

部活動における生徒の動機づけと指導者の リーダーシップとの関係^{1,2}

鈴木 雅之³ 荒俣 祐介⁴ 横浜国立大学

Relationship between students' motivation and instructors' leadership in school-based extracurricular activities

Masayuki Suzuki and Yusuke Aramata (Yokohama National University)

The purpose of the present study was to develop a scale for measuring motivation in school-based extracurricular activities/clubs based on organismic integration theory, and to examine the relationship between students' motivation and instructors' leadership. In study 1, 304 high school students completed the questionnaire. The results of an explanatory factor analysis identified 5 factors: intrinsic regulation, identified regulation, introjected regulation, external regulation, and non-regulation. In study 2, 870 high school students completed the questionnaire. The results of multilevel analyses indicated that the instructors' leadership to maintain interpersonal relations and guide club members was positively correlated with students' intrinsic regulation and identified regulation, and negatively correlated with their non-regulation. Furthermore, the results indicated that students' perception of their instructors' leadership to maintain interpersonal relations and guide club members was positively correlated with students' intrinsic regulation and identified regulation, and negatively correlated with their non-regulation.

Key words: school-based extracurricular activity, organismic integration theory, motivation, leadership.

The Japanese Journal of Psychology

J-STAGE Advanced published date: January 31, 2021

中学校と高等学校における部活動は、教育課程外の活動でありながら、2017年度では中学生の約92%、高校生の約81%が部活動に所属しており（スポーツ庁, 2018）、部活動に参加することは生徒に様々な影響を与えると考えられている。部活動の効果について検討した研究は運動部に焦点を当てたものが多く（レビューとして、今宿・朝倉・作野・嶋崎, 2019）、そ

れらの研究では、学校適応感（白松, 1995）やライフスキルの獲得（上野・中込, 1998）、学業における達成目標および授業満足感（竹村・前原・小林, 2007）などに肯定的な効果があることが示されている。一方で、運動部であっても文化部であっても、部活動に単に参加しているだけでは効果はなく、積極的に参加していることが重要であると示されている（藤原・河村, 2016; 岡田, 2009; 角谷・無藤, 2001）。したがって、部活動を通して生徒に肯定的な効果をもたらすためには、部活動への積極性を高めることが重要といえる。

しかし、部活動に積極的になる理由は生徒によって様々であることから、生徒の多様な動機づけを捉えることがより重要と考えられる。そこで本研究では、自己決定理論（Deci & Ryan, 2002）の下位理論である有機的統合理論に着目し、部活動における生徒の動機づけを測定するための尺度を作成する。また、生徒の動機づけと指導者のリーダーシップとの関係についても検討し、指導者の関わり方について示唆を得ることを目的とする。

Correspondence concerning this article should be sent to: Masayuki Suzuki, Yokohama National University, Tokiwadai, Hodogaya-ku, Yokohama 240-8501, Japan. (E-mail: suzuki-masayuki-mt@ynu.ac.jp)

¹ 本論文は、第2著者が横浜国立大学大学院教育学研究科に提出した修士論文のデータを第1著者が再分析し、大幅に加筆・修正したものである。

² 本研究はJSPS科研費（基盤研究（A）JP16H02051）の支援を受けて行われた。

³ 調査にご協力いただいた生徒の皆様、先生方に心より御礼申し上げます。また、研究の遂行にあたり、西村 多磨先生（高知工科大学）に貴重なご意見を賜りました。記して謝意を表します。

⁴ 現所属：横浜ビー・コルセアーズ

有機的統合理論

有機的統合理論では活動に対する価値に着目し、価値の内在化の程度（自律性の程度）によって、外発的動機づけが外的調整と取り入的調整、同一化的調整の3つに細分化される。外的調整は従来の外発的動機づけに相当し、賞罰に基づく動機づけである。取り入的調整は恥の回避などの自我に関連の深い動機づけであり、同一化的調整は活動自体の重要性を認識した動機づけである。また有機的統合理論では、内発的動機づけと非動機づけに相当する調整スタイルとして、それぞれ内的調整と無調整が提案されている。無調整とは、「部活動に参加したいと思わない」など、活動の価値が見いだせずに、活動に参加しようとする意図が欠如している状態である。

