

仲間集団の排他性と学習意欲との関係に関する研究

－ 中高生を対象に －

有 倉 巳 幸 [鹿児島大学教育学系(教育実践総合センター)]

The relationship of peer group exclusivity and learning motive in junior and senior high school students

YUKURA Miyuki

キーワード：排他性規範、排他性欲求、仲間集団、学習意欲

【問題・目的】

有倉(2011, 2012, 2015)や有倉・乾(2007)有倉・中野(2014)では、排他性欲求および排他性規範が、学級への適応感や所属する仲間集団の適応感と関連することを明らかにしてきた。しかし、これらの指標は、学級や所属集団の全体的な適応感を測定しており、学習意欲や級友との関係など下位次元における適応のあり方との関連性までは検討していない。そこで、本研究では、先行研究の知見を踏まえ、中学生・高校生を対象に仲間集団の排他性と学習意欲(自ら学ぶ意欲)との関係について検討することを目的とする。

学級適応感に関する研究の概観

学校生活や学級についての適応感に関する研究は、これまで多くの検討がなされ、数多くの尺度が開発されてきた(e.g., 小泉, 1986; 河村, 1999; 三島, 2006; 石田, 2009)。小泉(1986)は、転校生の適応過程を検討するために、教育環境適応尺度を開発し、下位因子として「対クラス感情」「対人交流」「学業への関心」の3因子を抽出した。なお、有倉・乾(2007)および有倉(2011)で使用した学級適応感は、この尺度の改訂版である教育環境適応尺度Ⅱ(小泉, 1995)をもとに作成された。また、田崎・狩野(1985)は、児童を対象にスクールモラルテストを開発し、下位因子として「学級の雰囲気」「級友との関係」「学習意欲」の3因子を挙げた。河村(1999)は、学校生活満足度尺度を開発し、「承認・満足因子」「被侵害・不適応因子」の2因子を抽出した。伊藤・松井(2001)は、「学級活動への関与」「生徒間の親しさ」「学級内の不和」「学級への満足感」「自然

な自己開示」「学習への志向性」「規律正しさ」「学級内の公平さ」の下位尺度からなる学級風土質問紙を作成した。

三島(2006)は、小学校高学年を対象に階層型学級適応感尺度を構成した。この尺度はまず、「総合的適応感覚」によって大まかな学級適応状況を把握する。その際、問題があった児童に対してのみ、「友人関係」「心身不健康」「学習態度」の3因子から構成される下位尺度にて詳細に検討できるように工夫されている。また、石田(2009)は、妥当性の検証に他特性-他方法相関行列と方法を用いて、学級適応感尺度を開発している。この方法では、いくつかの構成概念を複数の方法(生徒評定と教師評定)で測定し、妥当性の検証としている。この研究では因子分析の結果、「友人関係」「学習関係」「学校全体」「教師関係」の4因子を抽出している。

友人関係・仲間集団と学習意欲、学業成績との関係に関する研究の概観

上記の研究はそのほとんどで、友人関係などの人間関係と学習(意欲や関心)が含まれている。これまでの研究でもこれら両者の関係はしばしば指摘され、その関連性の検討がなされてきた。上述した尺度を用いた研究においても、下位因子として抽出された友人関係と学習意欲の間には中程度の相関が得られている(e.g., 河村・田上, 1997; 石田, 2009)。

学校や学級における学習活動や学習外活動を考えると、平日はそのほとんどを同じクラスの同輩と行うため、これらの活動における適応感には、一緒に行うクラスの友人の影響が大きいと考えら

れる。加えて、近年、学習場面を取り巻く社会的文脈の重要性が認識され(石田, 2005)、例えばWentzel & Caldwell (1997)は、小学校6年生を対象に、相互選択関係、仲間からの受容、集団成員性と学業達成の関係を検討している。その結果、集団成員性は、同時期の学業成績(GPA-sixth)のみならず、1年後、2年後の学業成績(GPA-seventh, eighth)をも予測していた。併せて、彼女らは、仲間からの受容と学業成績との関係を説明する過程として、直接的影響と間接的影響の二つを挙げている。前者は、仲間同士互いに助け合うことや、学業スキルのモデルになることで、学業成績が向上するというものである。後者は、対人能力と学力の両方を予測する社会的・情緒的な要因である向社会的行動や情緒的な苦悩が媒介するというものである。

また、Wentzel (1998)は、小学校6年生を対象に、親や友人などのサポートが学業への動機づけや学業成績に及ぼす影響について検討した。彼女は、知覚されたサポートが動機づけを介して学業成績を高める(あるいは低める)パスと、知覚されたサポートが心理的な苦悩を介して動機づけを高め(あるいは低め)、学業成績へとつながるパスを仮定した。その結果、後者を支持していた。

中谷(2002)は、小学校5、6年生を対象に、社会的責任目標と友人関係からの受容を取り上げ、学習意欲や学業達成との関連を検討している。社会的責任目標とは、社会的な期待や役割を守ろうとする志向性のことを指し、社会的責任目標→社会的責任行動→友人関係→学業達成という友人関係を媒介する動機づけプロセスを検討している。その結果、社会的責任目標は社会的責任行動に有意な影響を及ぼし、この行動が友人からの受容を高めていた。また、教科学習への意欲は、社会的責任行動と友人からの受容の両方から正の影響を受けていた。

石田(2005)は、児童・生徒の友人関係が学業達成に及ぼす影響について文献展望を行っている。その中で、友人や仲間集団の影響について、友人や仲間集団の特徴の効果と友人関係の質の効果に分けられるとしている。前者は、友人からの受容や道具的、情緒的なサポートが学業への動機

づけや学業達成に影響を及ぼすことを検討したもので、後者は、友人関係そのものからもたらされる影響を検討したもので、親密性や援助性がもたらす効果であることを紹介している。

本研究で扱っている排他性、特に排他性規範は、親密性や援助性と同様に友人関係の質の効果を扱っているものと言え、仲間集団の排他性規範は、排他的な集団であることによって、学校生活時間内での情緒や感情に影響し、そのことが学業への動機づけや学業達成に影響を及ぼすものと考えられる。

