尺度。回答は「まったくしない」(1点)～「とてもよくする」(6点)の6段階評定。

ii. 友人に対する感情尺度 友人に対してどのような感情を抱いているのかを測定、15項目から成る。榎本(2003)の「独立」因子に属する3項目は感情ではなく、行動を表していたため、感情を表現する内容に修正した。回答は「まったく思わない」(1点)～「とてもよく思う」(6点)の6段階評定。

iii. 友人への欲求尺度 友人に対して何を求めているのかを測定、15項目から成る。回答は「まったく思わない」(1点)～「とてもよく思う」(6点)の6段階評定。

④友人関係への動機づけ尺度 岡田(2005)によって作成された、16項目から成る尺度。「なぜ友人と親しくするのか」という問いに対する理由から友人関係への動機づけを測定。一部意味の混同しやすい内容を修正した。回答は「あてはまらない」(1点)～「あてはまる」(5点)の5段階評定。

⑤自己卑下呈示規範内在化尺度 吉田・浦(2003a)の自己呈示規範内在化尺度の自己卑下呈示規範内在化にあたる項目を抜粋した11項目から成る尺度を作成。どの程度控えめに振る舞うのがよいかという認知を測定。内容を一部修正し、より自己卑下の意味を強めた。回答は「全く望ましくない」(1点)～「非常に望ましい」(5点)の5段階評定。

⑥自己高揚呈示規範内在化尺度 吉田・浦(2003a)の自己呈示規範内在化尺度の自己高揚呈示規範内在化にあたる項目を抜粋、11項目から成る自己高揚呈示規範内在化尺度を作成。どの程度積極的にアピールするのがよいかという認知を測定。より自己高揚の意味を強めるために一部修正した。回答は「全く望ましくない」(1点)～「非常に望ましい」(5点)の5段階評定。

⑦セルフモニタリング尺度 対人スキルの認知を測定するためにレノックス&ウォルフ版改訂版セルフ・モニタリング尺度の岩淵・水上(2003)が日本語訳した、13項目から成る尺度。回答の選択肢を統一し「思わない」(1点)～「そう思う」(5点)の5段階評定。

⑧自己肯定意識尺度 自己認知による自己像、他者との関係性における自己像の測定するため、平石(1990b)の自己肯定意識尺度を使用。平石(1990b)に従い、対自己領域と対他者領域に分けて使用。自己肯定意識尺度(対自己領域)は19項目、自己肯定意識尺度(対他者領域)は22項目から構成され、回答はそれぞれ「あてはまらない」(1点)～「あてはまる」(5点)の5段階評定。

3. 結果

3.1. 向社会的行動尺度の因子分析

まず、菊池(1988)に従い、1因子を仮定し主因子法・バリマックス回転による因子分析を行った。因子負荷量が.30を下回った項目4「あまり親しくない友人にノートを貸す」、項目11「酒に酔った友人などの世話をする」、項目6「友人のレポート作成や宿題を手伝う」の3項目を除外し、残り17項目で再度因子分析を行った。最終的な因子パターンをTable 1に示す。1因子構造が確認され、菊池(1988)に従い「向社会的行動」と命名した。

17項目の得点の平均を向社会的行動の得点とした(平均2.93、標準偏差0.70)。α係数は.879。

Table 1 向社会的行動尺度の因子分析  
回転後の因子負荷量(主因子法・バリマックス回転)

項目番号	項目内容	因子	共通性
18	知らない人が落として散らばった荷物をいっしょに集めてあげる	.716	.513
9	何か探している人には、こちらから声をかける	.657	.431
15	見知らぬ人がハンカチなどを落としたとき、教えてあげる	.647	.419
16	知らない人に頼まれて、カメラのシャッター押しをしてやる	.642	.412
3	転んだ子どもを起こしてやる	.601	.361
20	自動販売機や切符売機などの使い方を教えてあげる	.577	.332
5	気持ちの悪くなった友人を、保健室などに連れていく	.575	.331
7	電車などで相席になったお年寄りの話し相手になる	.572	.327
8	気持ちの落ち込んだ友人に電話したり、メールしたりする	.552	.305
19	ケガ人や急病人が出たとき、介抱したり救急車を呼んだりする	.545	.297
12	雨降りのとき、あまり親しくない友人でも傘に入れてやる	.539	.291
13	授業を休んだ友人のために、プリントなどをもらう	.494	.244
10	バスや電車で、立っている人に座をゆずる	.478	.229
2	お店で渡されたお釣が多かったとき、注意してあげる	.477	.228
17	バスや電車で、荷物を網棚にのせてあげる	.423	.179
1	列に並んでいて、急ぐ人のために順番をゆずる	.420	.176
14	家族の誕生日や母の日などに、家に電話したりプレゼントを贈る	.379	.144
		因子寄与	5.218 5.219
		寄与率	30.693 30.693

3.2. 援助規範意識尺度の因子分析

まず、箱井・高木(1987)に従い4因子を仮定し、主因子法・プロマックス回転による因子分析を行った。因子負荷量が.30を下回った4項目、因子負荷量が.30以上で2つの因子に負荷した7項目が認められ、再度3因子を仮定し因子分析を行なった。その結果、因子負荷量.30を下回ったものが4項目あり、抽出された3因子は解釈が困難であったため、再度2因子を仮定し因子分析を行った。因子負荷量が.30を下回った項目2、項目14、項目15、項目23、項目25と因子負荷量が.30以上で2つの因子に負荷した項目13、項目18分析から除外した。回転後の因子パターンをTable 2に示す。

第1因子は13項目で構成され、項目19「困っている人に、自分の持ち物を与えるのは当然のことである」など、自分の状況を顧みず他者のために援助すべきであるという解釈から、「他者利益」と命名した。

第2因子は、9項目で構成され、項目17「将来付き合うことのない人なら、困っていても助ける必要はない」など、他者への援助よりも自分の利益を優先するという解釈から、「自己利益」と命名した。

22項目の得点の平均を援助規範尺度全体得点とした(平均3.07、標準偏差0.28)。α係数は.544。各下位尺度に相当する項目の平均を算出し、「他者利益」得点(平均3.35、標準偏差0.51)、「自己利益」得点(平均2.66、標準偏差0.52)とした。α係数は順に.811、.759。

Table 2 援助規範意識尺度の因子分析  
回転後の因子負荷量 (主因子法・プロマックス回転)

