

友達作りの社会学

出水, 理子
九州大学教育学部 : 学部生

岩山, 俊和
九州大学教育学部 : 学部生

大石, 百華
九州大学教育学部 : 学部生

甲斐, 美結音
九州大学教育学部 : 学部生

他

<https://doi.org/10.15017/6788270>

出版情報 : 九州大学教育社会学研究集録. 25, pp.97-114, 2023-03-15. Seminar of Educational Sociology Department of Education, Graduate School of Human-Environment Studies Kyushu University

バージョン :

権利関係 :

友達作りの社会学¹⁾

Sociology of Making Friends

出水理子・岩山俊和・大石百華・甲斐美結音・河野航大
川原悠雅・城賀本葵凜・諸武颯・山凌汰・木村拓也・立脇洋介

序章

第1節 問題の所在

人は1人で生きていけるのだろうか。生活をしていく上で人は必ず誰か他の人と関わっている。それは家族であったり、職場の人であったり、学校の先生であったり、そして友人だったりする。このように人は1人で生きていくことはできず、他者と支え合って生きている。内閣府の「子供・若者総合調査」の実施に向けた調査研究(令和3年度)によると、学校で出会った友達に関して「何でも悩みを相談できる人がいる」、「困ったときは助けてくれる」、「他の人には言えない本音を話せることがある」という問に対して、「そう思う」又は「どちらかといえばそう思う」と回答した人の合計がそれぞれ83.1%、93.8%、75.4%であった。このことから友人という存在の重要性が分かる。そこで、本研究では、どのような人と友人関係を築くのか、そして、友人関係に満足しているのか、また、友人がいる人に対して、友人がいない人の実態はどのようなものであるのかについて調査する。

第2節 本研究の論証方法

2022年8~9月にかけて、インターネットで大学生を対象にした調査を行った。

「あなたの性別をお答えください(1つだけ選んでください)」(Q1)では、合計109、男性39(35.8%)、女性69(63.3%)、その他1(0.9%)であり、男性の割合が少し高い。

「あなたの学年をお答えください(1つだけ選んでください)」(Q2)については、合計109、大学1年生25(22.9%)、

大学2年生36(33%)、大学3年生32(29.4%)、大学4年生11(10.1%)、大学院生2(1.8%)、その他3(2.8%)であり、大学2年と3年生がほぼ同じ割合であり、次点で大学1年生の割合が高い。

「あなたの大学名をお答えください」(Q3)については、合計109、九州大学106(97.2%)、九大2(1.8%)、九州大学(卒業生)1(0.9%)であり、九大も九州大学の略称なのでほとんどの回答者が九州大学の在学生だということが分かる。

「あなたの所属学部に対してどう認識していますか」(Q4)については、合計109、文系76(69.7%)、理系27(24.8%)、その他6(5.5%)であり、文系が半数以上を占めていた。

第1章 友達になりたい人、仲良くなりたいたい時に行う行動の性差、発達の変化

第1節 問題

これまで、思春期・青年期の友人関係の発展について、ギャンググループ、チャムグループ、ピアグループの存在が示唆されているが、武蔵・川村(2021)が指摘するように、子どもたちの友人関係が実際にこれらの過程に沿って発展していることを実証的に明らかにしようとした研究は少ない。そのようななかで、武蔵・川村(2021)は、小学生・中学生・高校生のそれぞれに対して質問紙調査を行い、男子ではギャンググループ得点が高く、女子ではチャムグループ、ピアグループ得点が高いこと、小学生から中学生になるにつれてギャンググループ得点の下がり、チャムグループ得点が高まること、高校生になるにつれてピアグループ得点が高まることを示した。

一方で、この研究は同一の対象者についての経時的な変化を調査したものではないため、現時点での小学校、中学校、高校の文化差の影響を受けている可能性を否定できない。したがってここでは、大学生を対象に、小学校、中学校、高校時点の友人関係を思い出すような形で質問紙調査を行うことで、友人関係の発達的变化を調査した。

第2節 方法

(1) 友達になりたい人の属性についての性差、学年差の検討

友達になりたいと思った人について、性差や学年差を検討するために、質問紙調査を行った。項目は、「小学生（中学生、高校生）のときのあなたが友達になりたいと思う人について、次のことがらほどの程度当てはまりますか。（それぞれ1つを選んでください）」という教示に続いて、「同じ趣味を持つ人と友達になりたい」「同じ金銭感覚を持つ人と友達になりたい」「住むところが近い人と友達になりたい」など10項目を並べて作成した。「6 あてはまる」から「1 あてはまらない」の6件法で測定した。

(2) 仲良くなりたときの行動の性差、学年差の検討

相手と仲良くなりたと思ったときに行った行動について、性差や学年差を検討するために、質問紙調査を行った。項目は、「小学生（中学生、高校生）のあなたが、仲良くなりたと思った人と行ったことについて、次のことがらほどの程度当てはまりますか。（それぞれ1つを選んでください）」という教示に続いて、「相手の悩みの相談を受ける」「相手に悩みを相談する」「相手と電話で話をする」など13項目を並べて作成した。「6 あてはまる」から「1 あてはまらない」の6件法で測定した。

第3節 結果

分析にはHADI7.206を用いた（清水, 2016）。

(1) 友達になりたい人の属性についての性差、学年差の検討

小学生、中学生、高校生のそれぞれの項目について、因

子分析（最尤法、プロマックス回転）を行った。因子負荷量が.400未満だった項目を削除しつつ分析を進めた。小学生、中学生、高校生のそれぞれで異なる因子構造が得られたが、いずれも1因子構造だった。したがって、小学生、中学生、高校生のそれぞれについて、10項目の平均点を算出し、「友達希求得点」とした。友達希求得点について、性別と学校種の交互作用があるかを確認するために、二要因混合分散分析を行った。その結果、学校種の主効果が有意であった（ $F(2,202)=56.203, p<.001$ ）。性別の主効果、および交互作用は有意ではなかった（ $F(1,101)=0.326, n.s.$; $F(2,202)=2.251, n.s.$ ）。学校種の主効果が有意であったため、Holm法による多重比較を行った結果、小学生よりも中学生が、中学生よりも高校生が、小学生よりも高校生がいずれも0.1%水準で有意に得点が高かった。結果を図1-1に示す。

(2) 仲良くなりたときの行動の性差、学年差の検討

小学生、中学生、高校生のそれぞれの項目について、因子分析（最尤法、プロマックス回転）を行った。因子負荷量が.400未満であったり、複数の因子に.400以上の負荷量を示した項目を削除しつつ分析を進めた。小学生、中学生、高校生のそれぞれで異なる因子構造が得られたが、小学校、高校ともに接続している中学校の因子構造が、他の2つの学校種に当てはまっているかを検討するため、確認的因子分析を行った。中学生の因子構造が小学生に当てはまっているかを検討した確認的因子分析の結果、CFIの値は.822だった。中学生の因子構造が高校生に当てはまっているかを検討した確認的因子分析の結果、CFIの値は.850だった。以上の結果から、中学生の因子構造が小学生、高校生にもある程度当てはまっていると判断し、小学生、中学生、高校生で統一した因子構造として、中学生の因子構造を採用した。確認的因子分析の結果を表1に示す。

中学生の第一因子について、「相手の悩みの相談を受ける」「相手に悩みを相談する」「相手と学校の休み時間に一緒に過ごす」といった項目の負荷量が大きかったため、近接コミュニケーション因子と命名した。中学生の第二因子について「相手とメッセージでやり取りをする」「相手とSNSアカウントをお互いにフォローする」「相

手と電話で話をする」といった項目の負荷量が大きかつ

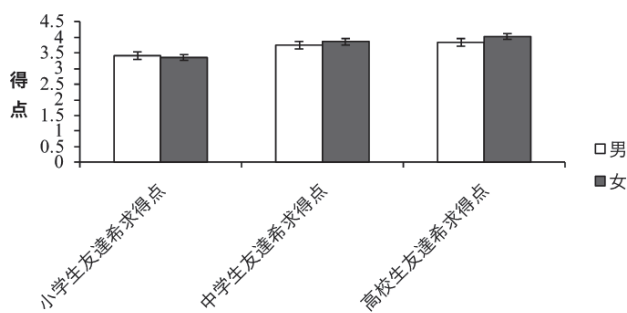


図 1-1 友達希求得点と性別, 学年差

ため、遠隔コミュニケーション因子と命名した。

小学生の近接コミュニケーション因子の α 係数は.767, 遠隔コミュニケーション因子の α 係数は.689, 中学生の近接コミュニケーション因子の α 係数は.798, 遠隔コミュニケーション因子の α 係数は.780, 高校生の近接コミュニケーション因子の α 係数は.787, 遠隔コミュニケーション因子の α 係数は.692 だった。以降の分析は、小学生, 中学生, 高校生の近接コミュニケーション因子, 遠隔コミュニケーション因子についてそれぞれ項目の平均点を算出し, 尺度得点とした。