自ら学ぶ意欲に関する研究

櫻井(2009)は、一般用語として定着している「自ら学ぶ意欲」を専門用語として定義づけ、「自ら学ぶ意欲のプロセスモデル」を提唱し、精力的に研究を行っている。

櫻井(2009)は、「自ら学ぶ意欲」を定義していくために、既存の動機づけ研究の知見を受けて整理した。まず、内発的-外発的動機という概念における二つの観点、「目的-手段(目標性)」「自律-他律(自発性)」を用い、整理を試みた。それによると、目的-手段によって、内発的動機は、学習することが目的であり、外発的動機は、学習することが手段であると位置づけられる。次に、自律-他律によって、内発的動機は、学習に自律的すなわち自由意思によって取り組む場合であり、外発的動機は、他律的すなわち主に他者からのプレッシャーによって仕方なく取り組む場合である。前者の目的-手段によって特徴づけられる内発的動機づけの特徴は、おもしろいから学ぶということであり、このおもしろい課題に自ら進んで取り組むのは当然のことであり、目的的事業であることは、自律的事業であることを包含しているとした。これに対して、後者の自律-他律によって特徴づけられる内発的動機づけの特徴は、自ら進んで学ぶということであり、この特徴は長期的な学び(日常の学び)に共通する姿勢を意味しているとした。そして、この特徴こそが「自ら進んで学ぶ」ということであると述べている。

しかし、櫻井(2009)は、目的-手段と自律-他律をクロスした場合に位置づけられる手段的で自律的事業は、手段的を重視すれば外発的動機

だが、自律的を重視すれば内発的動機になるとし、この動機をポジティブなものとしてとらえるならば、自律－他律の観点を重視すべきだと考え、自ら学ぶ意欲に取り入れた。目的－手段によって分けられるこの二つの自ら学ぶ意欲は、「自ら学ぶ意欲のプロセスモデル」における「知的好奇心」と「有能さへの欲求」とに相当すると考えられる。

さて、櫻井（2009）が提唱した「自ら学ぶ意欲のプロセスモデル」の全体像であるが、それによると、安心して学べる環境によって、人は学びに没頭でき、また、情報の入力によってこのモデルはスタートする。情報の入力で、欲求・動機レベルが活性化され、この動機の実現に向けて、学習行動レベルの多様な行動を積極的に行う。そして、この動機が実現したものと仮定し、その結果生じる認知・感情として、おもしろさや楽しさが喚起されたり、有能感が生じたりするとした。

仲間集団の排他性が学習意欲に及ぼす影響

上述した知見を踏まえて、本研究では、仲間集団の排他性が学習意欲に及ぼす影響について検討を行う。まず、有倉（2015）で作成した尺度について、性×校種ごとに基礎統計量を求め、平均値の比較を行う。次に、有倉（2015）で用いた指標である「仲間集団がもつ影響力の強さ」に加え、「仲間集団において自身がもつ影響力の強さ」についても検討を行う。有倉（2015）では、学級に対して仲間集団がもつ影響力が、排他性欲求や排他性規範と社会的動機づけの関係を媒介することが明らかとなった。また、有倉（2012）で明らかになったように、仲間集団の排他性が高い集団は、その集団内に地位の差があるととらえられており、その点で、仲間集団内での影響力の差が排他性欲求や排他性規範の高さに影響しているだろうと考えられる。

その上で、仲間集団の排他性の二つの指標が学習意欲にどのような影響を及ぼすのか、共分散構造分析を用いて検討を行う。その際、次のようなモデルを考える。まず、櫻井（2009）のプロセスモデルでも示されていた安心して学ぶ環境を構成するものとして、友人関係・仲間集団を位置づける。櫻井も指摘しているように、安心して学ぶ環境を構成しているものに、友人からの受容感があ

る。本研究では、この知見を受けて、友人関係・仲間集団の排他性が学校生活時間内の感情頻度に影響を及ぼしているという考えに援用する。つまり、友人関係・仲間集団の排他性（排他性欲求や排他性規範）は、仲間からの受容感に影響し、その受容感は、学校生活時間内にどのような感情が多く経験されるかにあらわれてくるであろう。そのため、ポジティブな感情を多く経験しているということは、まさに安心して学ぶ環境を構成しているであろうし、逆に、ネガティブな感情はそうした環境を悪化させるであろうと思われる。これらの感情は、自ら学ぶ意欲のプロセスモデルの最初である意欲・動機を喚起させ、学習行動を介して、結果として感情・認知に影響を及ぼすであろう。

なお、本研究では、性×校種別の違いや、仲間集団の影響力の強さおよび個人の影響力の強さが排他性に欲求や排他性規範に及ぼす影響など、有倉（2015）で示された知見についても、再度検討を行い、結果の安定性を検討する。

【方法】

調査対象者と調査時期

鹿児島県内の中学生および高校生計 1318 名であった。このうち、回答を望まなかった者や欠損値のなかった 1083 名（男子 579 名、女子 504 名）を分析に用いた。内訳は、中学 1 年生 306 名（男子 142 名、女子 164 名）、中学 2 年生 304 名（男子 143 名、女子 161 名）、中学 3 年生 63 名（男子 33 名、女子 30 名）、高校 1 年生 140 名（男子 90 名、女子 50 名）、高校 2 年生 135 名（男子 85 名、女子 50 名）、高校 3 年生 135 名（男子 86 名、女子 49 名）であった。中学校は 3 校に依頼し、1 校は、300 名程度の中規模校で、1 校は全校生徒数が 800 名程度の大規模校で、これらの学校へは、調査時期が年末に近かったので、受験への配慮から 3 年生には実施しなかった。もう 1 校は 1000 人弱の大規模校であった。高等学校は県立 2 校に依頼し、1 校は定員 350 人程度の地方の学校（工業科）、もう 1 校は、定員 150 人程度の学校（普通科）であった。なお、調査時期は 2012 年 6 月～2013 年 1 月であった。