項目番号	項目内容	因子1	因子2	共通性
19	困っている人に、自分の持ち物を与えるのは当然のことである	.688	.023	.465
10	恩人が困っている時には、自分は何があらうと助けるべきだ	.595	.115	.329
21	私を頼りにしている人には、親切であるべきである	.563	-.033	.328
20	どんな場合でも、人に迷惑をかけてはいけない	.559	.082	.293
3	人が困っている時には、自分がどんな状況にあるとも、助けるべきである	.517	-.180	.352
26	受けた恩は必ずしも返さなくともよい	-.495	.066	.268
27	自分より悪い境遇の人に何か与えるのは当然のことである	.489	-.013	.243
7	過去において私を助けてくれた人には、一生感謝の念を持ち続けるべきである	.472	-.056	.240
28	人は自分を助けてくれた人を傷つけるべきではない	.447	-.038	.211
11	人にかけた迷惑は、いかなる犠牲を払っても償うべきである	.407	-.030	.173
16	人が、私を助けるために何らかの損害を被っているなら、そのことに対し責任を持つべきである	.378	-.148	.197
5	人から何か贈られたら、同じだけお返しをすべきである	.360	-.168	.192
1	自分に好意を示してくれたからといって、自分に好意を示してお返しする必要はない	-.341	.108	.148
17	将来つまあうことのない人なら、困っていても助ける必要はない	-.089	.672	.493
22	社会の利益よりも、自分の利益を第一に考えるべきである	-.002	.626	.393
24	自分が不利になるのなら、困っている人を助けなくともよい	-.096	.560	.353
29	相手がお返しを期待していないのなら、わざわざお返しをするべきではない	.139	.474	.207
6	自己を犠牲にしても、人を助ける必要はない	-.297	.425	.340
9	人を助ける場合、相手からの感謝や返礼を期待してもよい	-.017	.396	.161
12	不当な立場で苦しんでいる人は、少しでも助けるべきだ	.237	-.391	.261
4	自分の利益よりも相手の利益を優先して、手助けすべきである	.271	-.374	.271
8	しいたげられている人を、まず救うべきだ	.117	-.339	.151
2	救う能力が自分に備わっていない時には、救う努力をしても無駄である	-.289	.258	.192
13	以前、私を助けてくれた人には、特に親切にすべきである	.664	.334	.428
14	人の好意には甘えてよい	.161	.225	.056
15	犯した罪を償わなくともよい場合がある	-.208	.163	.089
18	大勢の人が同じ状況で困っている時、まず以前私を助けてくれたことのある人を一番最初に助けるべきである	.491	.570	.408
23	社会的に弱い立場の人には、皆で親切にすべきである	.246	-.282	.179
25	見返りを期待した援助など、全く価値がない	.292	-.159	.137
	因子寄与	4.856	3.475	8.331
	寄与率	18.368	7.696	26.064

### 3. 3. 友人との活動尺度の因子分析

まず、榎本(2003)に従い4因子を仮定、主因子法・プロマックス回転により因子分析を行った。因子負荷量.30を下回った項目8「好きなタレントや歌手の話をする」を分析から除外し、28項目に対して再度因子分析を行った。最終的な因子パターンをTable 3に示す。

第1因子は8項目で構成され、榎本(2003)の「相互理解活動」因子に相当。第2因子は9項目で構成され、榎本(2003)の「共有活動」因子に相当。第3因子は、6項目で構成され、榎本(2003)の「親密確認活動」因子に相当。第4因子は4項目で構成され、榎本(2003)の「閉鎖的活動」因子に相当。

本研究では項目19と項目25、項目20、項目10、項目4は榎本(2003)とは異なる因子に負荷した。

28項目の得点の平均を友人との活動尺度全体得点とした(平均3.49、標準偏差0.78)。 $\alpha$ 係数は.908。各下位尺度に相当する項目の平均を算出し、「相互理解活動」得点(平均3.90、標準偏差0.94)、「共有活動」得点(平均3.25、標準偏差1.00)、「親密確認活動」得点(平均3.82、標準偏差0.97)、「閉鎖的活動」得点(平均2.74、標準偏差1.11)とした。 $\alpha$ 係数は順に.872、.840、.769、.682。

Table 3 友人との活動尺度の因子分析  
回転後の因子負荷量 (主因子法・プロマックス回転)

項目番号	項目内容	因子1	因子2	因子3	因子4	共通
14	これからの生き方や人生観などについて話をする	.871	-.182	.117	-.078	.448
21	お互いの欠点や長所の話をする	.783	.017	-.189	.110	.642
9	将来についての話をする	.769	-.060	.189	-.194	.544
11	自分の性格や行動についての話をする	.768	-.151	-.133	.176	.615
12	自分の趣味についての話をする	.558	.114	.163	-.169	.376
29	意見が違うときに納得するまで話し合う	.541	.214	-.077	-.022	.384
23	お互いに不満に思っている点を言い合う	.527	.334	-.222	.057	.487
1	喜びや楽しみを分かち合う	.490	-.060	.113	.221	.448
2	部屋の中でファミコンやゲームをする	-.183	.779	.066	-.265	.501
3	何となく家に集まって時を過ごす	.067	.707	-.095	-.053	.469

28	一緒にゲームセンターに行く	-.033	.646	.013	.017	.415
22	お互いの家で一緒に遊ぶ	-.023	.573	-.018	.197	.431
19	カラオケに行く	.037	.517	-.052	.232	.415
18	休日に出かける	.235	.502	.001	.311	.716
7	外で遊ぶ	.380	.467	.109	-.077	.538
27	一緒にスポーツをする	.182	.460	.169	-.155	.347
13	自販車に乗ってぶらぶらする	-.238	.438	.053	.308	.299
15	一緒に買い物に行く	.022	.308	.031	-.089	.092
17	教室を移動するときは一緒にに行く	.068	-.057	.719	.117	.604
24	一緒に勉強する	-.001	-.018	.710	.079	.540
20	お昼と一緒に食べる	.056	.023	.651	.061	.505
5	トイレと一緒に行く	-.198	.138	.402	.305	.322
26	一緒に登下校する	-.111	.299	.356	-.179	.221
6	テレビ番組の話をする	.296	.132	.312	.031	.362
16	携帯電話などでメッセージを送り合う	.026	-.061	.256	.646	.583
10	自分の悩みや目録の出来事を手紙やメールに書いて交換する	.229	-.264	.039	.593	.471
15	交換日記をする	-.081	-.018	.012	.565	.270
4	特に用事も無いのに電話で長く話をする	.047	.289	.017	.383	.363
	因子寄与	6.391	5.477	4.089	4.712	12.408
	寄与率	28.470	7.899	5.272	3.438	45.082

### 3. 4. 友人に対する感情尺度の因子分析

榎本(2003)に従い、5因子を仮定、主因子法・プロマックス回転による因子分析を行った。最終的な因子パターンをTable 4に示す。

第1因子は8項目で構成され、榎本(2003)の「信頼・安定」因子に相当。第2因子は8項目で構成され、榎本(2003)の「不安・懸念」因子に相当。第3因子は3項目で構成され、榎本(2003)の「葛藤」因子に相当。第4因子は3項目で構成され、榎本(2003)の「独立」因子に相当。第5因子は3項目で構成され、榎本(2003)の「ライバル意識」因子に相当。

榎本(2003)は、項目18が「葛藤」因子に属していたが、本研究では「不安・懸念」因子に負荷した。

25項目の得点の平均を友人に対する感情尺度の全体得点とした(平均3.32、標準偏差0.52)。 $\alpha$ 係数は.794。各下位尺度に相当する項目の平均を算出し、「信頼・安定」得点(平均4.06、標準偏差0.84)、「不安・懸念」得点(平均2.70、標準偏差0.93)、「葛藤」得点(平均2.30、標準偏差1.02)、「独立」得点(平均4.30、標準偏差0.87)、「ライバル意識」得点(平均3.02、標準偏差1.17)とした。 $\alpha$ 係数はそれぞれ.860、.856、.803、.754、.708。

Table 4 友人に対する感情尺度の因子分析  
回転後の因子負荷量 (主因子法・プロマックス回転)