近接コミュニケーション得点について, 性別と学校種の交互作用があるかを確認するために, 二要因混合分散分析を行った。その結果, 性別と学校種の主効果が有意であった ($F(1,103) = 4.767, p < .05; F(2,206) = 55.589, p < .001$)。男性よりも女性の方が有意に得点が高かった。また, 学校種の主効果が有意であったため, Holm 法による多重比較を行った結果, 小学生よりも中学生が, 中学生よりも高校生が, 小学生よりも高校生がいずれも 0.1% 水準で有意に得点が高かった。なお, 交互作用は有意ではなかった ($F(2,206) = 0.203, n.s.$)。

遠隔コミュニケーション得点について, 性別と学校種の交互作用があるかを確認するために, 二要因混合分散分析を行った。その結果, 学校種の主効果が有意であった ($F(2,206) = 171.364, p < .001$)。Holm 法による多重比較を行った結果, 小学生よりも中学生が, 中学生よりも高校生が, 小学生よりも高校生がいずれも 0.1% 水準で有意に得点が高かった。なお, 性別の主効果, および交互作用は有意ではなかった ($F(1,103) = 1.861, n.s.; F(2,206) =$

1.786, n.s.)。結果を図 1-2, 図 1-3 に示す。

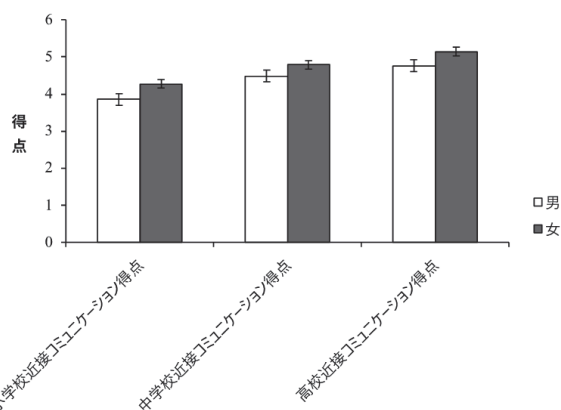


図 1-2 近接コミュニケーションと性別, 学年差

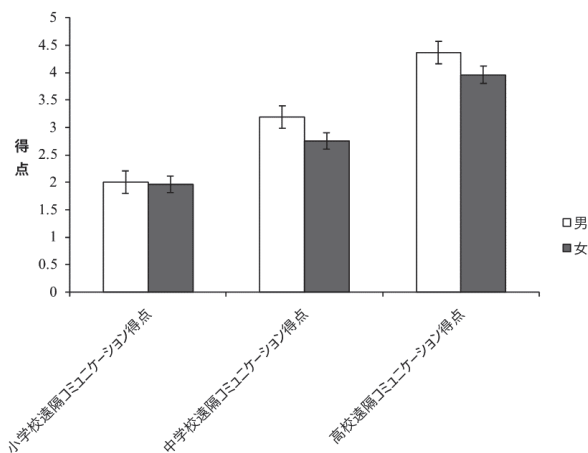


図 1-3 遠隔コミュニケーションと性別, 学年差

第 4 節 考察

近接コミュニケーション得点, 遠隔コミュニケーション得点において, ともに小学生から中学生, 高校生になるにつれて高まることが確認された。近接コミュニケーション尺度には, 「相手の悩みの相談を受ける」「相手に悩みを相談する」「相手と将来の目標についての話をする」といった項目が含まれており, 先行研究と同様に, 学年が上がるにつれてピア・グループが形成されやすくなることを示唆していると考えられる。

遠隔コミュニケーション尺度には, 「相手とメッセージでやり取りをする」「相手と SNS アカウントでお互いにフォローする」といった項目が含まれており, 学年が

上がるにつれて友人との繋がりがより多様化すると考えることもできるが、一方で、スマートフォンやアプリケーションなどの通信機器やソフトウェアの発展が単に反映されていると解釈することもできるため、低学年においてもスマートフォンが普及するような社会情勢になった際にあらためて調査をする必要があると思われる。

本調査の課題として、想定した因子構造が得られなかったことがあげられる。友達になりたい人の属性についての性差、学年差の検討をするために作成した質問項目が1因子構造を示したことに加え、仲良くなりたときの行動の性差、学年差の検討をするために作成した質問

項目についても、ギャンググループ、チャムグループ、ピアグループに分かれるような因子構造を得られなかった。因子分析中に削除した項目の中には、「相手と学校内で規則違反行為を行う」など、ギャンググループに当てはまるような項目も存在していた。ギャンググループからチャムグループ、ピアグループへの変遷を真に実証するためには、質問項目を精査し、よりふさわしい質問紙を作成する必要があると思われる。

表1 人と仲良くなりたいたい時に行った行動の確認的因子分析結果

| | 因子名 | 因子負荷量 小学生 | 因子負荷量 中学生 | 因子負荷量 高校生 |
|------------------------|-------------|--------------|--------------|--------------|
| 相手の悩みの相談を受ける | 近接コミュニケーション | 1.447 | 1.325 | 1.191 |
| 相手に悩みを相談する | | 1.392 | 1.423 | 1.416 |
| 相手と学校の休み時間に一緒に過ごす | | .347 | .541 | .527 |
| 相手と将来の目標についての話をする | | .933 | .745 | .654 |
| 相手と1対1で対面して話をする | | .451 | .469 | .407 |
| 相手とメッセージでやり取りをする | 遠隔コミュニケーション | 1.173 | 1.798 | 1.119 |
| 相手とSNSアカウントをお互いにフォローする | | .667 | 1.503 | 1.261 |
| 相手と電話で話をする | | 1.019 | 1.166 | 1.099 |
| 相手と出会う前の出来事について話をする | | .696 | .774 | .741 |

第2章 友達作りと性格の類似性

第1節 先行研究

「気の合った者や似通った者は自然に寄り集まる。類を以て集まる。」という意味の「類は友を呼ぶ」ということわざがある。しかし、実際にはどのような人と友人関係を築いているのだろうか。鈴木, 大知, 榊, 坂田 (2018) は SNS 上におけるコミュニティ形成に対して個人の性格が与える影響について研究している。鈴木ら (2018) によると、「Gregariousness (社交性) や, Conscientiousness (誠実性), Cheerfulness (明朗性) にはスコアの高い人は高い人同士で, 低い人は低い人同士で繋がりがやすい同質性 (Homophily) の傾向があると思われる。」 (p.3) と示している。ここにおける Homophily は, McPherson(2001) の研究において似た者同士の接触は, 似ていない者同士

の接触よりも高い確率で起こるという原理として扱われている。このことから, SNS 上では似た者同士がコミュニティを形成する傾向にあるということが見られる。そのため, 本論では実際の友人関係でも同様の傾向が見られるのかを見ていく。

また, 人が持つ多くの特徴の中でも, 本論は兄弟構成とその属性別の特徴に着目する。浜崎, 依田 (1985) による3人兄弟における出生順位と性格の研究では, 長子と末っ子にははっきりとした特徴が見られるが, 中間子においてはあまりはっきりとした特徴が見られなかったという結果が得られている。(ここにおける中間子とは, 第2子以降に生まれており, 且つ末っ子でない人のことを指す。) 本論では, 各属性における特徴の確認, また, 同様の特徴をもつ人同士が友人関係を構築しているのかを調査していく。

第2節 変数の説明

本調査で用いる質問紙を作成するにあたって、予備調査を行った。予備調査では自由記述形式で、長子、中間子、末っ子のイメージを尋ねた。この予備調査では69名からの回答を得ることができた。得られたデータをKH coderで分析した。その結果から、特徴として挙げられていた回数の多いものを参考に各属性ごとに3つの質問項目を作成した。

本調査は108名からの回答を得ることができた。そのうち欠損値を含んだ108名分ないし107名分の回答を用いる。まず6を「あてはまる」として1を「あてはまらない」として6件法で得点化した。このデータから因子分析を行っていく。