質問紙の構成

1. フェイスシート

友人関係に関する調査という表題の下、アンケートの説明を記し、学校名、学年および性別を尋ねた。

2. 所属している仲間集団に関する質問

まず、「あなたのクラスの中で、休み時間や放課後によくいっしょにいる人を思い浮かべてください」とし、「以下の質問では、あなたと那些人たちをグループとみなして」回答するよう求めた。そして、自分以外の人の姓をイニシャルで表記させた。同一イニシャルには数字を付記させた。その上で、仲間集団のかけがえのなさ、重要度、魅力度、影響力の強さに加え、所属している仲間集団における自分の影響力の強さを単項目で回答させた。いずれも5件法であった。

3. 排他性規範

排他性規範の定義を踏まえ、有倉 (2015) にて作成した尺度である。全部で10項目からなる。5件法 (1: 全くあてはまらない～5: 非常によくあてはまる) を用いた。想起した仲間集団に該当する程度を尋ねる形式であったので、大問としては、2と同じカテゴリに含めた。

4. 学校生活時間内の感情

学校での生活時間 (クラブ活動など授業時間以外も含む) 内に、期待やさびしさなどの感情をどの程度感じているかを尋ねた。6項目から構成され、5件法 (1: 全く感じない～5: 非常に感じる) を用いた。想起した仲間集団に関する質問との関連性を考慮したので、大問としては、2と同じカテゴリに含めた。

5. 排他性欲求

排他性欲求の定義を踏まえ、有倉 (2015) にて作成した尺度である。全部で10項目から構成され、5件法 (1: 全くあてはまらない～5: 非常によくあてはまる) を用いた。

6. 自ら学ぶ意欲測定尺度 (欲求・動機)

櫻井 (2009) の自ら学ぶ意欲を測定する項目のうち、欲求・動機レベルの項目12項目を使用した。このレベルは、知的好奇心と有能さへの欲求から構成されている。櫻井同様、5件法 (1: 全くあてはまらない～5: 非常によくあてはまる) を用いた。

7. 自ら学ぶ意欲測定尺度 (認知・感情)

櫻井 (2009) の自ら学ぶ意欲を測定する項目のうち、認知・感情レベルの項目12項目を使用した。このレベルは、おもしろさと楽しさ、有能感から構成されている。櫻井同様、5件法 (1: 全くあてはまらない～5: 非常によくあてはまる) を用いた。なお、プロセスモデルを検証するためには本来、プロセスで扱う変数すべてを対象に入れるべきであろう。しかし、学校現場に依頼して、限られた時間の中で実施してもらうという研究の制約上の問題から、学習行動レベルの測定を行わなかった。

手続き

調査を実施した学校へは、校長宛の依頼文書を渡して、概要や留意点を訪問して説明し、許可を得た後、質問紙を郵送した。調査実施の留意点を、調査を依頼したクラス担任へ渡し、一斉に実施してもらった。調査実施にあたっては、回答は強制されるものでないこと、回答したくない場合は、表紙に記入後、そのままにしておいてよいこと、回答の途中で気分が悪くなったら回答をやめてよいなどの配慮を表紙に記し、クラス担任にも調査実施の留意点を読んでから実施してもらうよう依頼した。

【結果】

使用した尺度の内的整合性の検討

まず、本研究で使用した尺度の内的整合性を検討した。排他性欲求は、項目6「休み時間には、自分のグループ以外の人とも遊びたい」の項目－全体相関が有倉 (2015) 同様に低かったので除外し、9項目の合計を項目数で除して以下の分析に使用した。全9項目の内的整合性は $\alpha = .83$ となった。

排他性規範は、全10項目の内的整合性は $\alpha = .82$ となった。有倉 (2015) 同様に、各項目の分布を見ると、社会的には望ましくない内容から構成されていたため、代表値は低く、歪度はいずれの項目も高い正の値であった。

学校生活時間内の感情については、因子分析 (最尤法、プロマックス回転) を行ったところ、2因子を抽出した (因子抽出後の分散説明率54.92%)。第1因子は、さびしさ、不安、怒り、

落ち込みの各項目が高く負荷したので、ネガティブ感情と命名した ($\alpha = .80$)。第2因子は、期待、楽しさの各項目が高く負荷したので、ポジティブ感情と命名した ($\alpha = .59$)。いずれも合計値を項目数で除して以下の分析に使用した。

自ら学ぶ意欲測定尺度(欲求・動機)については、櫻井(2009)に従って、知的好奇心($\alpha = .89$)と有能さへの欲求($\alpha = .78$)の二つの下位尺度を構成した。いずれも合計値を項目数で除して以下の分析に使用した。また、自ら学ぶ意欲測定尺度(感情・認知)についても、同様におもしろさ・楽しさ($\alpha = .93$)と有能感($\alpha = .92$)の二つの下位尺度を構成した。いずれも合計値を項目数で除して以下の分析に使用した。

関連する尺度、指標の基礎統計量

Table 1には、性別×校種ごとの仲間集団に関する指標(友人の人数、かけがえのなさなど)、排他性両尺度、学校生活時間内の感情の両下位因子、自ら学ぶ意欲測定尺度の両下位尺度の平均と標準偏差を挙げた。その結果、自分を除いた仲間集団の人数は、男子で5.82人、女子で4.51人であり、有倉(2015)とほぼ同じであった。男女とも大きな人数を書いている生徒もいるので、最頻値を求めたところ、男子は4人、女子は3人であっ

た。分散分析の結果は、校種 ($F(1,1073)=11.34, p<.001$)、性 ($F(1,1073)=43.24, p<.001$) の主効果が有意であった。男子の方が女子よりも仲間集団の人数が多かった。なお、高校生男子の中に、人数の記載が適切でなかったため、人数のみ欠損値として扱った(6名)。

生徒にとって、仲間集団がどれくらいかけがえのないものであり、重要で魅力的なのかを確認するために、各指標の平均値を示した。有倉(2015)同様、いずれの指標も5に近く、生徒にとって価値ある集団であることがわかる。