項目番号	項目内容	因子1	因子2	因子3	因子4	因子5	共通
15	友達は私のことならだいたい知っている	.807	.177	.141	-.020	-.121	.580
16	友達を信頼している	.764	-.071	.115	-.114	.210	.689
1	友人とは気持ちが高い合っている	.751	.122	.093	-.002	-.211	.518
6	心から友達を親友と言える	.709	.014	-.021	-.048	.008	.487
25	友達の考えていることはだいたいわかる	.666	.026	.156	.155	-.038	.496
20	自分は友達に十分受け入れられていると思う	.563	-.053	.071	.320	-.168	.545
23	友達は私を絶対裏切らないと思う	.524	-.083	-.083	-.008	.039	.335
21	友達とはだいたい意見が合う	.415	.047	-.003	.288	.090	.353
7	自分が友達にどう思われているか気になる	.140	.761	-.198	-.021	.241	.613
22	友達と知らない友達と話しているのを見て寂しさを感じる	-.177	.711	.027	-.062	-.076	.494
24	友達と意見が違うと不安になる	.121	.687	.017	-.107	.147	.558
2	自分が本当に友達と思われているか気になる	.045	.625	-.005	.089	.196	.473
14	友達の考えていることがわからなくて不安になる	-.039	.620	-.089	-.068	.089	.381
17	友達に裏切られるのではと思う	-.323	.610	.176	.216	-.162	.649
19	友達に「仲間はずれにされた」と感じることもある	-.106	.566	.121	-.036	.116	.429
18	自分の思っていることを友達に言えない	-.217	.495	.127	-.082	.028	.456
10	友達のやっていることに引きずりこまれて困る	.097	-.137	.861	-.123	.278	.771
11	友達の誘いを断れず困る	.176	.116	.785	-.100	-.011	.662
5	友達と自分のやりたいことができない	-.153	.043	.539	-.016	.209	.463
8	友達と意見が対立しても自分をなくさない	-.024	-.184	-.006	.725	.119	.593
3	友達と違う意見でも自分の意見はきくとと言える	.121	-.121	-.005	.687	.065	.593
13	友達と一緒にいても自分の意志で行動できる	-.023	.212	-.364	.606	.064	.477
9	友達には様々な点で負けたくない	-.028	-.043	.292	.252	.591	.540
12	友達の方がテストの点がいいと不安になる	-.045	.216	.039	-.030	.588	.469
4	友達よりいい仕事につきたい	-.115	.148	.156	.089	.531	.427
	因子寄与	4.383	4.467	3.284	2.516	2.000	13.051
	寄与率	22.247	15.376	6.293	4.828	3.457	52.201

### 3. 5. 友人への欲求尺度の因子分析

まず、榎本(2003)に従い3因子を仮定、主因子法・プロマックス回転による因子分析を行った。因子負荷量.30を下回った1項目の項目7「友達の行動や友達の言うことには従いたい」を除外し、再度因子分析を行った。最終的な因子パターンをTable 5に示す。

第1因子は5項目で構成され、榎本(2003)の「親和欲求」因子に相当。第2因子は6項目で構成され、榎本(2003)の「相互尊重欲求」因子に相当。第3因子は3項目で構成され、榎本(2003)の「同調欲求」因子に相当。

14項目の得点の平均を友人への欲求尺度全体得点とした(平均4.18、標準偏差0.68)。 $\alpha$ 係数は.873。各下位尺度に相当する項目の平均を算出し、「親和欲求」得点(平均4.35、標準偏差0.91)、「相互尊重欲求」得点(平均3.77、標準偏差0.66)、「同調欲求」得点(平均3.06、標準偏差1.01)とした。 $\alpha$ 係数はそれぞれに.878、.820、.765。

Table 5 友人への欲求尺度の因子分析  
回転後の因子負荷量(主因子法・プロマックス回転)

項目番号	項目内容	因子1	因子2	因子3	共通
8	友達と行動を共にしたい	.867	-.068	.031	.717
5	友達には一緒にいてほしい	.850	-.019	.062	.750
2	友達と一緒にいたい	.834	.045	-.088	.689
13	友達には私と遊んでほしい	.629	-.038	.058	.454
11	友達と遊びたい	.485	.300	.020	.484
7	友達の行動や友達の言うことには従いたい	.257	-.226	.249	.164
15	友達には私の意見をきちんと言いたい	-.249	.936	-.033	.695
9	友達の個性を尊重したい	.075	.630	-.097	.452
1	友達には私に対して自分の意見をきちんと言ってほしい	.247	.596	-.044	.560
14	友達には私の個性を尊重してほしい	.042	.536	-.063	.312
10	友達には私の悪いところを言ってほしい	.360	.455	-.003	.507
4	友達と一緒にいることで私自身を成長させたい	.277	.384	.100	.367
3	友達と趣味や好みを合わせたい	-.162	.100	1.023	.945
6	友達には私の趣味や好みと合わせてほしい	.125	-.144	.651	.498
12	友達と同じような話題を持ちたい	.323	.031	.427	.404
因子寄与		4.671	3.661	2.380	7.998
寄与率		34.501	13.374	5.442	53.317

### 3. 6. 友人関係への動機づけ尺度の因子分析

岡田(2005)に従い、4因子を仮定、主因子法・バリマックス回転による因子分析を行った。第3因子への負荷は1項目、第4因子への負荷は1項目であったため、内発的調整と外発的調整の2因子を仮定し、再度因子分析を行った。最終的なパターンをTable 6に示す。

第1因子は8項目で構成され、項目16「友人と一緒にいると、楽しく過ごせる時間が多いから」など、友人関係への興味や楽しさを示す項目で構成されたため「内発的動機」と命名した。第2因子は8項目で構成され、項目6「友人とは親しくしておくべきだから」など、他者を意識した動機づけを示す項目で構成されたため「外発的動機」と命名した。

また、因子分析に加え、岡田(2005)が見出した自己決定理論に基づいた4つの下位尺度「内発的調整」「同一化的調整」「取り入的調整」「外的調整」に項目を設定、動機づけの自己決定性の程度を表す指標として合成変数、RAI(Relative Autonomy Index)を算出した。

16項目の得点の平均を友人関係への動機づけ尺度全体得点とした(平均3.37、標準偏差0.51)。 $\alpha$ 係数

は.818。各下位尺度に相当する項目の平均とRAI得点を算出し、「内発的動機」得点(平均4.31、標準偏差0.65)、「外発的動機」得点(平均2.42、標準偏差0.70)、RAI得点(平均6.11、標準偏差2.62)とした。 $\alpha$ 係数はそれぞれ順に、.897、.797。また、RAIの $\alpha$ 係数は.738。

Table 6 友人関係への動機づけ尺度  
回転後の因子負荷量(主因子法・バリマックス回転)