これらの調整スタイルは、自律性の高い順に、内的調整、同一化的調整、取り入的調整、外的調整、無調整と一次元上に並ぶ。また、行動の始発が自己の内部か外部かによって、これらの調整スタイルは分類可能とされている。すなわち、自己の内部から行動が始発されると想定されている内的調整と同一化的調整は自律的動機づけ、行動の始発が外部とされている取り入的調整と外的調整は統制的動機づけと呼ばれる。

有機的統合理論に関する研究では、自律性の高い調整スタイルほど、適応的な変数との関連が強いことが示されている（西村, 2019）。たとえば学習領域では、自律性の高い調整スタイルは学業達成や学校適応などを高めることが示されている（西村・櫻井, 2013; Walls & Little, 2005）。また、有機的統合理論は学習領域のみならず、教師の指導（Roth, Assor, Kanat-Maymon, & Kaplan, 2007）や、選挙での投票行動（Losier, Perreault, Koestner, & Vallerand, 2001）、老年期の社会的活動（堀口・小玉, 2014）など、様々な領域に応用されている。

本研究と関わりが深いところでは、運動やスポーツに対する動機づけに関する研究が行われている（レビューとして、Teixeira, Carraça, Markland, Silva, & Ryan, 2012）。たとえばLonsdale, Hodge, & Rose (2009)は、アスリートを対象に調査を行い、自律的動機づけはバーンアウトと負の関連、統制的動機づけは正の関連を持つことを示している。また、外山・湯 (2019)は運動部に所属する大学生を対象に調査を行い、主将のリーダーシップが低い集団では関連が弱くなる可能性があるものの、一般的な傾向として、運動することに対する自律的動機づけの高い学生ほど適応感が高いことを示している。これらの知見から、部活動においても、自律性の高い動機づけを高めることが重要と考えられる。

部活動における指導者の関わり

部活動における生徒の動機づけに影響を与える要因として、指導者の関わりは重要と考えられる。たとえば青木 (1989) は、指導者への満足が部活動の継続・退部の意思決定と関連することを示している。また松井 (2014) は、指導者のフィードバックが、生徒の内発的動機づけと関連することを示している。

ただし、これらの研究は運動部のみを対象に行われたものである。運動部と文化部双方を対象にした研究では、指導者のリーダーシップに着目したものが多い。たとえば松原 (1990) は、中学校の部活動で顧問をしている教師を対象に調査を行い、顧問の課題達成行動（P行動）と集団維持行動（M行動）はそれぞれ、教師-生徒関係と部員の練習態度を良好にすることが示唆されている。

また渡辺・大重 (2011) は、部活動に所属している中学生を対象に調査を行い、顧問のリーダーシップと部活動満足感、学校適応との関連について検討している。渡辺・大重 (2011) は、主将のリーダーシップ尺度（吉村, 2005）を顧問用に修正し、因子分析を行った結果、顧問のリーダーシップとして、人間関係作りに関わる行動である「人間関係の調整」、競技に必要な技術の指導である「技術指導」、部員の規範についての指導である「規範的指導」の3因子が得られている。そして、人間関係の調整と技術指導、規範的指導それぞれが、部活動満足感と学校適応感を高める上で重要であると示されている。

本研究の目的

これまで、運動動機づけやスポーツ動機づけを測定するための、有機的統合理論に基づいた尺度は作成されてきた。しかし、文化部にも適用可能な、部活動そのものに対する動機づけ尺度は作成されてこなかった。そこで研究1では、運動部と文化部の双方に適用可能な、有機的統合理論に基づいた「部活動における動機づけ尺度」を作成し、妥当性・信頼性を検証する。有機的統合理論に基づいた尺度を作成することで、生徒の多様な動機づけに着目した研究が可能となり、部活動についてより精緻な検討を行うことができる。また研究2では、指導者のリーダーシップと生徒の動機づけの関連について検討する。適応的な変数と関連の深い自律的な動機づけを促す指導者の関わりを明らかにすることで、部活動における指導のあり方について有用な示唆が得られると考えられる。