学級において仲間集団がもつ影響力については、校種 ($F(1,1079)=7.58, p<.01$) および性 ($F(1,1079)=17.94, p<.001$) の主効果が有意であり、中学校の方が高等学校より、男子の方が女子より、所属している仲間集団が影響力をもっていると評価していた。

仲間集団における自身の影響力の強さについては、校種の主効果のみ有意であり、中学生 ($M=3.44$)の方が高校生 ($M=3.24$)より、自分の影響力が強いと認知していた ($F(1,1079)=10.46, p<.001$)。

次に、排他性欲求であるが、校種 ($F(1,1079)=35.31, p<.001$) および性 ($F(1,1079)=38.07, p<.001$) の主効果が有意であ

Table 1 性別×校種別の平均(標準偏差)

	男子 (573)		女子 (504)	
	中学生 (318)	高校生 (261)	中学生 (355)	高校生 (149)
仲間集団の人数	5.62 (2.80)	6.08 (3.30)	4.29 (2.38)	5.04 (2.70)
かけがえのなさ	4.58 (0.70)	4.59 (0.65)	4.60 (0.70)	4.80 (0.49)
重要度	4.64 (0.62)	4.63 (0.60)	4.72 (0.60)	4.82 (0.45)
集団の魅力	4.15 (0.92)	4.22 (0.85)	4.18 (0.89)	4.45 (0.74)
集団の影響力	3.57 (1.04)	3.34 (1.12)	3.21 (1.02)	3.06 (1.04)
個人の影響力	3.51 (0.93)	3.24 (1.02)	3.37 (0.94)	3.24 (0.95)
排他性欲求	2.39 (0.78)	2.06 (0.77)	2.68 (0.85)	2.40 (0.76)
排他性規範	1.48 (0.59)	1.43 (0.59)	1.55 (0.57)	1.40 (0.37)
ポジティブ感情	3.51 (1.00)	3.13 (0.98)	3.41 (0.93)	3.19 (0.91)
ネガティブ感情	1.99 (0.83)	2.08 (0.86)	2.24 (0.86)	2.35 (0.79)
知的好奇心	3.65 (0.85)	3.33 (0.86)	3.46 (0.83)	3.54 (0.75)
有能さへの欲求	4.00 (0.87)	3.83 (0.90)	3.96 (0.84)	3.99 (0.72)
おもしろさ・楽しさ	3.13 (1.03)	2.63 (0.98)	2.93 (1.02)	2.91 (0.90)
有能感	2.52 (0.99)	2.06 (0.86)	2.28 (0.92)	2.21 (0.85)

Note. 上2行の()はN, 各変数の()内は標準偏差である。

り、中学校 ($M=2.54$) の方が高等学校 ($M=2.18$) より、女子 ($M=2.60$) の方が男子 ($M=2.24$) より、それぞれ排他性欲求が強かったと評価していた。中学校の方が高等学校より排他性欲求が強いという結果は、有倉 (2015) と同様であった。一方、排他性規範は、校種の主効果のみ有意であり、中学生 ($M=1.52$) の方が高校生 ($M=1.42$) より、所属集団の排他性規範が強いと評価していた ($F(1,1079)=7.83, p<.01$)。有倉 (2015) では男子の方が女子より排他性規範が強いと評価していたが、本研究では性差はみられなかった。

ポジティブ感情は、校種の主効果のみ有意であり、中学生 ($M=3.46$) の方が高校生 ($M=3.15$) より、学校生活時間の中でポジティブ感情を多く感じていると評価していた ($F(1,1079)=23.18, p<.001$)。一方、ネガティブ感情は、性の主効果のみ有意であり、女子 ($M=2.27$) の方が男子 ($M=2.03$) より、学校生活時間の中でネガティブ感情を多く感じていると評価していた ($F(1,1079)=23.11, p<.001$)。

自ら学ぶ意欲 (欲求・動機) の下位因子である知的好奇心については、校種 ($F(1,1079)=4.79, p<.05$) と交互作用 ($F(1,1079)=14.05, p<.001$) が有意であった。下位検定を行ったところ、中学生では、男子の方が女子より、高校生は女子の方が男子より知的好奇心が強かった。自ら学ぶ意欲 (欲求・動機) の下位因子である有能さへの欲求については、有意な効果は認められなかった。一方、自ら学ぶ意欲 (感情・認知) の下位因子であるおもしろさ・楽しさについては、校種 ($F(1,1079)=17.05, p<.001$) と交互作用 ($F(1,1079)=14.04, p<.001$) が有意であった。下位検定を行ったところ、中学生では、男子の方が女子より、高校生は女子の方が男子よりおもしろさ・楽しさ得点が高かった。

自ら学ぶ意欲 (感情・認知) の下位因子である有能感も、校種 ($F(1,1079)=19.86, p<.001$) と交互作用 ($F(1,1079)=10.80, p<.001$) が有意であった。下位検定を行ったところ、中学生では、男子の方が女子より、高校生は女子の方が男子より有能感が高かった。

仲間集団の影響力の強さ、個人の影響力の強さと排他性の関係

学級における仲間集団の影響力の強さが排他性に及ぼす影響を検討するために、仲間集団の影響力 (強・中・弱) \times 性の 2 要因分散分析を行った。まず、排他性欲求では、仲間集団の影響力 ($F(1,1079)=3.59, p<.05$)、性 ($F(1,1079)=52.43, p<.001$) それぞれの主効果が有意であり、強群の方が弱群や中群より排他性欲求が強かった (Figure 1)。一方、排他性規範では、仲間集団の影響力 ($F(1,1079)=3.84, p<.05$)、性 ($F(1,1079)=4.79, p<.05$) それぞれの主効果が有意であり、強群の方が、弱群より排他性規範が強かった (Figure 2)。