項目番号	項目内容	因子1	因子2	共通
16	友人と一緒にいると、楽しく過ごせる時間が多いから	.854	-.202	.771
4	友人と一緒にいるのは楽しいから	.774	-.176	.631
8	友人と親しくなるのは、うれしいことだから	.763	.044	.584
7	友人関係は、自分にとって意味のあるものだから	.750	.121	.577
15	友人と一緒に時間を過ごすのは、重要なことだから	.705	-.175	.528
12	友人と話すのは、おもしろいから	.699	-.172	.518
11	友人といることで、幸せになれるから	.668	.106	.457
3	友人のことをよく知るのには、価値のあることだから	.576	.272	.406
6	友人とは親しくしておくべきだから	.231	.718	.569
2	友人がいないと、後で困るから	.015	.687	.406
10	友人がいないのは、恥ずかしいことだから	-.028	.600	.361
5	友人関係を作っておくように、まわりから言われるから	-.051	.590	.351
14	友人がいないと不安だから	.118	.581	.351
1	親しくしていないと、友人ががっかりするから	-.108	.576	.343
9	一緒にいないと、友人が怒るから	-.075	.480	.236
13	友人の方から話しかけてくるから	.204	.346	.161
因子寄与		4.38	2.949	7.250
寄与率		27.299	18.430	45.729

### 3. 7. 自己卑下呈示規範内在化尺度の因子分析

1因子構造を確認するため、主因子法・プロマックス回転による因子分析を行った。因子負荷量.30を下回った2項目を除外した。最終的な因子パターンをTable 7に示す。因子名は「自己卑下」と命名。

9項目の得点の平均を自己卑下呈示規範内在化全体得点とした(平均2.92、標準偏差0.53)。 $\alpha$ 係数は.696。

Table 7 自己卑下呈示規範内在化尺度の因子分析  
回転後の因子負荷量(主因子法・プロマックス回転)

項目番号	項目内容	因子	共通
9	初対面の相手であっても、友人であっても、自分に関することは控えめに伝える	.722	.522
21	自分が成功したとき、どんなにうれしくても、他人には控えめに伝える	.549	.301
1	自分自身について他者に伝える時は控えめに言う	.478	.228
19	自分の得意なことは、人から聞かれるまで言わない	.467	.218
17	自分に非があると思わない場合でも謝る	.456	.208
3	家族の誰かを話題にする時、控えめに伝える	.379	.144
5	何かプレゼントするとき、それが高価なものであっても全くないた物ではないように言う	.350	.123
13	自分がやりたい仕事があっても、他の人に勧められるまでは自分から「やりたい」と言わない	.350	.122
11	付き合い中でお互いに理解が深まるようなことについては、あえて言ふ必要はないので言わない	.312	.097
7	家族を紹介するときには、彼(彼女)が同年代の人よりも劣っているように伝える	.234	.065
15	自信のあることがらに関して、責任のある立場を勧められても、とりあえず一度は断る	.208	.043
因子寄与		2.061	2.061
寄与率		18.736	18.736

### 3. 8. 自己高揚呈示規範内在化尺度の因子分析

1因子構造を確認するため、主因子法・プロマックス回転による因子分析を行った。因子負荷量.30を下回った5項目を分析から除外した。最終的な因子パターンはTable 8に示す。因子名は「自己高揚」と命名。

6項目の得点の平均を自己高揚呈示規範内在化尺度得点とした(平均3.62、標準偏差0.55)。 $\alpha$ 係数は.665。

Table 8 自己高揚内在化尺度の因子分析  
回転後の因子負荷量(主因子法・プロマックス回転)

項目番号	項目内容	因子	共通
4	自分のやりたいことで、能力があれば、積極的にアピールする	.682	.465
8	自信のあることは積極的に「自信がある」と言う	.577	.333
10	自分の意志や欲求、感情は、言葉に出して相手に伝える	.541	.292
14	自分が成功したとき、その喜びを他人にも素直に伝える	.479	.230
6	初対面の相手であっても、好印象を持たれるために、自分の良い所をアピールする	.430	.010
16	あまり知らない話題について聞かれた時でも、自分の知っていることがあれば進んで説明する	.307	.094
20	仕事の途中経過を聞かれたら、自分がどのくらい努力しているかについて、ありのままに伝える	.276	.076

18	家族の誰かを紹介するときには、よいところを選んで伝える	.233	.054
2	自分自身の能力や性格のすぐれているところは、誰にでもありのままに伝える	.220	.049
22	大変で難しい仕事であっても、自分のできる部分のみをつけて、引き受ける	.123	.015
12	自分に非がないと思うときは、自分から進んで謝ることは絶対しない	.098	.010
因子寄与		1.803	1.803
寄与率		16.394	16.394

3. 9. セルフ・モニタリング尺度の因子分析

岩淵・水上 (2003) に従い 2 因子を仮定、主因子法・バリマックス回転による因子分析を行った。最終的な因子パターンを Table 9 に示す。

第 1 因子は、7 項目で構成され、岩淵・水上 (2003) の「自己呈示変容能力」因子に相当。第 2 因子は、6 項目で構成され、岩淵・水上 (2003) の「他者行動への感受性」因子に相当。

13 項目の得点の平均をセルフ・モニタリング尺度全体得点とした (平均3.44、標準偏差0.65)。α 係数は .877。各下位尺度に相当する項目の平均を算出し、「自己呈示変容能力」得点 (平均3.54、標準偏差0.74)、「他者行動への感受性」得点 (平均3.31、標準偏差0.79) とした。α 係数はそれぞれ順に .853、.851。

Table 9 セルフ・モニタリング尺度の因子分析回転後の因子負荷量 (主因子法・バリマックス回転)

項目番号	項目内容	因子1	因子2	共通性
9	私は、さまざまな人や状況に合わせて、自分のふるまいを変えていくのが苦手である	-.825	-.112	.692
10	私は、どのような状況でも、その状況に合わせて、ふるまうことができる	.734	.200	.579
1	私は、周りの状況にあわせて、自分のふるまいを変えていくことができる	.718	.262	.584
13	私は、自分の役割にふさわしくふるまうことができる	.669	.161	.474
12	私は、自分にとって得になるような状況であっても、その状況に合わせてふるまうことができない	-.633	-.108	.413
3	私には、他人から思ってもらいたいと思う自分になるように、つき合い方を変えていく力がある	.506	.318	.357
7	私は、相手が自分のことを誤解しているとき、その誤解をどうとくようにふるまうことができる	.462	.106	.225
11	私は、相手の様子から、私に嘘をついているとすぐわかる	-.014	-.774	.600
2	私は、相手の様子を見ることによって、相手の本当の気持ちを、正確に読み取ることができる	.196	.721	.559
6	私は、他の人が嘘をついているのをはば見分けることができる	.067	.673	.458
5	他人の気持ちや望んでいることをわかろうとすると、私の勘はよく当たる	.323	.646	.521
4	私は、話をしている時、相手の顔のわずかな変化にも敏感である	.308	.607	.463
8	私は、相手の様子を見ていれば、相手が気にすることを私が言ってしまった、ということがわかる	.367	.585	.478
因子寄与		4.843	1.563	6.406
寄与率		37.210	12.020	49.230

3. 10. 自己肯定意識尺度 (対自己領域) の因子分析

平石 (1990b) に従い、3 因子を仮定、主因子法・プロマックス回転による因子分析を行った。因子負荷量が .40 を下回っていた項目14、項目26、項目20と因子負荷量が .40 以上で 2 つの因子に負荷した項目33、項目27を除外した。最終的な因子パターンを Table10 に示す。

第 1 因子は 5 項目で構成され、平石 (1990b) の「自己実現的態度」因子に相当。第 2 因子は 5 項目で構成され、平石 (1990b) の「充実感」因子に相当。第 3 因子は 4 項目で構成され、平石 (1990b) の「自己受容」因子に相当。