第3節 結果—因子分析—

(1)自分の特徴

自分の行動や性格の傾向に関する項目で因子分析を行った。項目ごとの平均値、標準偏差は表2-1に示す通りである。これら9項目をすべて用いて因子分析(最尤法, Promax 回転)を実施した。

その結果、固有値1以上の因子が2つ認められた。固有値の推移は第1因子から順に2.718, 1.600...であり、スクリー基準からは2因子構造とも考えられる。そこで2因子を中心に抽出する因子数をかえながら結果を比較検討し、より単純構造に近く、また解釈もしやすいことから最終的に2因子抽出すること適当と判断した。回転後の結果を表2-2に示す。

第1因子は「しっかりものである」「我慢強い」「面倒見が良い」「他人の間違った行いを自分の糧にする」「責任感が強い」「周りの空気を読む」といった項目が高い因子負荷量を示しており、予備調査から、出生順位が高い人の特徴に関連した内容の項目群であると言える。問15は回答者自身の特徴について回答されている項目である。そこでこの因子を「自分上の子属性」の因子と命名する。6項目のクロンバックのアルファは.721である。

また、第2因子は「マイペースである」「甘えん坊である」「愛嬌がある」の項目が高い因子負荷量を示しており、予備調査から出生順位の低い人の特徴に関連した内容の項目群であると言える回答者自身の特徴について回答されている項目であるため、この因子を「自分下の子属性」の因子と命名する。3項目のクロンバックのアルファは.506である。

(2)友人の特性

友人の行動や性格の傾向を扱った問いに関しても、因子分析を行った。項目ごとの平均値、標準偏差は表2-3に示す通りである。これら9項目をすべて用いて因子分析(最尤法, Promax 回転)を実施した。

その結果、固有値1以上の因子が2つ認められた。固有値の推移は第1因子から順に3.291, 1.613...であり、スクリー基準からは2因子構造とも考えられる。そこで、2因子を中心に抽出する因子数をかえながら結果を比較検討し、より単純構造に近く、また解釈もしやすいことから最終的に2因子抽出すること適当と判断した。回転後の結果を表2-4に示す。

第1因子は「しっかりものである」「我慢強い」「面倒見が良い」「他人の間違った行いを自分の糧にする」「責任感が強い」「周りの空気を読む」といった項目が高い因子負荷量を示しており、予備調査から、出生順位が高い人の特徴に関連した内容の項目群であると言える。回答者の友人の特徴について回答されている項目であるため、この因子を「友人上の子属性」の因子と命名する。6項目のクロンバックのアルファは.809である。

また、第2因子は「マイペースである」「甘えん坊である」「愛嬌がある」の項目が高い因子負荷量を示しており、予備調査から出生順位の低い人の特徴に関連した内容の項目群であると言える。回答者の友人の特徴について問う項目であるため、この因子を「友人下の子属性」の因子と命名する。3項目のクロンバックのアルファは.611である。

表 2-1 自分の性格の記述統計量

| | 平均値 | 標準偏差 |
|-----------------------|------|------|
| 15. しっかりものである | 4.14 | 1.27 |
| 15. マイペースである | 4.68 | 1.19 |
| 15. 甘えん坊である | 3.64 | 1.44 |
| 15. 我慢強い | 4.27 | 1.44 |
| 15. 面倒見が良い | 4.13 | 1.43 |
| 15. 他人の間違った行いを自分の糧にする | 4.37 | 1.25 |
| 15. 責任感が強い | 4.77 | 1.16 |
| 15. 愛嬌がある | 3.55 | 1.52 |
| 15. 周りの空気を読む | 4.79 | 1.17 |

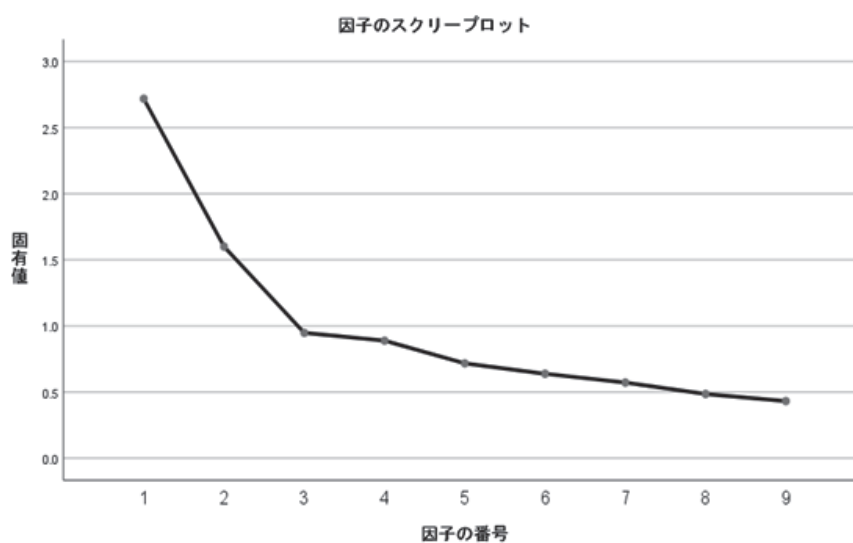


図 2-1 自分の性格のスクリープロット

表 2-2 自分の属性尺度因子分析結果

| 項目 | パターン行列 | | 共通性 因子抽出後 | 記述統計量 | |
|-------------------|---------|---------|--------------|-------|------|
| | 自分上の子属性 | 自分下の子属性 | | 平均値 | 標準偏差 |
| しっかりものである | .586 | -.199 | .383 | 4.14 | 1.27 |
| 我慢強い | .499 | -.171 | .278 | 4.27 | 1.44 |
| 面倒見が良い | .630 | -.062 | .401 | 4.13 | 1.43 |
| 他人の間違った行いを自分の糧にする | .399 | .217 | .206 | 4.37 | 1.25 |
| 責任感が強い | .635 | -.109 | .415 | 4.77 | 1.16 |
| 周りの空気を読む | .578 | .011 | .334 | 4.79 | 1.17 |
| マイペースである | -.224 | .351 | .174 | 4.68 | 1.19 |
| 甘えん坊である | .152 | .715 | .534 | 3.64 | 1.44 |
| 愛嬌がある | .325 | .479 | .335 | 3.55 | 1.52 |
| 因子間相関 | 自分上の子属性 | 1.000 | .164 | | |
| | 自分下の子属性 | .164 | 1.000 | | |

表 2-3 友人の性格の記述統計量

| | 平均値 | 標準偏差 |
|-----------------------|------|------|
| 16. しっかりものである | 4.63 | 1.10 |
| 16. マイペースである | 4.34 | 1.18 |
| 16. 甘えん坊である | 3.09 | 1.25 |
| 16. 我慢強い | 4.21 | 1.20 |
| 16. 面倒見が良い | 4.44 | 1.19 |
| 16. 他人の間違った行いを自分の糧にする | 3.86 | 1.22 |
| 16. 責任感が強い | 4.55 | 1.13 |
| 16. 愛嬌がある | 4.45 | 1.28 |
| 16. 周りの空気を読む | 4.83 | 1.01 |

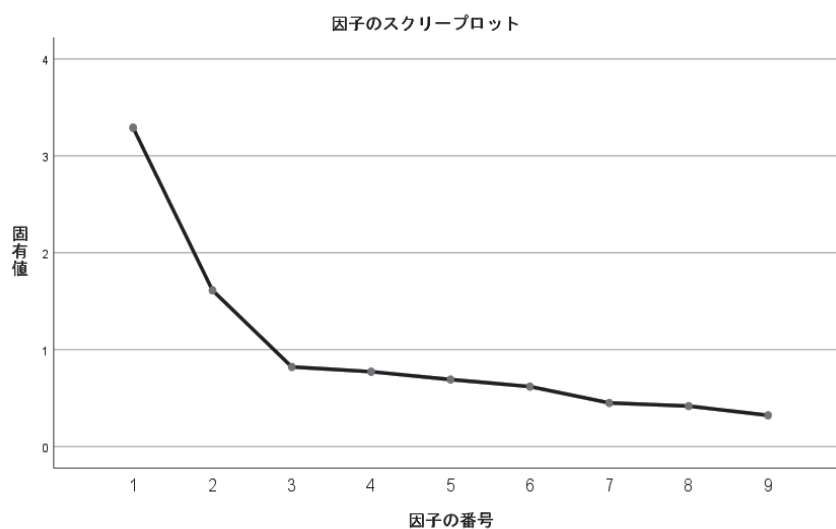


図 2-2 友人の性格のスクリープロット

表 2-4 友人の属性尺度因子分析結果

| | パターン行列 | | 共通性 | 記述統計量 | |
|-------------------|-------------|-------------|-------|-------|------|
| | 友人上の子属性 | 友人下の子属性 | 因子抽出後 | 平均値 | 標準偏差 |
| しっかりものである | .645 | -.311 | .513 | 4.63 | 1.10 |
| 我慢強い | .539 | -.148 | .312 | 4.21 | 1.20 |
| 面倒見が良い | .609 | -.107 | .383 | 4.44 | 1.19 |
| 他人の間違った行いを自分の糧にする | .651 | .012 | .424 | 3.86 | 1.22 |
| 責任感が強い | .718 | -.239 | .573 | 4.55 | 1.13 |
| 周りの空気を読む | .664 | .062 | .445 | 4.83 | 1.01 |
| マイペースである | .142 | .374 | .160 | 4.34 | 1.18 |
| 甘えん坊である | .261 | .570 | .393 | 3.09 | 1.25 |
| 愛嬌がある | .449 | .609 | .572 | 4.45 | 1.28 |
| 因子間相関 | | | | | |
| | 友人上の子属性 | 1.000 | .320 | | |
| | 友人下の子属性 | .320 | 1.000 | | |