研究1

有機的統合理論に基づいた動機づけ尺度を作成し、部活動への傾倒と基本的心理欲求充足との関係について検討する。傾倒は積極性の指標として先行研究で扱

われており(岡田, 2009), 部活動に傾倒している生徒ほど適応感が高いことが示されている。有機的統合理論に関する研究では, 自律性の高い調整スタイルほど適応感を高めることが示されていることから, 傾倒は自律的動機づけ(内的調整と同一化的調整)と正の相関, 統制的動機づけ(取り入的調整と外的調整)や無調整とは負の相関を示すと考えられる。また, 自己決定理論の下位理論である基本的心理欲求理論では, 自律性と有能感, 関係性への欲求を基本的心理欲求としており, これら3つの欲求を満たすことが, 自律性の高い動機づけを形成させる上で重要であるとされている(Ryan, Williams, Patrick, & Deci, 2009)。そのため, これら3つの欲求が部活動で充足されている生徒ほど自律的動機づけが高く, 統制的動機づけと無調整は低いことが予測される。

方法

調査参加者 首都圏にある高校1校で, 部活動に所属している2年生304名(男子161名, 女子141名, 無回答による性別不明者2名; 運動部195名, 文化部88名, 無回答による不明者21名)を対象に調査を行った。

手続き 学校長および担当教諭に対して研究趣旨を説明し, 協力を依頼した。実施については, 担当教諭に対して依頼書と実施方法についての文書を渡し, 学級ごとに調査が行われた。研究協力の同意は学校単位で得たため, 生徒個人から同意を得る手続きは行わなかったが, 質問紙の表紙には, 質問紙への回答は任意であり, 回答したくない質問があれば飛ばしても構わないことを明記した。また, 調査は無記名で行われた。

調査内容 研究1では, 以下の尺度から構成された質問紙を使用した。

部活動における動機づけ 有機的統合理論を基に作成された運動動機づけやスポーツ動機づけに関する尺度(Markland & Tobin, 2004; 松本・竹中・高家, 2003; Pelletier et al., 1995; 渡辺, 2014)と, 学習動機づけ尺度(西村・河村・櫻井, 2011; 岡田・中谷, 2006)を参考に, 第1著者と第2著者が部活動における生徒の動機づけを測定するための項目を52項目作成した。その後, 有機的統合理論に基づく学習動機づけ尺度を作成した経験のある, 教育心理学の専門家1名にエキスパートチェックを依頼し, 項目の修正や, 内容が重複している項目の削除を行った。その結果, 46項目からなる原案が作成された。回答は「1. あてはまらない」から「5. あてはまる」の5件法で求めた。

部活動への傾倒 岡田(2009)で使用された部活動への傾倒尺度(「部活には自主的に参加している」など4項目)を使用した。回答は「1. あてはまらない」から「5. あてはまる」の5件法で求めた。

基本的心理欲求充足 基本的心理欲求が部活動で満

たされている程度を測定するために, 西村・櫻井(2015)が作成した基本的心理欲求充足尺度を, 部活動場面に合うように一部の項目の表現を修正して使用した。この尺度は, 有能感(「私は, 能力のある人間だと感じている」など4項目)と関係性(「私は, まわりの人と友好的な関係を築いていると思う」など4項目), 自律性(「私は, 自分の意見や考えを, 自分から自由に言えていると思う」など4項目)の3因子12項目からなり, 回答は「1. あてはまらない」から「5. あてはまる」の5件法で求めた。

結果と考察

因子分析はMplus ver.7.4で行い, 完全情報最尤推定法によって欠測値の処理を行った。また, 記述統計量と相関係数, および α 係数の算出はオープンソースの統計ソフトウェア環境であるR 3.2.2を用いて行った。

動機づけ尺度の因子構造 まず項目間相関を求め, 相関係数が.60以上を示した場合には, 項目内容を考慮した上で項目を除外した。これは, 項目内容の類似性が過度に高まり, 尺度が測定する構成概念が狭くなることで, 構成概念の代表性不足(平井, 2006)が生じることを避けるためである。その結果, 10項目が削除され, 残された36項目に対して探索的因子分析(最尤法・オプティミム回転)を行った。固有値の減衰状況は9.86, 5.17, 1.69, 1.35, 1.31, 1.18, …であり, 8つの因子の固有値が1以上であった。この結果を踏まえつつ, 有機的統合理論をもとに, 5因子解を中心に抽出する因子数を変えながら結果を比較し, 単純構造に近いことと, 解釈可能性から5因子解が妥当と判断した。また, 複数の因子に負荷が高い, またはいずれの因子にも負荷が.35未満の項目を除外した。その結果, 最終的に5因子24項目が得られた(Table 1)。