平石 (1990b) は、項目39は「充実感」因子に高い負荷を示したが、本研究の因子分析の結果では「自己実現的態度」因子に高いマイナスの負荷を示した。

14 項目の得点の平均を自己肯定意識尺度 (対自己領域) 全体得点とした (平均3.60、標準偏差0.68)。α 係数は .872。自己肯定意識尺度 (対自己領域) の各下位尺度に相当する項目の平均を算出し、「自己実現的態度」得点 (平均3.46、標準偏差0.93)、「充実感」得点 (平均3.40、標準偏差0.90)、「自己受容」得点 (平均4.00、標準偏差0.66) とした。α 係数はそれぞれ順に .828、.843、.711。

Table10 自己肯定意識尺度 (対自己領域) の因子分析回転後の因子負荷量 (主因子法・プロマックス回転)

項目番号	項目内容	因子1	因子2	因子3	共通
36	自分には目標というものが無い	-.993	.270	.046	.712
30	本当に自分のやりたいことが何なのか分からない	-.643	.114	-.220	.466
2	自分の夢をかなえようと意欲的に取り組んでいる	.629	-.210	.266	.422
39	満足感がもてない	-.598	-.253	.112	.546
10	情熱をもって何かに取り組んでいる	.584	.111	.200	.575
37	自分のはびのびと生きていると感じる	-.252	-.887	.096	.643
25	精神的に楽な気分である	-.218	.825	.200	.658
9	生活がすごく楽しいと感じる	.213	.661	-.125	.580
15	わだかまりがなく、スカッとしている	-.175	.586	.307	.458
19	充実感を感じる	.391	.522	-.061	.633
21	自分の良いところ悪いところありのままに認めることができる	.020	.076	.612	.430
5	自分なりの個性を大切にしている	-.065	-.018	.566	.291
41	自分の個性を素直に受け入れている	.158	.130	.506	.436
13	私には好きな人生があっていいと思う	.184	-.034	.413	.241
33	自分の好きなことをやれていると思える	.467	.521	-.141	.696
27	心から楽しいと思える日がない	-.440	-.489	.317	.565
14	前向きな姿勢で物事に取り組んでいる	.346	.257	.246	.468
26	張り合いがあり、やる気が出ている	.337	.277	.263	.499
20	自分の良い面を一生懸命伸ばそうとしている	.333	.131	.378	.455
因子寄与		7.271	1.342	1.159	9.774
寄与率		38.271	7.065	6.098	51.433

3. 11. 自己肯定意識尺度 (対他者領域) の因子分析

平石 (1990b) に従い、3 因子を仮定、主因子法・プロマックス回転による因子分析を行った。因子負荷量が .40 を下回っていた項目18、項目24、項目35を分析から除外した。最終的な因子パターンを Table11 に示す。

第 1 因子は 9 項目で構成され、項目22「私は人を信用していない」など平石 (1990b) の「自己閉鎖性・人間不信」因子に相当。第 2 因子は 4 項目で構成され、項目7「人に対して、自分のイメージを悪くしないかと恐れている」など、平石 (1990b) の「被評価意識・対人緊張」因子に相当。第 3 因子は 6 項目で構成され、項目29「人前でもこだわりなく自由に感じたままを言うことができる」など、平石 (1990b) の「自己表明・対人積極性」因子に相当。

平石 (1990b) は項目40「自主的に友人に話しかけていく」は「自己表明・対人積極性」因子に高い負荷を示したが、本研究の因子分析の結果では「自己閉鎖性・人間不信」因子に高い負の負荷を示した。

19 項目の得点の平均を自己肯定意識尺度 (対他者領域) 全体得点とした (平均2.91、標準偏差0.45)。α 係数は .663。各下位尺度に相当する項目の平均得点を算

Table11 自己肯定意識尺度 (対他者領域) の因子分析回転後の因子負荷量 (主因子法・プロマックス回転)

項目番号	項目内容	因子1	因子2	因子3	共通
22	私は人を信用していない	.826	.000	.192	.532
3	他人との間に壁をつくっている	.686	-.031	-.139	.587
11	自分は他人に対して心を閉ざしているような気がする	.678	.106	-.015	.534
32	友人と話しても全然通じないで絶望している	.673	-.122	.070	.363
38	他人に対して好意的になれない	.648	-.004	-.059	.467
6	人間関係はわずらわしいと感じる	.642	.081	-.014	.468
28	友達と一緒にいてもどこかさびしく悲しい	.596	.245	-.022	.536
40	自主的に友人に話しかけていく	-.576	.045	.212	.501
17	自分はひとりぼっちだと感じる	.451	.278	.032	.350
7	人に対して、自分のイメージを悪くしないかと恐れている	-.070	.875	.007	.726
1	人から何が言われたいか、変な目で見られたいかと気にしている	-.224	.834	-.074	.624
12	自分が他人の目にどう映るかを意識すると身動きできなくなる	.132	.644	.085	.464
31	自分は他人より、おとっているかすぐれているかを気にしている	.146	.500	.077	.300
29	人前でもこだわりなく自由に感じたままを言うことができる	.278	-.175	.794	.499
16	疑問だと感じたら、それらを堂々と伝える	.063	-.036	.659	.398
8	自分の納得がいくまで相手と話し合うようにしている	-.104	.138	.629	.458
4	相手に気を配りながらも自分の言いたいことを言うことができる	-.063	.137	.608	.398
34	人前でもありのままの自分を出せる	-.153	-.022	.588	.483
23	友達と真実に話し合う	-.282	.181	.500	.456
24	無理して人に合わせようとして、きゅうつな思っている	.185	.344	-.205	.313
18	他人に自分の良いイメージだけを印象付けようとしている	.157	.321	.106	.141
35	人に気がつかないで疲れる	.240	.277	-.152	.265
因子寄与		5.790	3.502	4.441	9.863
寄与率		29.361	10.192	5.281	44.835

出し、「自己閉鎖性・人間不信」得点(平均2.49、標準偏差0.84)、「被評価意識・対人緊張」得点(平均3.18、標準偏差0.98)、「自己表明・対人積極性」得点(平均3.35、標準偏差0.78)とした。 $\alpha$ 係数はそれぞれ順に.869、.799、.813。

### 3. 12. 各尺度の性差の検討

各尺度における性差の検討を行うために各尺度得点、各下位尺度得点のそれぞれについてt検定を行った。

「向社会的行動」得点は、男性よりも女性の方が高く有意傾向にあった( $t(109)=-1.968, \dagger<.10$ )。「自己利益」得点は、女性よりも男性の方が有意に高かった( $t(109)=3.052, p<.01$ )。「共有活動」得点は、女性よりも男性の方が有意に高かった( $t(109)=2.249, p<.05$ )。「閉鎖的活動」得点は男性よりも女性の方が有意に高かった( $t(109)=-4.837, p<.01$ )。「ライバル意識」得点は女性よりも男性の方が有意に高かった( $t(109)=2.422, p<.05$ )。「自己受容」得点は、女性よりも男性の方が有意に高かった( $t(108)=1.995, p<.05$ )。