第4節 結果—相関—

次に、因子分析を行った自分及び友人の属性との相関分析を行った。

「自分上の子属性」と「友人上の子属性」との相関係数を算出すると、 $.229(p<0.05)$ と正の相関がみられた。

また、「自分下の子属性」と「友人上の子属性」との相関係数を算出すると、 $.217(p<0.05)$ で正の相関が認められた。

同様に、「自分下の子属性」と「友人下の子属性」との相関係数から、 $.289(p<0.01)$ と正の相関がみられたが、「自分上の子属性」と「友人下の子属性」との差はあまりないことがわかる。

以上から、自分が「上の子属性」であるほど、友人も「上の子属性」となる傾向があるが、自分が「下の子属性」の場合「友人の属性」には関係しないことが読み取れる。

第5節 考察

以上の分析を踏まえて、各属性における特徴の確認、また、同様の特徴をもつ人物同士で友人関係を構築しているのかについて考察する。

まず、本調査の前に行った予備調査をもとに設定した項目をそれぞれ、出生順位が高い人の特徴に関連した内容の項目群と出生順位の低い人の特徴に関連した内容の項目群とに分けることができた。先行研究においても同

様に、長子と末っ子にははっきりとした特徴があることを示していた。しかしこれに対し、先行研究では中間子の特徴を指摘できておらず、本調査でも同様に中間子の特徴を示すことはできなかった。これに関しては、中間子の特徴を指摘できるだけのデータが不十分だったためではないかと考察する。厚生労働省の『人口動態統計（確定数）の概況』（2021）の出生順位別にみた出生数について注目したい。本調査の回答者の出生した年代である2000年には、約17万人の中間子が生まれており総数の約1割である。2021年についても同様に、総出生数に対して中間子は約1割しか占めていない。これらのことから、もともと中間子が少数であると指摘できるのではないだろうか。そのため、本調査においても中間子の特徴を指摘できなかったことに繋がると考えられる。

次に、出生順位別ごとに分けた各項目群との相関について考察していく。出生順位が高い人の特徴に関連した内容の項目群を「上の子属性」、出生順位が低い人の特徴に関連した内容の項目群を「下の子属性」と定義し、自分の場合と友人の場合と分けて相関を調べた。その結果、「自分上の子属性」と「友人上の子属性」との相関係数、「自分下の子属性」と「友人上の子属性」との相関係数、「自分下の子属性」と「友人下の子属性」との相関係数は、 $.229(p<0.05)$ 、 $.217(p<0.05)$ 、 $.289(p<0.01)$ とそれぞれ正の相関がみられた。しかし、「自分上の子属性」と「友人上の子属性」との相関はみられなかった。これらの結果から、自分が上の子属性であるほど友人も

上の子属性となる傾向がある一方で、自分が下の子属性だった場合友人の属性を選ばない傾向があると指摘できる。つまり、自分が上の子属性だった場合、友人も自分と同じ上の子属性であるが、自分が下の子属性だった場合は友人の属性に関係しないという結果になった。上の子属性すなわち長子的性格を持つ人は、下の子の面倒を見るのが嫌で自分と同じ上の子属性とばかり仲良くしようとするのかもしれない。また、上の子属性の人は下の子属性の特徴である愛嬌があることやマイペース、甘えん坊なのが受け入れられない可能性もある。いずれにしても、自分が下の子属性だった場合、結果として友人の属性を選んでいないのか、あるいは自分と友人の属性を意識して敢えて選んでいないのかについて熟慮する必要があるだろう。これらを踏まえれば、さらなる「類は友を呼ぶ」のかどうかの検討に繋がると考えられる。

第3章 友人関係満足度と自己開示度の連関

第1節 問題・目的

「友達を作る」という行為は誰しもが人生の中で経験する行為である。青年期に友人と良好な関係を築く事は自己形成において大きな役割を担っていることがたびたび指摘される。岡田（1995）によると、友人との関係を構築していく中で、こういう人間でありたいという「理想自己像」と「現実自己像」の形成がなされるとされている。

上野ら（1994）の研究では友人への同調行動と友人との距離の取り方によって、4つの交友関係の形を明らかにしている。友人に干渉しすぎないが、仲間はずれを嫌う「表面的交友」、干渉しすぎず、仲間はずれを気にしない「個別的交友」、相手に甘えるなど、積極的に干渉をし、同調的な「密着的交友」、干渉する一方で同調を嫌う「独立的交友」の4タイプの交友関係が挙げられている。この交友関係のタイプによって、特性や目標とする生き方に差異が見られている。以上のような観点から友人関係の形は様々あれど、青年期に友人との関係を作るということは、非常に重要な役割を担っていると言える。

今までの研究では、友人関係が果たす役割を明らかに

するという目的があるが故に、友人を作った結果得られるものに焦点があてたものが多く、友人関係の質に注目した研究は少ない。千島ら（2015）の研究では、自分の友人関係における立ち位置と友人関係満足度の関係を明らかにしている。友人関係において自身の立ち位置が分からない人は、立ち位置が明確になっている人よりも友人関係満足度が低く、自身の立ち位置が明確になっていない事に不安を感じているのではないかと言及されている。親密な友人関係がどのようなものかについての調査としては、池田ら（2013）と星名（2000）の研究が挙げられる。池田ら（2013）では親密な友人関係には心理的な共有、関係の共有、場の共有等の共有様式があり、悩みや否定的な感情の共有は友人関係の満足度を低くする場合もあるが、反対に関係を深める場合もある事を明らかにしている。星名（2000）の研究では、親友との関係の間に信頼感が大きく影響しているという事を明らかにしている。しかし、どちらの研究も親密な友人関係には何が要因としてあるかを明らかにしているもので、親密な関係でない友人関係についてや、共有と信頼感以外の要因については言及されていない。

上記を考慮すると、今までの研究では、友人を作った結果得られるものに焦点があてたものが多く、友人関係の質、特に友人関係に影響を与えている要因に注目した研究は少ない。そこで本研究では、友人関係の質に着目し、人々はどのような友人関係に高い満足感を抱いているのか、一方でどのような友人関係だと満足感が抱けないのか。秘密を共有できる、気軽に悩みが話せる、プライバシーにふみこまないなど様々な友人との関係が考えられるだろう。本章では、友人関係における自己開示尺度を作成する。その友人関係における自己開示尺度と友人関係満足度の関連を調べ、検討する。

また、今回の分析はHAD17.206を用いている（清水、2016）。

第2節 変数の説明

Q18は豊田（2004）が作成した「友人関係満足度」を用いた。ただし、豊田（2004）が入手できなかったため、千島、村上（2015）を利用した。

Q19は、友人関係における自己開示度を測ることを目

的にして、友人関係における自己開示尺度を独自に作成した。池田ら（2013）が作成した友達と共有様式を尋ねる項目、星名（2000）が作成した友人関係の親密性における情緒的、行動的、態度的側面の項目を参考にして、10項目を作成した。選択肢は、1が「当てはまらない」、6が「当てはまる」の6件法から成る。