第1因子について, 「新しい知識や技術を身につけることが面白いから」などの項目が高い因子負荷を示したため, 「内的調整」に対応する因子と解釈した。第2因子には, 「活動を通して人として成長できるから」などの項目が高い負荷を示したことから, 「同一化的調整」と解釈した。第3因子は, 「活動に参加しないと, 罪悪感を持つから」などの項目が高い負荷を示したことから, 「取り入的調整」と解釈した。第4因子は, 「活動に参加しないと, 先生に怒られるから」などの項目が高い負荷を示したため, 「外的調整」と解釈した。最後に第5因子は, 「活動をなぜ行っているか, はっきりわからない」などの項目が高い負荷を示したため, 「無調整」と解釈した。

また因子間相関について, 概念的に隣接する因子間には正の相関があり, 概念的に離れた因子ほど負の相関もしくは無相関になるというシンプレックス構造(Ryan & Connell, 1989)が確認された。したがって, 項目内容と因子間相関の結果から, 本研究で作成した

Table 1
部活動における動機づけ尺度の因子分析結果（最尤法・オプティミム回転）

	因子負荷					M	SD
	F1	F2	F3	F4	F5		
F1 内的調整							
できないことができるようになることが嬉しいから	.76	.12	.03	-.11	.04	4.17	0.97
新しい知識や技術を身につけることが面白いから	.64	-.04	-.08	-.01	-.16	4.18	0.92
他の部員よりも上達したいから	.57	.17	.11	.18	-.22	3.33	1.24
難しいことに挑戦することが楽しいから	.52	.05	-.01	-.06	-.03	3.80	1.19
活動中はそれだけに夢中になれるから	.43	.19	-.10	-.08	-.13	3.91	1.17
F2 同一化的調整							
集団活動や礼儀について学べるから	.01	.76	-.00	.08	.02	3.61	1.32
活動を通して人として成長できるから	.25	.69	-.03	-.05	.02	3.95	1.10
部員と仲が良くなるから	-.13	.50	.14	-.04	-.22	4.28	0.96
学校生活が充実するから	.05	.41	.07	-.20	-.24	4.11	0.99
自分のためになるから	.29	.37	-.04	-.04	-.21	4.22	1.00
F3 取り入れの調整							
サボっていると思われたくないから	.00	-.03	.79	.03	-.00	2.26	1.40
他の部員が参加しているから	.04	-.14	.72	.12	-.08	2.39	1.39
活動に参加しないと、罪悪感を持つから	-.05	.21	.66	-.15	.16	2.74	1.48
自分だけできないことで恥をかきたくないから	.29	-.04	.56	-.04	.14	2.53	1.35
活動に参加しないと、部員に迷惑をかけてしまうから	-.16	.14	.49	.18	-.02	3.00	1.45
活動に参加しないと、部の中で自分の居場所がなくなってしまうから	-.13	.08	.49	.08	-.01	2.34	1.35
F4 外的調整							
活動に参加しないと、罰を受けるから	-.04	.03	-.01	.73	-.07	1.23	0.69
活動に参加しないと、先生に怒られるから	-.03	-.01	.13	.68	.08	1.54	0.99
周りの人から、やりなさいと言われるから	.02	.00	-.03	.62	.34	1.39	0.82
活動に参加していれば、誰にも文句を言われたいから	-.08	-.08	.33	.40	.13	1.69	1.10
F5 無調整							
活動に参加したくない	.01	-.10	.09	.18	.62	1.95	1.18
活動をなぜ行っているか、はっきりわからない	-.23	.09	.08	.10	.59	1.53	0.95
活動を行う目的は特に見当たらない	-.19	-.16	.08	.04	.57	1.80	1.11
これ以上続けても上達できるとは思えない	-.07	-.06	.05	.15	.53	1.79	1.10
因子間相関							
	F2	.53					
	F3	-.10	.10				
	F4	-.29	-.22	.41			
	F5	-.48	-.34	.33	.51		

尺度は有機的統合理論から想定される因子構造が得られたといえる。

ただし、第1因子の内的調整に高い因子負荷を示した「他の部員よりも上達したいから」は、もともと取り入れの調整に高い負荷を示すと想定していた。これは、「上達したい」という表記から、自己の成長に関する意味合いを強く受け取られたのだと考えられる。そのため研究2では、この項目の表現を修正することとしたが、研究1ではTable 1の結果に基づいて以降