### 3. 13. 各尺度間の相関

各尺度の相関をTable12、Table13、Table14に示す。なお、Table12、Table13、Table14に限り、因子名を簡略化し示す。

「向社会的行動」は男女それぞれ「相互理解活動」、「親密確認活動」、「閉鎖的活動」、「親和欲求」、「相互尊重欲求」、「内発的動機」、「自己高揚」で有意な正の相関が、「自己利益」との間には有意な負の相関が示された。また、男性のみでは「他者利益」、「共有活動」、「信頼・安定」、「同調欲求」、「自己受容」で有意な正の相関が、女性のみでは「独立」、「自己呈示変容能力」、「自己表明・対人積極性」で有意な正の相関、「自己閉鎖性・人間不信」で有意な負の相関が示された。

「他者利益」は男女それぞれ「親密確認活動」、「親和欲求」、「内発的動機」で有意な正の相関が、男性で

は「自己利益」、「自己閉鎖性・人間不信」との間に有意な負の相関を示した。男性のみでは「共有活動」、「閉鎖的活動」、「信頼・安定」、「外発的動機」、「自己受容」、で有意な正の相関が、「自己閉鎖性・人間不信」で有意な負の相関が示された。女性のみでは「同調欲求」、「RAI」で有意な相関が示された。

「自己利益」は男女それぞれ「RAI」で有意な負の相関が示された。男性のみでは「信頼・安定」、「自己卑下」で有意な負の相関が示された。女性のみでは「ライバル意識」「自己閉鎖性・人間不信」で有意な正の相関を示し、「内発的動機」「自己表明・対人積極性」で有意な負の相関が示された。

「独立」は男女それぞれ「相互尊重欲求」、「自己高揚」、「自己実現的態度」、「充実感」、「自己表明・対人積極性」で有意な正の相関が示された。男性のみでは「親和欲求」、「内発的動機」、「RAI」、「自己呈示変容能力」、で有意な正の相関が、「自己卑下」、「自己閉鎖性・人間不信」で有意な負の相関が示された。女性のみでは「自己受容」、「他者行動への感受性」で有意な正の相関が示された。

「内発的動機」は男女それぞれ「RAI」、「自己高揚」、で有意な正の相関が、「自己閉鎖性・人間不信」との間に有意な負の相関が示された。男性のみでは、「外発的動機」、「自己呈示変容能力」、「充実感」、「自己表明・対人積極性」で有意な正の相関が示された。女性のみでは「自己実現的態度」で有意な正の相関が示された。

「外発的動機」は男女それぞれ「RAI」との間に有意な負の相関が示された。男性のみでは「被評価意識・対人緊張」と「自己高揚」で有意な正の相関が示された。

「自己卑下」は男女それぞれ「自己高揚」、「自己実現的態度」で有意な負の相関が示された。男性のみでは「自己閉鎖性・人間不信」に有意な正の相関が、「自

Table12 各尺度間の相関(全体N=109)

	向社会的行動	他者利益	自己利益	相互理解	共有	親密確認	閉鎖的	信頼	不安	葛藤	独立	ライバル	親和	相互尊重	同調	内発的	外発的	RAI	自己卑下	自己高揚	自己呈示	感受性	自己実現	充実感	自己受容	自己閉鎖性	被評価	自己表明
向社会的行動	1	.412**	-.378**	.453**	.277**	.359**	.474**	.497**	-.052	-.005	.238*	-.040	.381**	.432**	.167	.412**	.161	.187*	-.038	.313**	.269**	.137	.081	.188*	.215*	-.264	.071	.250**
他者利益	1	-.441**	.149	.162	.317**	.273**	.290**	.099	.043	.025	.078	.379**	.216*	.271*	.413**	.173	.176	.101	.153	.171	.182	.084	.151	.234*	-.248**	.218*	.203*	
自己利益	1	-.095	.065	-.169	-.226**	-.220*	.043	.108	-.075	.342**	-.157	-.101	.008	-.273**	.076	-.263**	-.209*	.092	-.041	.031	-.192*	-.091	.070	.249**	.104	-.054		
相互理解	1	.475**	.412**	.536**	.597**	.055	-.059	.423**	.055	.536**	.654**	.166	.451**	.019	.336**	-.181	.305**	.055	.083	.112	.132	.177	-.183	.156	.347**			
共有	1	.508**	.423**	.447**	.037	.143	.109	.282**	.427**	.237*	.323**	.343**	.279**	.042	-.084	.164	.118	.123	.037	.186	.254**	-.187*	.016	.211*				
親密確認	1	.446**	.477**	.151	.058	.070	.131	.525**	.372**	.408**	.446**	.284**	.137	.100	.219*	.125	.056	.055	.178	.017	-.284**	.143	.218*					
閉鎖的	1	.456**	.175	.022	.212*	-.002	.406**	.341**	.203*	.250**	.227*	.028	-.066	.086	.061	.192*	.018	.097	.088	-.136	.108	.214*						
信頼	1	-.129	-.150	.416**	-.018	.571**	.539**	.217*	.560**	.035	.393**	-.116	.268**	.093	.103	.194*	.291*	.220*	-.484**	-.016	.445**							
不安	1	.454**	-.181	.406**	.193*	-.011	.433**	.014	.394**	-.264**	.264**	-.038	-.085	.104	-.398**	-.301**	-.424**	.437**	.536**	-.260**								
葛藤	1	-.210*	.462**	-.011	-.030	.397**	-.044	.329**	-.277**	.111	.061	.053	.048	-.152	-.042	-.081	.314**	.271**	-.158									
独立	1	.085	.313**	.573**	-.054	.318**	-.130	.335**	-.248**	.291**	.249**	.055	.304**	.289**	.358**	-.312**	-.050	.583**										
ライバル	1	.213*	.080	.489**	.008	.324**	-.201*	-.091	.298**	.212*	.220*	-.149	.049	.044	.130	.354**	.081											
親和	1	.603**	.434**	.625**	.161	.382**	-.048	.331**	.078	.013	-.017	.194*	.084	-.309**	.236*	.309**												
相互尊重	1	.157	.587**	.040	.407**	-.184	.409**	.130	.089	.120	.194*	.161	-.335**	.137	.455**													
同調	1	.290**	.370**	-.048	.142	.152	.137	.183	-.025	.023	-.018	.036	.332**	.042														
内発的	1	.121	.654**	-.031	.364**	.250**	.063	.278**	.360**	.146	-.535**	.021	.393**															
外発的	1	-.655**	.059	.125	.066	.149	-.188*	.058	.025	.148	.265**	.040																
RAI	1	-.094	.192*	.135	-.097	.326**	.207*	.069	-.516**	-.156	.269**																	
自己卑下	1	-.434**	-.329**	-.006	-.286**	-.079	-.238*	.269**	.141	-.231*																		
自己高揚	1	.325**	.064	.131	.201*	.259**	-.319**	.112	.361**																			
自己呈示	1	.466**	.369**	.298**	.389**	-.294**	.046	.352**																				
感受性	1	.054	-.040	.219*	.136	.118	.021																					
自己実現	1	.502**	.419**	-.507**	-.424**	.419**																						
充実感	1	.429**	-.536**	-.369**	.562**																							
自己受容	1	-.293**	-.293**	.524**																								
自己閉鎖性	1	.344**	-.541**																									
被評価	1	-.119																										
自己表明	1																											