Q20は独自で作成したQ19の併存的妥当性を調べるために岡田（1995）の「友人関係尺度の因子分析」を用いた。

第3節 友人関係満足度

友人関係満足度についてQ18で尋ねた。「まったく思わない」を1、「あまり思わない」を2、「少し思う」を3、「とてもそう思う」を4として得点化した。

Q18で尋ねた6項目を全て用いて主成分分析を行った結果を、以下の表3-1に示した。第1主成分は全般的に高い値をとっているため、友人関係満足度を測れているといえる。クロンバックのアルファは.796であり、これは内部一貫性を有したものといえる。

第4節 自己開示度

友人関係の傾向についてQ19で尋ねた。Q19では、「あてはまらない」を1、「あてはまる」を6として得点化した。

Q19と同様に友人関係の傾向についてQ20で尋ねた。Q20では、「全くあてはまらない」を1、「あまりあてはまらない」を2、「ややあてはまる」を3、「非常にあてはまる」を4として得点化した。

Q19で尋ねた10項目を全て用いて因子分析を行った。因子分析の結果、固有値が1以上の因子が2つ認められた。スクリープロットについては図1の通りであり、固有値の推移は、第1因子から順に2.441、1.796、・・・であった。

因子抽出後の共通性が低い項目やいずれの因子にも高い負荷量も持たない項目の3項目を削除して、再度2因子を抽出を指定して因子分析を行った。この再度行った因子分析の結果を表3-2に示す。

第1因子は友人関係において気を遣うかに関する項目群だといえる。そこでこの因子について「気を遣う」の

因子と命名する。クロンバックのアルファについては.724であり、これは内部一貫性を有したものといえる。

第2因子は友人関係において素を出せるかに関する項目群だといえる。そこでこの因子について「素を出せる」の因子と命名する。クロンバックのアルファについては.739であり、これは内部一貫性を有したものといえる。

以上の因子分析の結果を踏まえて、抽出した2つの因子を因子得点として、今後の分析に用いていく。

第5節 確認的因子分析

調査票に回答した102名を対象に、岡田の17項目について、確認的因子分析を実施した。因子構造は素を出す因子、気を遣う因子の2因子を設定した。各項目における推定された負荷量、および因子間相関を表6に示す。因子負荷量は0.5を下回ってしまっている項目もある。また、適合度については、 χ^2 値 224、自由度 116、GFI.81、AGFI.75、CFI.73、RMSEA.09であった。GFI、AGFI、CFI、RMSEAについては推奨値に達しておらず、全体的にモデルは適しているとは考えられない。しかし、この背景には、岡田の研究から27年が経過しており、友人への考え方が現在と異なっているからだと考える。岡田（1995）も3因子モデルを用いていることから、本分析でも3因子モデルを採用し、因子名については岡田（1995）より、第1因子を「気遣い」、第2因子を「ふれあい回避」、第3因子を「群れ」とした。それぞれの因子と含まれる項目の因子負荷量及び共通性について表3-3に示した。

また、友人関係における自己開示尺度の「気を遣う」因子と「素を出す」因子の併存的妥当性を調べるために、友人関係における自己開示尺度と友人関係尺度（岡田、1995）の因子を用いて相関分析を行った。友人関係における自己開示尺度の「気を遣う」因子と友人関係尺度の「気遣い」因子、友人関係における自己開示尺度の「素を出す」因子と友人関係尺度の「ふれあい回避」因子がそれぞれ相関がある事を想定して分析を行った。こQ20のQ19の「気遣い」因子とQ20の「気を遣う」因子間相関も、.428を示し正の相関を示し、Q19の

「ふれあい回避」因子と Q20 の「素を出せる」因子間相関も、.464 を示し負の相関を示した。以上より、自作の友人関係における自己開示尺度の併存的妥当性が認められたと考える。

第6節 重回帰分析

以下では、友人関係満足度に対して、友人関係における自己開示度や性別の差異が与える影響があるのかを検討するために、重回帰分析をおこなった。

重回帰分析においては、従属変数は、Q18 の友人関係満足感 6 項目の平均得点を算出し、「友人関係満足度」としたものを使用した。独立変数は、Q1 の性別を尋ねた項目から男性を 1、女性を 2、その他を除外した「男性ダミー」、本章の「2. 因子分析」で作成した「自身の友人関係の傾向 (Q.19)」から抽出した 2 因子の因子得点を用いる。

表 3-4 の友人関係満足度 (Q18) を従属変数とした重回帰分析の結果を見ていく。回帰式は 1%水準で有意であった。「友人関係における自己開示度 (素を出す因子)」($\beta=.147, p=.000$), 「友人関係における自己開示度 (気を遣う因子)」($\beta=-.159, p=.001$) の変数が有意であった。なお、表 3-4 における VIF はすべて 1.000~1.200 程度であり、多重共線性の問題はないと考えられる。

第7節 考察

以上の分析を踏まえて、友人関係満足度に友人関係における自己開示度が与える影響について考察する。

友人関係満足度については、表 8 の結果から、「素を出す因子」については標準化係数の値が正で、「気を遣う因子」については標準化係数の値が負で、その値も他の変数と比較し高いことから、友人関係において素を出せる人ほど友人関係満足度が高く、気を遣う人ほど友人関係満足度が低い傾向にあると考えられる。また、友人関係満足度、「素を出す因子」、「気を遣う因子」に性差は見られなかったため、友人関係満足度には「素を出す因子」と「気を遣う因子」が大きな影響を及ぼしていると考えられる。

以上を踏まえて友人関係満足度と友人関係における自己開示度について考察すると、素を出せない、気を遣ってしまうという状況はその状況や友人との関係性にストレスを感じてしまい、それが友人関係満足度にも影響を与えているのではないだろうか。ストレスを測る尺度と友人関係満足度の連関を考慮する必要があったと考える。

また、表 8 から友人関係満足度と友人における自己開示度に性差は見られなかった。しかし、先行研究 (本田, 2010) では、女性の方が自己開示を求め、友人と共に行動する傾向があったため、質問紙の作成に友人の性別毎に分ける工夫が必要であった事が指摘できるのではないだろうか。

表 3-1 友人関係満足度の主成分分析結果

| 項目 | 友人関係満足度 ($\alpha=.796$) | 共通性 |
|-------------------------|------------------------------|-------|
| 今の自分の友達関係に満足している。 | .830 | 0.688 |
| 自分の友達関係は今のままでいいと思う。 | .770 | 0.593 |
| 友達とのつきあいが上手くいっていると感じる。 | .698 | 0.487 |
| 今の友達関係は自分には合わないと思う。 | .685 | 0.469 |
| 今の友達つきあいが本当は辛い時がある。 | .654 | 0.427 |
| 今の友達関係は私が望んでいるものと違うと思う。 | .652 | 0.425 |
| 寄与率 (%) | 3.089 | |
| 累積寄与率 (%) | 3.089 | |

表 3-2 自己開示の因子分析結果

| 項目 | パターン行列 | | 共通性 因子抽出後 | 記述統計量 | |
|------------------|-----------------------------|-----------------------------|--------------|-------|-------|
| | 気を遣う ($\alpha = .724$) | 素を出す ($\alpha = .739$) | | 平均値 | 標準偏差 |
| 友人の顔色をうかがう。 | .782 | .017 | .606 | 3.972 | 1.417 |
| 友人との会話は色々考えてしまう。 | .689 | -.053 | .492 | 3.701 | 1.333 |
| 友人にお世辞を言ってしまう。 | .627 | -.075 | .419 | 3.296 | 1.362 |
| 友人との意見の衝突が怖い。 | .452 | .131 | .197 | 3.398 | 1.459 |
| 友人に気軽に悩みを話せる。 | .090 | .799 | .618 | 4.000 | 1.421 |
| 自分から進んで遊びに誘う。 | -.025 | .673 | .460 | 3.639 | 1.507 |
| 友人と秘密を共有できる。 | -.044 | .635 | .416 | 4.426 | 1.382 |
| 寄与率 (%) | 1.750 | 1.583 | | | |
| 累積寄与率 (%) | 1.750 | 3.333 | | | |
| 因子間相関 | 気を遣う | 素を出す | | | |
| | 1.000 | -.202 | | | |
| | -.202 | 1.000 | | | |