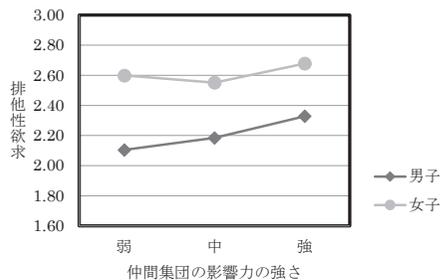


Figure 1 仲間集団の影響力と性が排他性欲求に及ぼす効果

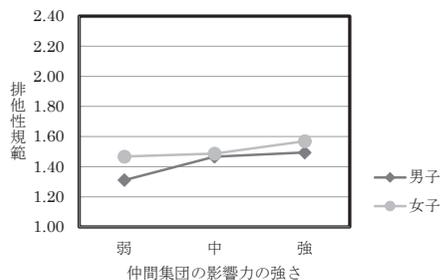


Figure 2 仲間集団の影響力と性が排他性規範に及ぼす効果

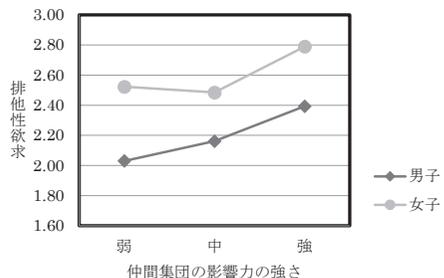


Figure 3 回答者自身の影響力と性が排他性欲求に及ぼす効果

同様に、仲間集団における回答者自身の影響力

の強さが排他性に及ぼす影響を検討するために、回答者自身の影響力（強・中・弱）×性の2要因分散分析を行った。まず、排他性欲求では、回答者自身の影響力（ $F(1,1079)=15.16, p<.001$ ）、性（ $F(1,1079)=46.62, p<.001$ ）それぞれの主効果が有意であり、強群の方が弱群や中群より排他性欲求が強かった（Figure 3）。一方、排他性規範では、性（ $F(1,1079)=4.79, p<.05$ ）の主効果のみが有意であった。いずれの影響力も交互作用は有意でなかった（Figure 4）。

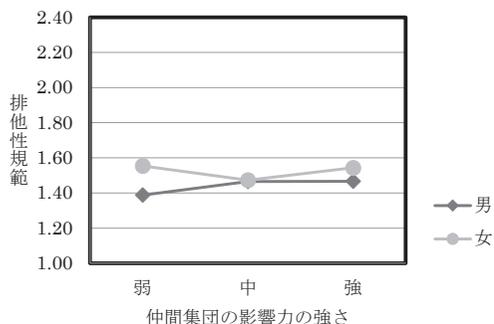


Figure 4 回答者自身の影響力と性が排他性規範に及ぼす効果

なお、影響力の強さの両指標と仲間集団の人数との相関を求めたところ、学級における仲間集団の影響力では、中学生男子、中学生女子、高校生男子は、有意な正の相関が見られたが（それぞれ順に $r=.21, .27, .26$, いずれも $p<.001$ ）、高校生女子においては有意な相関が得られなかった。一方、仲間集団における本人の影響力では、中学生男子、高校生男子は、有意な正の相関が見られたが（そ

れぞれ順に $r=.14, .14$, いずれも $p<.05$ ）、女子はいずれも有意な相関が得られなかった。

仲間集団の排他性と自ら学ぶ意欲との共分散構造モデル

仲間集団の排他性の両指標が自ら学ぶ意欲とどのように関連しているのかを検討するため、モデルを構成し、共分散構造分析による検討を行った。その際、仲間集団の排他性は、直接、自ら学ぶ意欲へとつながるのではなく、学校生活時間内の感情（頻度）を媒介して、間接的につながっていくと仮定した。なぜならば、友人関係・仲間関係のあり方（排他性）は、学校生活時間での楽しさや不安を高め、その結果、学習活動へ影響すると考えたからである。モデル構成にあたっては、櫻井（2009）から自ら学ぶ意欲尺度の欲求・動機面と感情・認知面の両潜在変数を仮定したモデルを構成した。校種×性ごとに、モデルを検討し、最も適合度の高いモデルを Figure 5～Figure 8 に示した。なお、図では誤差変数、攪乱変数は省いた。

まず、中学生男子であるが、Figure 5にあるように、排他性欲求からポジティブ感情へ、排他性規範からネガティブ感情へとパスが有意であり、そのうちのポジティブ感情から自ら学ぶ意欲（欲求・動機）へのパスが有意であった（いずれも $p<.001$ ）。また、適合度は十分であると言えよう（ $GFI=.95, AGFI=.91, RMSEA=.09$ ）。

中学生女子では、Figure 6にあるように、排他性欲求からポジティブ感情へ正のパス（ $p<.05$ ）、ネガティブ感情に負のパス（ $p<.001$ ）、さらに排他