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





男性では、「信頼・安定」、「他者利益」「閉鎖的活動」の影響を受けていた。

女性では、「相互理解活動」と「自己呈示変容能力」の影響を受けていた。

援助規範意識尺度の「他者利益」を従属変数とし、各尺度の27因子を説明変数としてステップワイズ法による重回帰分析を行った。その結果をTable16に示す。

Table16 他者利益の重回帰分析

全体 (N=109)	男性 (N=62)		女性 (N=47)
β			
自己利益	-.445***	被評価	.446***
自己受容	.410***	自己閉鎖性	-.362**
被評価	.356***	自己受容	-.361**
内発的	.295***	独立	-.342**
独立	-.231**	自己利益	-.280*
		向社会的行動	.218†
R <sup>2</sup>	.484***	R <sup>2</sup>	.547***
		R <sup>2</sup>	.712***

\*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05, †<.10

全体では、「自己受容」、「被評価意識・対人緊張」、「内発的動機」の正の影響を、「自己利益」、「独立」が負の影響を受けていた。

男性では、「被評価意識・対人緊張」、「自己受容」、「向社会的行動」の正の影響を、「自己閉鎖性・人間不信」、「独立」、「自己利益」の負の影響を受けていた。

女性では、「不安・懸念」、「同調欲求」、「独立」の正の影響を、「自己利益」の負の影響を受けていた。

援助規範意識尺度の「自己利益」を従属変数とし、各尺度の27因子を説明変数としてステップワイズ法による重回帰分析を行った。その結果をTable17に示す。

Table17 他者利益の重回帰分析

全体 (N=109)	男性 (N=62)		女性 (N=47)
β			
他者利益	-.425***	向社会的行動	-.396**
ライバル	.312***	ライバル	.264*
自己受容	.302***		
向社会的行動	-.242**		
自己実現	-.225**		
R <sup>2</sup>	.451***	R <sup>2</sup>	.213**
		R <sup>2</sup>	.592***

\*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05

全体では「ライバル意識」、「自己受容」の正の影響を、「他者利益」、「向社会的行動」、「自己実現的態度」の負の影響を受けていた。

男性では、「ライバル意識」の正の影響を、「向社会的行動」の負の影響を、全体と同様に受けていた。

女性では、「ライバル意識」の正の影響を、「向社会的行動」の負の影響を全体の結果同様に受けていた。

#### 4. 考察

##### 4.1. 向社会的行動の性差

向社会的行動の性差を検討した結果、有意傾向と言える性差が認められ、女性は男性よりも向社会的行動を行うことが示された。これはMussen, P.&Eisenberg-Berg, N. (1991) が、親のしつけに男女差があることを踏まえると向社会的行動に性差が生じる可能性があると述べたように、女性は「女性らしさ」といったいわば他者をいたわる母性を育むしつけを自然とされてきたことが影響しているのではないかと考えられた。

##### 4.2. 向社会的行動の要因

「向社会的行動」を従属変数とした重回帰分析の結果から、男性は他者の利益を優先すべきという規範意識が向社会的行動に現れると示唆された。また、「信頼・安定」の影響から、友人関係の希薄化(保坂、1998；岡田、1995)が問題とされる一方で、対人関係のベースである信頼感を重視する傾向にあり、その感情が他者への援助である向社会的行動の背景にあるということが考えられた。

女性では、「相互理解活動」が影響を与えていたことから、互いの相違点を尊重しあう関係をつくる活動をとる人は積極的に他者への援助をすると考えられた。また、友人との活動尺度の下位尺度のうち「相互理解活動」下位尺度得点の平均が最も高かった(4.08)ことから、異質性を重視したpeer-groupの形成が考えられた。次に、「自己呈示変容能力」の影響から、女性は相手や状況に合わせてふるまう能力があると認知していれば、向社会的行動をとるとということが示唆された。これは、Mussen, P.&Eisenberg-Berg, N. (1991) が、向社会的行動を行うためには援助に必要な能力、スキルが必要であると述べたことを裏付けると言えるだろう。

向社会的行動への影響を大きく分類すると、男性は友人との関係性、意識が、女性は友人との関係性、対人スキルが向社会的行動に影響を与えていると示唆された。

#### 4.3. 援助規範意識の要因

##### 4.3.1. 「他者利益」因子の要因

援助規範意識尺度の「他者利益」を従属変数とした重回帰分析の結果から、男女ともに、多くは自己の利益を優先しない傾向にあり、その中でも特に自己利益優先の意識を持たない人は、他者への援助規範意識も低いと考えられた。

男性は、自我の芽生えから自己受容が確立し、自分を受け入れ大切であると感じることが他者をも大切であるという意識に繋がると考えられるが、その一方で、独立は不完全であることから、強い被評価意識を持っていると考えられる。そのために、他者への意識よりも自己への意識を向けることに精一杯で、他者への意識を持ちにくいということが考えられるが、印象の良い自己像を形成するために他者への援助意識を持つことを重視する傾向にあるということが示唆された。また、他者への援助意識が向社会的行動を生起させるのと同時に、向社会的行動という行動をとることにより、他者への援助意識を育むということも示唆された。男性は、向社会的行動をとることによってよい感情を経験し、その結果、他者への援助意識が強化され、他者への援助意識を持つと向社会的行動をとる、ということが考えられるだろう。

次に、女性は「独立」の正の影響が見られた。女性は友人関係において自己が確立されていると認知している人が他者への援助意識を持ちやすい傾向にあることが考えられた。また、「内発的動機」の正の影響を受けていたことから、友人関係への内発的動機づけが他者援助の意識につながると考えられた。岡田 (2005)

の自律的な動機づけが友人に対する向社会的行動を促進するという知見から考えると、本研究においては内発的動機づけが行動の側面である向社会的行動に影響しているとは認められなかったが、意識の側面である他者への援助規範の背景に影響していることが考えられ、内発的動機づけの高まりにより、他者への援助規範意識が促進されることが明らかになった。次に「不安・懸念」の正の影響を受けていたことから、特に不安や懸念の感情が低い人は、他者への援助意識を持つ傾向にあるという可能性が考えられた。つまり、女性は友人に対する不安や懸念の感情を他者を求めた援助意識をもって解消するのではなく、他者への援助規範意識は不安や懸念の感情を持っていない人が他者への援助規範を持つということが考えられた。

#### 4. 3. 2. 「自己利益」因子の要因

援助規範意識尺度の「自己利益」を従属変数とした重回帰分析の結果から考察を行う。本研究では「自己利益」下位尺度得点の平均が低いことを踏まえたい。

男性は、友人へのライバル意識が特に高い人ほど、他者を思う気持ちよりも自分を大切に思う気持ちが強い傾向にあり、また、特に向社会的行動をとらない人は自己利益優先の意識を持つ傾向にある可能性が考えられた。