表 3-3 友人関係尺度 (岡田, 1995) 確認的因子分析結果

| | 因子名 | 因子負荷量 | 共通性 | 記述統計量 | |
|-----------------------------|-------------------------------|--------|-------|-------|-------|
| | | | | 平均値 | 標準偏差 |
| 友達グループのためにならないことは決してしない。 | 気遣い ($\alpha = .697$) | .139 | .019 | 2.648 | 0.765 |
| 友達グループのメンバーからどう見られているか気になる。 | | .371 | .138 | 2.269 | 0.973 |
| 自分を犠牲にしても相手につくす。 | | .429 | .184 | 2.318 | 0.808 |
| お互いの約束は決してやぶらない。 | | .439 | .193 | 3.137 | 0.794 |
| 互いに傷つけないように気をつかう。 | | .845 | .714 | 3.046 | 0.790 |
| 相手の考えていることに気をつかう。 | | .899 | .808 | 3.148 | 0.747 |
| 真剣な議論をすることがある。※ | ふれあい回避 ($\alpha = .536$) | .017 | .000 | 1.824 | 0.852 |
| 心を打ち明ける。※ | | .056 | .003 | 1.981 | 0.864 |
| 相手に甘えすぎない。 | | .325 | .105 | 2.944 | 0.795 |
| 相手の言うことに口をはさまない。 | | .480 | .230 | 2.843 | 0.787 |
| お互いの領分にふみこまない。 | 群れ ($\alpha = .644$) | .728 | .530 | 2.898 | 0.831 |
| お互いのプライバシーには入らない。 | | .865 | .749 | 2.981 | 0.797 |
| 冗談を言って相手を笑わせる。 | | .286 | .082 | 3.102 | 0.735 |
| 楽しい雰囲気になるよう気をつかう。 | | .288 | .083 | 3.278 | 0.721 |
| ウケるようなことをよくする。 | | .293 | .086 | 2.593 | 0.809 |
| 一人の友達と特別親しくするよりはグループで仲良くする。 | 群れ ($\alpha = .644$) | .645 | .416 | 2.389 | 0.818 |
| みんなで一緒にいることが多い。 | | .884 | .782 | 2.444 | 0.941 |
| 因子間相関 | 気遣い | ふれあい回避 | 群れ | | |
| | 1.000 | .207 | .177 | | |
| | .207 | 1.000 | -.132 | | |
| | .177 | -.132 | 1.000 | | |

※は逆転項目

表 3-4 友人関係満足度を従属変数とする重回帰分析結果

| 独立変数 | 非標準化 係数 | 標準化係 数 | 優位確率 | VIF |
|------------------------|--------------------------|-----------|---------|-------|
| 素を出す(問19) | 0.147 | .337 | .000 ** | 1.101 |
| 気を遣う(問19) | -0.159 | -.321 | .001 ** | 1.046 |
| 男性ダミー (問1) | 0.068 | .066 | .470 | 1.036 |
| 素を出す(問19) × 気を遣う (問19) | 0.053 | .129 | .187 | 1.199 |
| 素を出す(問19) × 男性ダミー (問1) | 0.000 | .000 | .999 | 1.063 |
| 気を遣う(問19) × 男性ダミー (問1) | 0.063 | .066 | .479 | 1.100 |
| 自由度調整済みR2乗 | 0.252** | | | |
| F値 | F(6, 95)=5.356, p < 0.01 | | | |
| n | 102 | | | |

** p < .01, * p < .05, + p < .10

第4章 ぼっちを選ぶ人の傾向とは

第1節 問題・目的

大学生において、友人関係は学生生活の充実度を大きく左右する。大学生の友人関係について、吉光(2005)は、出会いの契機を「趣味」「大学」「アルバイト」の3種類に分けて、その友人関係を検討している。「趣味」や「大学」の相手は、同じような友人行動を行うが、「アルバイ

ト」の相手との友人行動は、この2つとは異なっている。これによって、大学生は、それぞれの交際圏において出会う相手とのあいだにそれぞれ友情をはぐくみ、友人と

しての関係を成り立たせていることがわかっている。また、友人関係のとりかたが何と関係性を持っているのかを検討する研究もある。鈴木・長江(2012)によると、アイデンティティの確立がみられる青年は、他者への基本的信頼や関係調整能力が高く、友人に自己を表現するといった特徴を持ち、それらの特徴は、友人と関わることで、自己を形づくり、友人の視点で自分を確かめながら、主観的な自分と社会から見た自分との同一化の感覚を確立していくことによって得られる。これは積極的な友人とのかかわりのメリットである。しかし、友人と関わることに少ない青年の中でも、他者への基本的信頼や関係調整能力が高く、友人に自己を表現するといった特徴を持つ者は、アイデンティティの確立がみられるということも明らかにされている。すでにアイデンティティが確立

されている人にとっては、友人関係のあり方は関係ないということであり、友人関係のとり方が直接アイデンティティの確立に関わっているというわけではないようだ。ほかにも、友人関係の在り方とソーシャルスキルの関係といった一見影響がありそうなものについても、友人から傷つけられたり、友人を傷つけてしまったりする不安があり、お互いのプライベートにも踏み込むことを避けようとするような、いわゆる積極的に友人関係を築こうとするわけではない大学生にも、ソーシャルスキルが高い学生がいることが明らかになっている(永井, 2018)。

このようにこれまでの研究は友人がいることの効果に注目して研究がなされてきたが、友達がすくない、いわゆる「ぼっち」学生の性向は一貫したものがあるのだろうか。ぼっち尺度を作成し、(落合 1983)孤独感尺度との関連を見ることで、ぼっちの要因を検討していく。

第2節 変数の説明

Q21は友達と関わることもあるか、外出するかどうかに関する質問であり、Q22は落合(1983)の孤独感尺度をそのまま利用した。

Q21, 22ともに、「はい」を5、「どちらかというといはい」を4、「どちらともいえない」を3、「どちらかというといいえ」を2、「いいえ」を1、として得点化した。これら9項目すべてを用いて因子分析(主因子法, プロマックス回転)を実施した。

因子分析の結果、固有値が1以上の因子が3つ認められた。スクリープロットについては図4-1の通りであり、固有値の推移は、第1因子から順に3.957, 1.347,

1.098,・・・であった。

図 4-1 のスクリープロットや解釈のしやすさから、最終的に2因子を抽出することが適当であると判断した。再度2因子の抽出を指定して因子分析（主因子法、プロマックス回転）を行った。この再度行った因子分析の結果を表 4-1 に示す。2因子の累積寄与率は49.386%であった。

第1因子は友達の有無や友達の必要性に関する項目群といえる。そこでこの因子について「ぼっち尺度」の因子と命名する。クロンバックのアルファについては.863であり、これは十分な内部一貫性を有したものと見える。

第2因子は内と外の行動傾向と性格に関する項目群といえる。そこでこの因子について「インドア尺度」の因子と命名する。クロンバックのアルファについては.782であり、これは十分な内部一貫性を有したものと見える。

次にQ22について項目ごとの平均値、標準偏差は表3に示す通りである。これら16項目すべてを用いて因子分析（主因子法、プロマックス回転）を実施した。なお落合（1983）における孤独感の類型判別尺度に合わせ2因子を抽出した結果、Q22-12と問22-13は第1因子及び第2因子において因子負荷量が±0.4未満であったため項

目を削除したのち再度因子分析をしている。

因子分析の結果、固有値が1以上の因子が3つ認められた。スクリープロットについては図2の通りであり、固有値の推移は、第1因子から順に5.489, 1.818, 1.234,・・・であった。

落合(1983)と同様に、最終的に2因子を抽出することが適当であると判断した。再度2因子の抽出を指定して因子分析（主因子法、プロマックス回転）を行った。この再度行った因子分析の結果を表 4-2 に示す。2因子の累計寄与率は44.596%であった。

第1因子は自分に対する理解・共感に関する項目群といえる。そこでこの因子について「不理解・不共感」の因子と命名する。クロンバックのアルファについては.724であり、これは十分な内部一貫性を有したものと見える。

第2因子は自分がどういう存在なのか・孤独に関する項目群といえる。そこでこの因子について「個別性の自覚」の因子と命名する。クロンバックのアルファについては.739であり、これは十分な内部一貫性を有したものと見える。