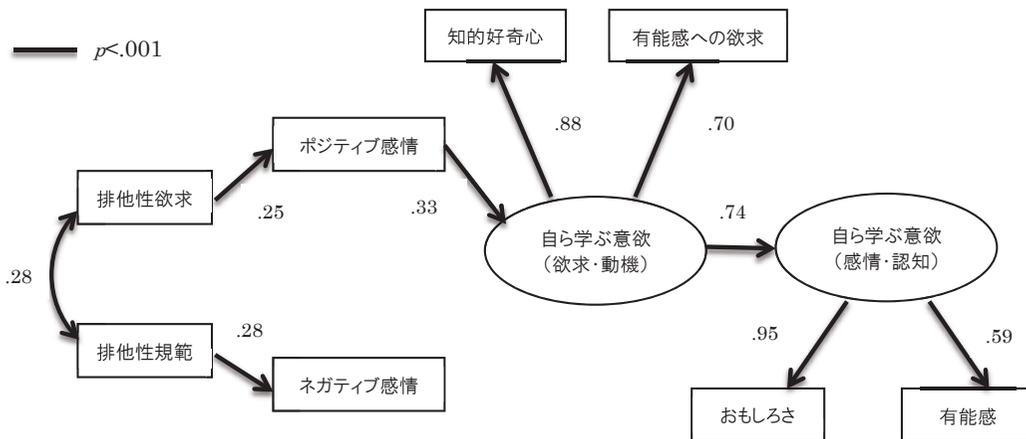


Figure 5 排他性が自ら学ぶ意欲に及ぼすモデル（中学生男子）

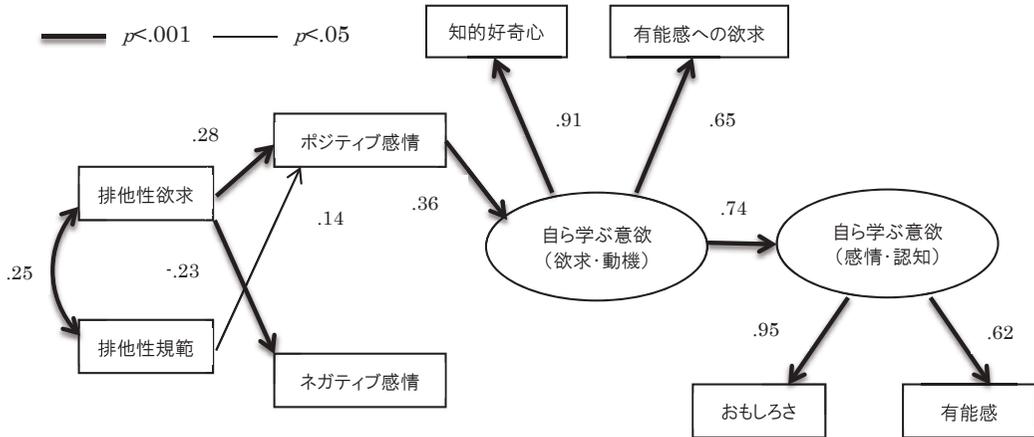


Figure 6 排他性が自ら学ぶ意欲に及ぼすモデル (中学生女子)

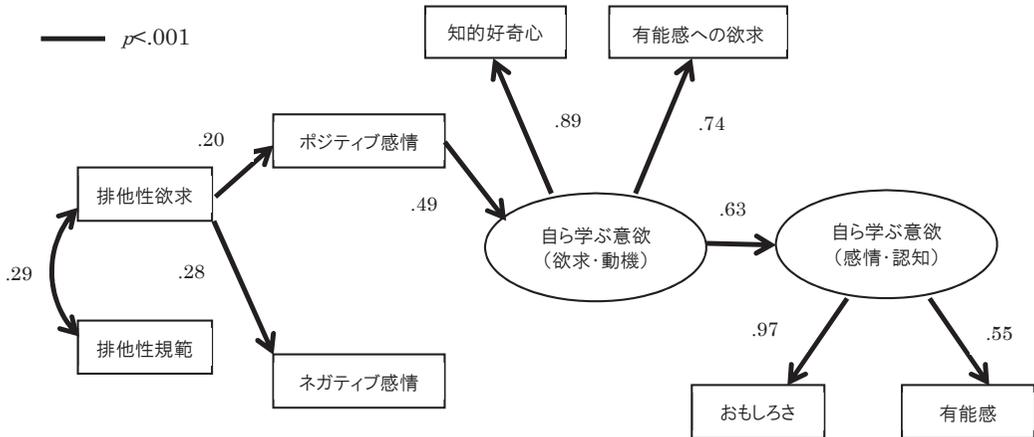


Figure 7 排他性が自ら学ぶ意欲に及ぼすモデル (高校生男子)

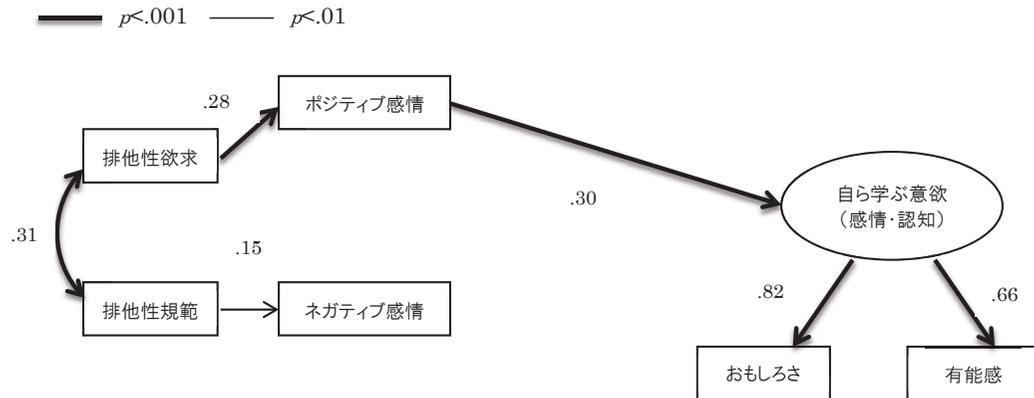


Figure 8 排他性が自ら学ぶ意欲に及ぼすモデル (高校生女子)

性規範からポジティブ感情への正のパス ($p<.001$) が有意であり、そのうちのポジティブ感情から自ら学ぶ意欲 (欲求・動機) へのパスが有意であった (いずれも $p<.001$)。また、適合度は十分であると言えよう ($GFI=.96, AGFI=.93, RMSEA=.08$)。

高校生男子であるが、Figure 7にあるように、排他性欲求からポジティブ感情へ、排他性規範からネガティブ感情へとパスが有意であり、そのうちのポジティブ感情から自ら学ぶ意欲 (欲求・動機) へのパスが有意であった (いずれも $p<.001$)。また、適合度は十分であると言えよう ($GFI=.97, AGFI=.94, RMSEA=.06$)。

最後に、高校生女子では、Figure 8にあるように、排他性欲求からポジティブ感情へ正のパス ($p<.001$)、排他性規範からポジティブ感情への正のパス ($p<.01$) が、それぞれ有意であり、そのうちのポジティブ感情から自ら学ぶ意欲 (欲求・動機) とは結びつかず、自ら学ぶ意欲 (感情・認知) へのパスのみが有意であった (いずれも $p<.001$)。このモデルの適合度は、 $GFI=.97, AGFI=.94, RMSEA=.06$ であり、十分であると言えよう。