女性は、他者への援助規範意識が高い人は、自己利益を重視する意識は低い傾向にあると考えられた。

#### 4. 4. 各尺度間における検討

男女それぞれの「向社会的行動」、「独立」、「自己受容」の相関を見ると、男性は「向社会的行動」と「自己受容」との相関のみ有意であり、自己受容の意識があれば向社会的行動をとる可能性が考えられた。その一方で、女性は「向社会的行動」と「独立」、「自己受容」と「独立」で有意な相関を示したことから、自己の確立の認知が、向社会的行動の生起、自己受容を促進させると考えられた。女性は「独立した私」が向社会的行動を行い、「独立した私」が自己を受け入れることができ、独立の感情の重要性が示唆された。榎本(2003)は、大学生女子の友人感情について、交友関係が異質性を受け入れる関係へと変化するとともに友人への感情も自己を確立した感情が強くなることを示唆した。本研究においても、女性は「相互理解活動」下位尺度得点の平均の高さ(4.08)から、異質性を受け入れ、互いに認め合う友人関係の段階にあると言えるだろう。また、女性が独立の感情のもとで向社会的行動をとることは、自分の意思で行動することを肯定的に捉え、そのような自分に魅力を感じ、それが再び向社会的行動へと向かわせる力となっていると考えられた。これは、男性社会で生きる控えめな女性像とは異なり、他者に流されまいとする社会進出を果たす女性の核となる要因と考えられ、独立の感情はジェンダーの観点からも重要な役割を果たしていると考えられた。

次に、レノックス&ウォルフの日本語版改訂版セルフ・モニタリング尺度(岩淵・水上、2003)と自己卑

下呈示規範内在化尺度、自己高揚呈示規範内在化尺度との関連について、男性は「自己卑下」と「自己呈示変容能力」で有意な負の相関、「自己高揚」と「自己呈示変容能力」で有意な正の相関が示されたことから、自らの能力を小さく見積もった謙虚なふるまいは、それ自体が相手や場面に応じたふるまいをすることを妨げることになり、相手や場面に応じてふるまえる能力は、他者の言動を障害に感じることなく、自己の能力を積極的に伝えることができると考えられよう。女性に同様の結果が見られなかったことは、女性は戦略的に自己卑下の行動をとり、控えめであることを望ましいとする日本文化(吉田・浦、2003a)のもと育まれたスタイルであると考えられ、男性は能力がある人は積極的にアピールを、能力のない人は控えめである、という自分の能力に対し率直な行動をとると考えられ、男性は自己の能力をそのまま反映させた表現方法をとる個人主義的な文化のスタイルであると言えるだろう。

#### 4. 5. 大学生の友人関係

榎本(2003)は、大学生男子の友人活動は「相互理解活動」であると報告しているが、本研究の結果においては、「親密確認活動」と「相互理解活動」が主であった。保坂(1998)は、現代の青年の友人関係の特徴は、きわめて薄められたchum-groupであると述べていることから、異質性を認め合うという相互理解活動も見られるが、chum-groupの関係性の中から抜け出せないままの友人関係を持っていることが示唆された。感情の側面では「独立」がもっとも高く、欲求の側面をみると「親和欲求」がもっとも高かった。感情、欲求の側面を考慮すると、個性の尊重欲求よりも、一緒にいたい欲求が見られ、ここでの独立の感情は表面的なものであるということが考えられた。

また、「親密確認活動」とその他の相関を見ると、男性は「閉鎖的活動」、「相互尊重欲求」、「自己高揚」、「自己表明」のそれぞれで有意な正の相関を示し、「自己閉鎖性」とでは有意な負の相関を示した。男性は、友人との類似性・親密性を重視した関係の背景に、互いに認め合いたい欲求があり、他者を入れない中では積極的にアピールができ、思ったことをありのまま表現しオープンな関係を持つことができると考えられた。

女性の友人活動・感情は、「相互理解活動」が主な活動であり、「信頼・安定」とともに「独立」の感情が高かった。欲求の側面は、「親和欲求」がもっとも高かったことから、友人との活動、その背景にある感情は異質性を受け入れようとした関係性を持っているが、欲求の側面は男性のみならず、女性も一緒にいたいという欲求が強く現れており、保坂(1998)の報告に合致していると言えるであろう。しかし、活動面と感情面から、女性は男性よりも異質性を受け入れる傾向にあると考えられた。

## まとめ

向社会的行動と友人関係及び自己像の形成の関連について検討を行った結果、それぞれ相互に関連があり影響することが明らかになったため、本研究において構成されたモデルは、適切であることが示された。行動の背景にあるものに注意を向けることで、どのような影響を受けて現われているかということを探ることができると考えられた。

向社会性を育みは、独立の感情のもとに行うことが有効的であると示唆されたため、青年育成には自己の確立を育む支援を行う必要があると考えられた。向社会的行動に限らず、人は目に見える側面に目を向けがちであるが、その背景にある目に見えない意識の側面に注意を向けること、多様な視点を持つことの重要性が指摘された。

## 引用文献

- 榎本淳子 2003 青年期の友人関係の発達の変化－友人関係における活動・感情・欲求と適応－ 風間書房
- 箱井英寿・高木修 1987 援助規範意識の性別、年代、および世代間の比較 社会心理学研究, **3**, 39-47.
- 平石賢二 1990b 青年期における自己意識の発達に関する研究 (I) 名古屋大学紀要, **37**, 217-234.
- 保坂亨 1998 児童期・思春期の発達 下山晴彦 (編) 教育心理学 II 発達と臨床援助の心理学 東京大学出版会 pp.103-123.
- 石原俊一・水野邦夫 1992 改訂セルフ・モニタリング尺度の検討 日本心理学研究, **63**, 47-50.
- 岩淵千明・水上喜美子 2003 日本語版改訂版セルフモニタリング尺度の検討 日本社会心理学会第44大会論文集, 742-743.
- 岩淵千明・田中國男・中里浩明 1982 セルフ・モニタリング尺度に関する研究 日本心理学研究, **53**, 54-71.
- 金子勲栄 1981 質問紙法による小学生の向社会性測定を試み(2)－因子構造の吟味－ 金沢大学教育学部紀要 (教育科学編), **31**, 119-125.
- 菊池章夫 1988 思いやりを科学する－向社会的行動と心理とスキル－ 川島書店
- 水野邦夫 1994 意に反した行動をした後の態度及び感情状態の変化－セルフ・モニタリングとの関連－ 性格心理学研究, **2**, 38-46.
- Mussen, P. & Eisenberg-Berg, N. 菊池章夫・二宮克美 (訳) 1991 思いやり行動の発達心理 金子書房
- 中里至正 1985 「道徳的行動の心理学」 有斐閣選書
- 岡田涼 2005 友人関係への動機づけ尺度の作成および妥当性・信頼性の検討－自己決定理論の枠組みから パーソナリティ研究, **14**, 101-112.
- 岡田涼 2006 青年期における友人関係への動機づけの発達の变化－横断的データによる検討－ 名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要. 心理発達科学, **53**, 133-140.
- 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.
- Ryan, R. M. , & Deci, E. L. 2000 Self determination theory and the facilitation of intrinsic motivation. Social development, and well-being. *American Psychologist*, **55**, 68-78.
- 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.
- Snyder, M. 1974 *Self-monitoring of expressive behavior. Journal of Personality and Social Psychology*, **30**, 526-537.
- 吉田綾乃・浦光博 2003a 自己卑下呈示を通じた直接的・間接的な適応促進効果の検討 実験社会心理学研究, **42**, 120-130.
- 吉田綾乃・浦光博 2003b 自己呈示規範の内化傾向に関する探索的研究－日本人大学生における検討－ 自己心理学研究, **1**, 27-39.