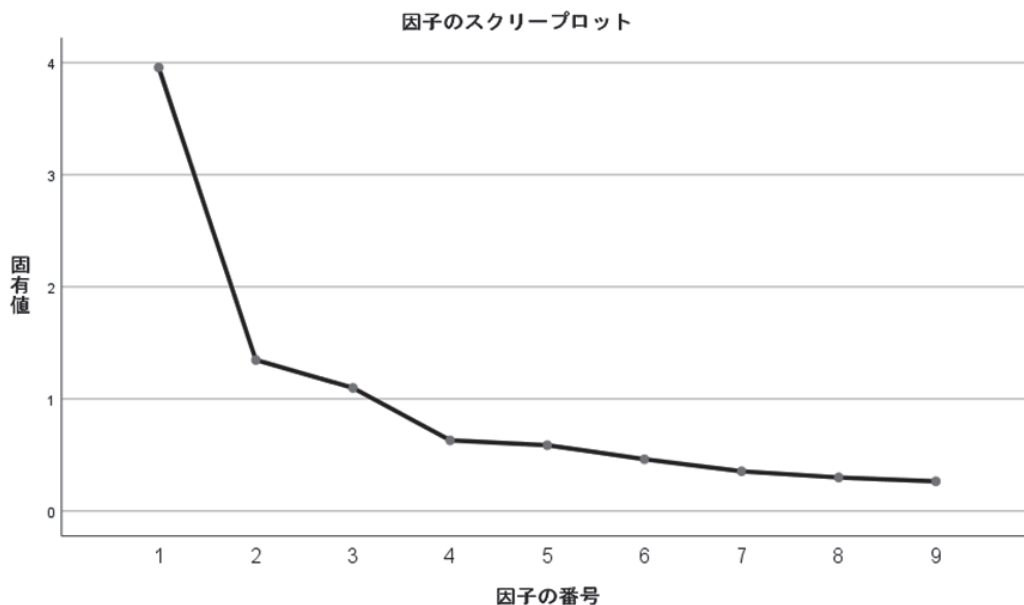


図 4-1 Q21 のスクリープロット

表 4-1 Q21 の因子分析結果

| 項目 | パターン行列 | | 共通性 因子抽出後 | 記述統計量 | |
|-----------------------|----------------------------|---------------------------------|--------------|-------|-------|
| | ぼっち尺度 ($\alpha=.863$) | インドア 尺度 ($\alpha=.782$) | | 平均値 | 標準偏差 |
| よく一緒にいる仲良しグループがある | 0.936 | -0.127 | 0.240 | 2.20 | 1.281 |
| 自分は友達が少ないほうだと思う | 0.687 | 0.054 | 0.514 | 3.68 | 1.175 |
| 一人になりたいと思う頻度が高い | 0.552 | 0.208 | 0.468 | 3.88 | 1.065 |
| ほとんどの場合ひとりで行動する | 0.540 | -0.112 | 0.766 | 3.28 | 1.175 |
| 一日のうちだれとも連絡をとらないことがある | 0.451 | 0.184 | 0.325 | 3.29 | 1.647 |
| 友達と出かけることが多い | 0.419 | 0.195 | 0.300 | 3.10 | 1.152 |
| 自由時間は室内で過ごすことが多い | -0.050 | 0.884 | 0.737 | 4.14 | 1.009 |
| 外出するより家の中にいるほうが好きだ | -0.069 | 0.854 | 0.672 | 3.59 | 1.256 |
| 自分はアクティブな方だと思う | 0.141 | 0.564 | 0.422 | 3.10 | 1.173 |
| 因子間相関 | ぼっち尺度 インドア尺度 | | | | |
| | 1.000 | 0.529 | | | |
| | 0.529 | 1.000 | | | |

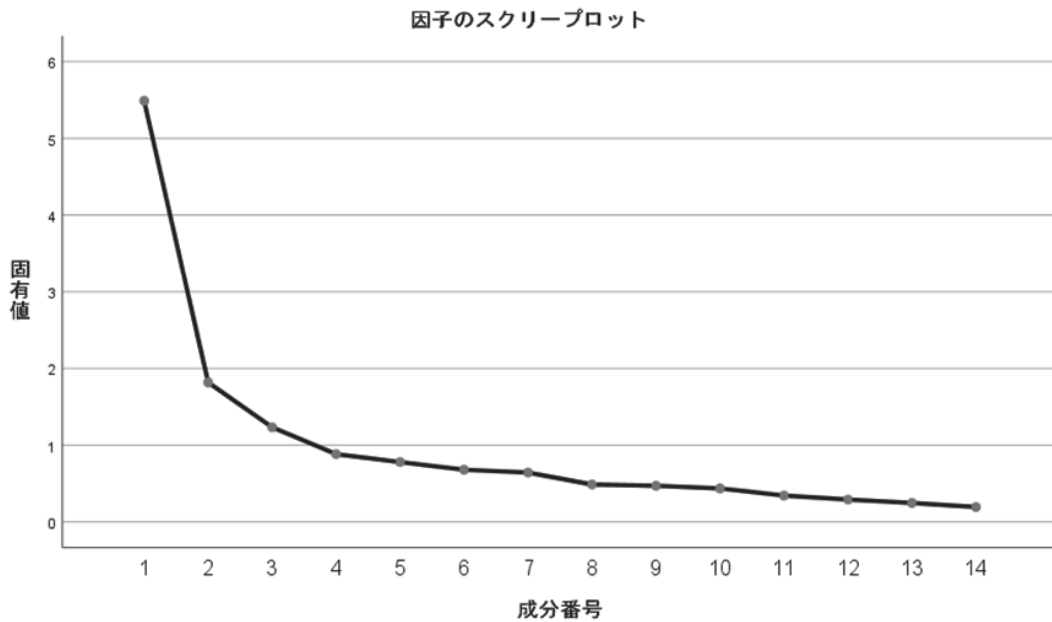


図 4-2 Q22 のスクリープロット

表 4-2 Q22 の因子分析結果

| 項目 | パターン行列 | | 共通性 因子抽出後 | 記述統計量 | |
|---------------------------------|------------------------------|-----------------------------|--------------|-------|-------|
| | 不理解・不共感 ($\alpha=.724$) | 個別性の自覚 ($\alpha=.739$) | | 平均値 | 標準偏差 |
| 私の考えや感じを何人かの人はわかってくれると思う。 | 0.800 | -0.225 | 0.498 | 1.78 | 0.781 |
| 私は、私の生き方を誰かが理解してくれると信じている。 | 0.750 | -0.077 | 0.507 | 1.88 | 0.898 |
| 私の考えや感じを誰もわかってくれないと思う。 | 0.743 | 0.027 | 0.574 | 1.79 | 0.833 |
| 誰も私をわかってくれないと、私は感じている。 | 0.742 | 0.006 | 0.556 | 1.96 | 0.915 |
| 私の生き方を誰もわかってくれはしないと思う。 | 0.702 | -0.027 | 0.473 | 1.99 | 0.916 |
| 私のことをまわりの人は理解してくれていると、私は感じている | 0.593 | -0.144 | 0.281 | 2.19 | 0.826 |
| 私のことに親身に相談相手になってくれる人はいないと思う。 | 0.558 | 0.188 | 0.459 | 1.99 | 1.077 |
| 人間は、他人の喜びや悩みと一緒に味わうことができると思う。 | 0.505 | 0.069 | 0.297 | 1.82 | 0.874 |
| 人間は、互いに相手の気持ちをわかりあえると思う。 | 0.448 | 0.112 | 0.267 | 2.30 | 0.940 |
| 人間は、本来、ひとりぼっちなのだと思う。 | 0.057 | 0.814 | 0.715 | 3.03 | 1.264 |
| どんなに親しい人も、結局、自分とは別個の人間であると思う。 | -0.233 | 0.697 | 0.366 | 4.25 | 0.887 |
| 自分の問題は、最後は、自分で解決しなくてはならないのだと思う。 | -0.148 | 0.581 | 0.267 | 4.44 | 0.789 |
| 結局、自分はひとりではかないと思う。 | 0.290 | 0.510 | 0.503 | 2.88 | 1.251 |
| 結局、人間は、ひとりで生きるように運命づけられていると思う。 | 0.280 | 0.502 | 0.481 | 2.36 | 1.164 |
| 因子間相関 | 不理解・不共感 | 0.100 | 0.534 | | |
| | 個別性の自覚 | 0.534 | 1.000 | | |

第3節 重回帰分析

以下では、ぼっち尺度に対して、孤独感尺度やインドア因子が与える影響があるのかを検討するために重回帰分析を行った。

重回帰分析においては、問 21 で得られたぼっち尺度を従属変数とした。独立変数としては、問 1 の性別を尋ねた項目から男性を 1、女性やその他を 0 とした「男性ダミー」、問 21 で得られた下位尺度であるインドア尺度、問 22 で尋ねた 2 因子の因子得点を用いる。以上の用い