【考察】

性×校種による検討

本研究においても、これまでと同様に使用した各尺度、各指標について性×校種の2要因分散分析を行った。その結果、自分を除いた仲間集団の人数は、男女とも有倉 (2015) とほぼ同じであり、この指標は、質問形式によって、得られる結果に違いが見られることが示唆されよう。

学級において仲間集団がもつ影響力については、中学生の方が高校生より、男子の方が女子より強いと評価していたが、性差については、有倉 (2015) と同様の結果であった。この結果については、男子においては、仲間集団がもつ影響力と自分を除いた仲間集団の人数との間に有意な正の相関が得られたことを踏まえると、少なからず仲間集団のサイズが影響しているものと考えられよう。つまり、ゲームなど活動を介してつながる男子の友人関係においては、学級内で一緒に遊ぶ仲間の人数は、勢力の大きさを意味しており、そのことが影響力の認知の背景にあると考えられる。

一方で、女子は男子より小集団を構成することもあり、人数といった仲間集団の外部からでも明らかな指標より、所属する仲間集団が学級内の他の仲間集団からどのように見られているのか、そうしたことがむしろ影響力の認知の背景にあると言えよう。

仲間集団における回答者の影響力については、性差のみが有意であり、男子の方が女子よりも強いと評価していた。この結果についても、仲間集団のサイズの影響を考慮してもよいかもかもしれない。仲間集団がもつ影響力を制御変数とした偏相関を求めたところ、男子において有意であった回答者の影響力と仲間集団のサイズとの相関が見られなくなった。男子においては、人数の多さが仲間集団の影響力を高めていると考え、そのことによって回答者の影響力を高く認知しているのかもしれない。女子においては、仲間集団の影響力も、仲間集団における回答者の影響力も仲間集団のサイズとは関連していなかった。女子の場合は、先に述べたように人数の多さは集団の影響力とは関連せず、回答者の影響力は、能力の高さや外見などへの関心など回答者自身の傾性や、その仲間集団の他のメンバーとの関係性の中で強まるものと考えられよう。もちろん、男子においても少なからず該当するが、人数との関係が見られなかった女子においては、男子以上に該当するものと思われる。

排他性欲求や排他性規範については、有倉 (2015) と同じ尺度を用いたが、排他性欲求については、女子の方が男子より高く、また、排他性規範においては、性差が見られなかった。有倉 (2015) の結果も踏まえると、サンプルの特徴が影響しているかもしれない。近年、学校現場での調査研究には倫理的な問題や、多忙さ故の制約があり、無作為抽出を行うことが難しくなっている。本研究でも普段からの協力関係にある学校を中心に調査を依頼してきたので、ある程度のサンプルが得られたが、偏りがあることは否めない。学校に負担をかけず、かつ、研究成果が学校現場の諸課題の解決に資することを伝えていき、研究を継続していくことが求められよう。

仲間集団の影響力の強さ、個人の影響力の強さと

排他性の関係

本研究では、学級における仲間集団の影響力の強さや仲間集団における回答者個人の影響力の強さが排他性欲求や排他性規範に及ぼす影響について検討を行った。その結果、影響力の強さはいずれも排他性に影響を及ぼしていたことが明らかとなった。いずれも影響力を強く認知するほど、排他性欲求や排他性規範が強まることが明らかとなり、仲間集団の排他性が、集団内外の影響力と関連していることが改めて示された。

有倉 (2015) では、所属している仲間集団の影響力が弱い場合、回避的動機づけが排他性欲求を高めている傾向が見られていたが、この結果と併せて考えると、学級において影響力の弱い仲間集団は、集団内で少なくとも回答者は、メンバーとの間で意見の対立や不一致を生じさせないように考えてまとまっているものと思われ、メンバーから排除されることを恐れて排他性欲求を高めているものと思われる。三島 (2004) は、児童・生徒の友人選択において、ピリヤード現象という可能性を指摘していたが、有倉 (2015) および本研究で得られた知見からは、そうした現象によって実際に排他性欲求を高める児童・生徒がいることを窺わせる。

また、本研究では新たに取上げた仲間集団内における個人の影響力の強さも、排他性欲求や排他性規範を高めていたことが示された。上述したように、仲間集団内における個人の影響力の強さは、学級における仲間集団の影響力の強さと相関しており、影響力を強く認知するという個人の傾性の影響が窺える。しかし、集団外に及ぼす影響は、必ずしも集団内に及ぼす影響と同一ではない。学級において影響力の弱い仲間集団内で排他性欲求を高めている生徒が、代償的に仲間集団内で他のメンバーに対して影響力を行使し、排他性規範の強い、階層性、閉鎖性の高い仲間集団を構成している可能性も考えられよう。

今後は、仲間集団内外の影響力の強さがそれぞれでどうであると、仲間集団は排他性を強めないのか、つまり、親密性を維持しつつ、外部との関係性が開かれていくのか、社会的動機づけの影響も考慮しながら、検討していくことが求められよ

う。

仲間集団の排他性と自ら学ぶ意欲との関連性

本研究では、櫻井 (2009) の自ら学ぶ意欲のプロセスモデルを援用して、仲間集団の排他性が自ら学ぶ意欲にどのように影響するのかを検討した。その際、自ら学ぶ意欲は、安心して学ぶ環境が背景にあって高まることを踏まえ、この安心して学ぶ環境を構成する一因として友人関係の排他性を取り上げ、検討を行った。

安心して学ぶ環境を構成するためには、教師や仲間など学校や学級において重要な他者との関わりは欠かせない。友人関係から得られる受容感が学習意欲や学業成績を予測していたという知見 (Wentzel & Caldwell, 1997; 中谷, 2002) を踏まえると、受容感を高める友人関係・仲間集団の特徴や質について検討することは重要であり、その質をとらえるものとして、本研究では、排他性欲求および排他性規範を取り上げた。そして、仲間集団の排他性は、学校生活時間内の感情の頻度に影響を及ぼし、そのことが学習意欲の高さへとつながると考えた。

共分散構造分析を用いて、校種×性ごとに検討した結果、総じて、仲間集団の排他性欲求はポジティブな感情頻度と、排他性規範はネガティブな感情頻度と関連し、前者は、自ら学ぶ意欲の欲求・動機面を高めていたことが示された。しかし、後者については、欲求・動機面に影響を及ぼすまでには至らなかった。また、校種×性ごとに見てみると、高校生女子においては、ポジティブな感情頻度が、欲求・動機面には関連せず、感情・認知面に直接正の影響を及ぼしていた。

これらの結果から、友人関係・仲間集団の排他性を取り入れたモデルがある程度、仲間からの受容感と学習意欲の関係を検討する上で適合性をもっていることが示唆されたと言えよう。ただし、仲間集団の排他性欲求のみであり、排他性規範がネガティブな感情頻度を高めていたものの、自ら学ぶ意欲の欲求・動機面に影響を及ぼしていなかったことについては、更なる検討が必要かもしれない。

影響が見られなかった理由として、まず、排他性規範の尺度の問題が考えられる。有倉 (2015)

で作成した中高生版排他性規範尺度は、その定義を踏まえ、尺度化を図ったが、平均値が低く、床効果を示しており、その強さを十分に測定できているとは言いがたい。そのため、本来の関係性が見られていないのかもしれない。今後、尺度の社会的望ましさを考慮しながら、改善を図っていく必要がある。

また、構成概念間の問題も考えられよう。自ら学ぶ意欲は、それ自体、ポジティブな概念であり、そのことがやはりポジティブな概念であったポジティブ感情との分散が共有されていたためであったかもしれない。本研究で採用した感情頻度は、因子分析の結果、ポジティブ感情とネガティブ感情の2因子を抽出した。ポジティブ感情は、期待、楽しさから、ネガティブ感情は、さびしさ、不安、怒り、落ち込みから構成されていた。両因子間の相関は、無相関であり、学校におけるこれらの感情経験は独立していた。本来は経験頻度であるため、負の相関が見られる可能性が十分考えられるのであるが、各項目独立に頻度を測定したことが影響したのかもしれない。加えて、測定指標としては、頻度をとり上げたが、感情についてはその強度も重要な指標である。今後は、測定の仕方に加え、感情の強度も考慮した検討を図っていく必要がある。

【引用文献】

- 石田靖彦 (2005). 児童・生徒の友人関係が学業達成に及ぼす影響 愛知教育大学研究報告(教育科学編), **54**, 109-115.
- 石田靖彦 (2009). 学校適応感尺度の作成と信頼性、妥当性の検討—生徒評定と教師評定を用いた他特性—他方法相関行列からの検討— 愛知教育大学教育実践総合センター紀要, **12**, 287-292.
- 伊藤亜矢子・松井 仁 (2001). 学級風土質問紙の作成 教育心理学研究, **49**, 449-457.
- 河村茂雄 (1999). 生徒の援助ニーズを把握するための尺度の開発(1)—学校生活満足度尺度(中学生用)の作成— カウンセリング研究, **32**, 274-282.
- 河村茂雄・田上不二夫 (1997). 児童のスクール・モラルと担任教師の勢力資源認知との関係についての調査研究 カウンセリング研究, **30**, 11-17.
- 小泉令三 (1986). 転校児童の新しい学校への適応過程教育 心理学研究, **43**, 58-67.
- 小泉令三 (1995). 小学校高学年から中学校における学級適応感の横断的検討 福岡教育大学紀要, **44**, 295-303.
- 三島浩路 (2004). 友人関係における親密性と排他性—排他性に関連する問題を中心に— 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), **51**, 223-231.
- 三島浩路 (2006). 階層型学級適応感尺度の作成—小学校高学年用— カウンセリング研究, **39**, 81-90.
- 中谷素之 (2002). 児童の社会的責任目標と友人関係、学業達成の関連—友人関係を媒介とした動機づけプロセスの検討— 性格心理学研究, **10**, 110-111.
- 櫻井茂男 (2009). 自ら学ぶ意欲の心理学—キャリア発達の視点を加えて— 有斐閣
- 田崎敏昭・狩野素朗 (1985). 学級集団における大局的構造特性と児童のモラル 教育心理学研究, **33**, 177-182.
- Wentzel, K. R. (1998). Social relationships and motivation in middle school: The role of parents, teachers, and peers. *Journal of Educational Psychology*, **90**, 202-209.
- Wentzel, K. R., & Caldwell, K. A. (1997). Friendships, peer acceptance, and group membership: Relations to academic achievement in middle school. *Child Development*, **68**, 1198-1209.
- 有倉巳幸 (2011). 生徒の仲間集団の排他性に関する研究、鹿児島大学教育学部教育実践研究紀要, **21**, 161-172.
- 有倉巳幸 (2012). 中学生の仲間集団の排他性に関する研究 鹿児島大学教育学部研究紀要(教育科学編), **63**, 29-41.
- 有倉巳幸 (2015). 中高生版仲間集団排他性尺度の開発 鹿児島大学教育学部教育実践研究紀要, **24**, 227-238.
- 有倉巳幸・乾 丈太 (2007). 児童・生徒の友人

関係の排他性に関する研究、鹿児島大学教育学部研究紀要（教育科学編）、**58**, 101-107.

有倉巳幸・中野秀敏（2014）. 中学生の仲間集団の排他性に関する研究（2）－教師を対象にしたシナリオ実験－, 鹿児島大学教育学部教育実践研究紀要, **23**, 181-192.

注1) 本論文は、平成22～24年度科学研究費基盤研究(c)課題番号22530673の助成を受けた。

注2) 本論文の一部は、日本社会心理学会第54回大会にて発表された。