る変数についての記述統計量は表 3 のとおりである。

重回帰分析の結果については、以下の通りとなっている(表 4-3)。

ぼっち尺度を従属変数とした重回帰分析の結果を見ていく。1%水準で回帰式は有意であった。自由度調整済み決定係数を見ると.302 であることから、今回このモデルは妥当であると考えられる。「個別性の自覚」($\beta=.266, p=.012$)、「インドア」($\beta=.385, p=.000$)の変数が有意であった。なお、VIF は 1.200~1.400 程度であり、多重共線性の問題はないと考えられる。

表 4-3 ぼっち尺度を従属変数とする重回帰分析結果

| 独立変数 | 非標準化係数 | 標準化係数 | 有意確率 | | VIF |
|------------|-----------------------------|-------|-------|-------|-------|
| 不理解・不共感 | 0.104 | 0.074 | 0.466 | 1.465 | 1.453 |
| 個別性の自覚 | 0.293 | 0.266 | 0.012 | 1.546 | 1.288 |
| インドア | 0.347 | 0.385 | 0.000 | 1.220 | 1.350 |
| 男子ダミー | 0.129 | 0.070 | 0.425 | 1.103 | 1.339 |
| 自由度調整済みR2乗 | .302 | | | | |
| F値 | F(4, 96)=11.811, $p < 0.01$ | | | | |
| n | 101 | | | | |

第4節 考察

以上の分析を踏まえて、ぼっち尺度に孤独感やインドア因子が与える影響について考察する。まず、「インドア」、「個別性の自覚」については標準偏回帰係数が正で、その値も他の変数と比較し高いことから、外出するのが少

ないインドアな者や、本来人間は一人であるという考えを持っている者ほど、ぼっちであることが考えられる。一方、「不理解・不共感」、「男子ダミー」の標準偏回帰係数が他の変数と比較し低いことから、普段から周り自分のことをわかってくれないと感じていることや、性別によっては、ぼっちであることに影響しない。

「インドア」については、ひきこもる人の気持ちがかかる、自分でもひきこもりたいというひきこもり親和性に影響を与える要因について検討した新井・弘中・近藤(2015)の研究がある。この研究の中で、対人的場面において、適切な社会的行動を遂行することがどの程度可能かについての主観的な評価である「対人的自己効力感」が、社交不安症状の恐怖感／不安感を介し、「ひきこもり親和性」に対して、有意な負の影響を与えていることが示された(新井・弘中・近藤,2015)。すなわち、対人関係において恐怖感や不安感を持つことが、将来ひきこもりに移行する可能性があることが指摘されているひきこもり親和性を高め、本研究においても実際にインドア因子とぼっちの間の有意な関係が示されたと考えられる。また、引きこもりの人の人間関係は、基本的信頼といわれる、親子(母子)の信頼関係が築けておらず、あらゆる人間関係で必要以上の精神的緊張状態を続けている(小柴,2002)。このように、緊張状態などの対人関係に対する意識を含めた検討を行っていくことで、この結果についてさらに深められる。

「個別性の自覚」については、「本来人間は一人であるという考えを持っている」といった個別性の自覚が強い者は、人間関係の構築に対し一種のあきらめのようなものがあり、ぼっちになりやすいということが考えられる。次に、「自分のことをわかってくれないと感じる」などの不理解・不共感が強いことと、ぼっちになることが影響しない結果について、大学生の友人関係における自己開示と孤独感の関係を検討した調査によると、自己を開示することによって孤独感を埋めることができるという結果が得られている(竹内,2010)。不理解・不共感によって孤独感を感じている者は、その孤独感を埋めるために自己開示という他人とのコミュニケーションをとる。これによってぼっちになることとの影響が見られないという結果になったのではないかと考えられる。しかし、竹内(2010)の研究で使われた孤独感尺度は本研究で使用した孤独感尺度と異なっており、孤独感尺度の検討についても今後行っていく必要がある。

終章

これまで、大学生について、今までの友人関係や現在の友人関係を形成するに至った経緯、友人関係の満足度、友人関係の形成の難しさについてまとめてきた。その結果、大学生の友人関係について、従来の調査よりも詳細に明らかにすることができた。

第1章では、近接コミュニケーション、遠隔コミュニケーションにおいて、ともに小学生から中学生、高校生になるにつれて発展することが確認された。小学生・中学生・高校生のそれぞれに質問紙調査を行った先行研究と同様に、大学生が過去の友人関係を振り返る形で行われた本調査においても、学年が上がるにつれてピア・グループが形成されやすくなることが確認されたと考えられる。第2章では、自分が長子的性質を持つほど、友人も同様に長子的性質を持っている傾向があるが、自分が未っ子的性質を持っている場合、友人の属性には関係しないことが読み取れた。第3章では、友人関係において素を出せる人ほど友人関係満足度が高く、気を遣う人ほど友人関係満足度が低い傾向にあることを見出せた。第4章では、本来人間は一人であるという考えを持っている者や、外出するのが少ないインドアな者ほど、ぼっちであることが考えられた。

また、本研究は大学生の友人関係の実態を解明することを試みたが、依然として明らかになっていない部分は多々ある。大学生の友人関係の発達については、ギャング・チャム・ピアグループが明確に分かれなかったが、これは質問紙の作成に問題があった。友人関係と兄弟役割の関係については、中間子特性を他と明確に区別することができなかった。また、「本来人間は一人であるという考えを持っている」といった個別性の自覚が強い者は、人間関係の構築に対し一種のあきらめのようなものがあり、ぼっちになりやすいと考えられるが、一方でぼっち経験があると人間関係に対するあきらめが生まれる可能性も否定できないため、大学生がぼっちに陥るメカニズムについてより詳細に検討することが求められる。

とはいえ、本研究は、大学生の友人関係について、兄弟役割の影響、コミュニケーションスタイルと満足度の関係、ぼっちになる要因など、先行研究であまり検討されてこなかった視点を提示しており、そこに意義がある。

方法に限界がみられたため、今後はこれらのテーマについて、発展的に研究がなされることが望まれる。

<注>

(1) 本分析は、九州大学大学院教育学部教育学系において、令和4年度前後期開講科目「教育調査法I演習」「教育調査法II演習」で行われた。

引用文献

新井博達・弘中由麻・近藤清美,2015「社交不安症状と対人的自己効力感が大学生のひきこもり親和性に与える影響」『パーソナリティ研究』24(1): 1-14.

千鳥雄太・村上達也,2015,「現代青年における“キャラ”を紹介した友人関係の実態と友人関係満足感の関連—“キャラ”に対する考え方を中心に—」『青年心理学研究』26(2): 129-146.

浜崎信行・依田明,1985,「出生順位と性格(2):3人きょうだいの場合」『横浜国立大学教育紀要』25: 187-196.

星名由美,2000,「友人関係における親密性尺度作成の試み(3-2『友人関係』)」『日本青年心理学大会発表論文』8: 40-41.

池田幸恭・葉山大地・高坂康雅・佐藤有耕,2013「大学内の友人関係における親密さと共有様式との関係」『青年心理学研究』24(2): 111-124.

小柴順子,2002「ひきこもりの若者の人間関係についての一考察」『川崎医療福祉学会誌』12: 139-145.

厚生労働省,2022「令和3年(2021)人口動態統計(確定)の概況」,(最終閲覧日 2023年4月2日, <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei21/index.html>).

武蔵由佳・川村茂雄,2021,「小学生,中学生,高校生における友人関係の発達的变化に関する研究」『学級経営心理学研究』10: 43-52.

永井暁行,2018「ソーシャルスキルと態度による大学生の友人との付き合い方の分類」『教育心理学研究』66: 54-66.

落合良行,1983「孤独感の類型判別尺度(LSO)の作成」『教育心理学研究』31(4): 332-336.

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(4): 354-363.

清水裕士,2016,「フリーの統計分析ソフト HAD: 機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案」『メディア・情報・コミュニケーション研究』1: 59-73.

下山晴彦編,1998,『教育心理学 II 発達と臨床援助の心理学』東京大学出版会.

鈴木凱亜・大知正直・榊剛史・坂田一郎,2018「ソーシャルメディア上のコミュニティ形成に対して個人の性格が与える影響」『人工知能学会全国大会論文集』32: 1-4.

鈴木貴美子・長江美代子,2012「大学生の友人関係のありかたとアイデンティティの発達」『日本赤十字豊田看護大学紀要』7: 133-144.

丹野宏昭・下斗米淳・松井豊,2010,「親密化過程における自己開示機能の探索的検討: 自己開示に対する願望・義務感の分析から」『対人社会心理学研究』5: 67-75.

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.

吉光正絵,2005「大学生の趣味と友人行動」『県立長崎シーボルト大学国際情報学部紀要』6: 315-326.