の分析を行った。

記述統計量と信頼性係数 各尺度の記述統計量と α 係数をTable 2に示す。部活動における動機づけ尺度について、 α 係数はいずれも.80以上であり、尺度の信頼性（内的整合性）は十分といえる。

傾倒および基本的心理欲求充足との関係 傾倒および基本的心理欲求充足との関係について、相関係数を求めた（Table 3）。内的調整と同一化的調整は、傾倒と有能感、関係性、および自律性と正の相関を示した。

Table 2
各下位尺度の記述統計量と α 係数

研究 1				研究 2			
変数名	M	SD	α	変数名	M	SD	α
内的調整	3.88	0.84	.82	内的調整	3.94	0.90	.87
同一化的調整	4.03	0.81	.80	同一化的調整	4.06	0.84	.84
取り入れの調整	2.54	1.00	.81	取り入れの調整	2.49	1.00	.82
外的調整	1.46	0.73	.81	外的調整	1.71	0.79	.76
無調整	1.77	0.90	.84	無調整	1.96	0.97	.84
傾倒	4.23	0.79	.83	関係調整・統率	3.38	0.94	.92
有能感	3.50	0.98	.73	技術指導	3.83	1.12	.85
関係性	4.14	0.72	.78	規範的指導	3.14	1.12	.84
自律性	3.75	0.78	.74				

Table 3
傾倒および基本的心理欲求充足との関係

	傾倒	有能感	関係性	自律性
内的調整	.61**	.56**	.42**	.39**
同一化的調整	.53**	.52**	.53**	.38**
取り入れの調整	-.33**	-.29**	-.20**	-.40**
外的調整	-.62**	-.43**	-.46**	-.41**
無調整	-.73**	-.65**	-.51**	-.50**

** $p < .01$

一方で、取り入れの調整と外的調整、無調整は、傾倒と有能感、関係性、および自律性と負の相関を示した。

岡田 (2009) は、部活動に傾倒している生徒ほど適応感が高いことを示しており、有機的統合理論では、自律的動機づけの高い人ほど適応感が高いことが示されている。傾倒が内的調整と同一化的調整と正の相関、取り入れの調整と外的調整、無調整とは負の相関を示したことは、これらの知見と整合的である。また、基本的心理欲求が充足されている生徒ほど内的調整と同一化的調整が高く、取り入れの調整と外的調整、無調整は低い傾向にあった。これらの結果も基本的心理欲求理論に整合するものである。したがって、本研究で作成した尺度について、一定の基準連関妥当性が確認されたといえる。

研究 2

研究 2 では、指導者のリーダーシップと生徒の動機づけの関連について検討する。部内の人間関係を調整するような関わりは、部員の関係性への欲求充足を促すために自律的動機づけを高め、統制的動機づけや無調整を低下させると予測される。また、活動に関する知識や技術を与えるような関わりは、有能感への欲求充足を促すことで自律的動機づけを高め、統制的動機づけや無調整を低下させると考えられる。これらに対して、規範についての指導は、渡辺・大重 (2011) で

は生徒の集団凝集性や積極的行動を高めることが示唆されている一方、過度に行われると生徒に被統制感を与え、自律性への欲求充足を阻害する恐れがある。そのため、規範についての指導と動機づけの関連については探索的に検討する。

ここで、指導者のリーダーシップのような環境の効果を検討する場合には、集団 (部活動) レベルの効果と個人 (生徒) レベルの効果の 2 つが考えられる。これはたとえば、「指導者がリーダーシップを取っている部活動に所属する生徒集団は、他の部活動の生徒集団よりも動機づけが高い」といった、ある部活動に所属することの効果と、「指導者がリーダーシップを取っていると知覚している生徒ほど、動機づけが高い」といった、生徒の知覚による効果の 2 つのレベルの効果があるということである。本研究では、これら 2 つの効果を同時に検討するために、マルチレベルモデルによる分析を行う。具体的には、指導者のリーダーシップに対する生徒の評定値を独立変数とすることで生徒レベルの効果、生徒の評定値を部活動ごとに集計し、その集計値を独立変数として用いることで部活動レベルの効果を検討する (Lüdtke, Robitzsch, Trautwein, & Kunter, 2009)。なお、マルチレベルモデルによる分析では、外山・湯 (2019) に倣い、部員数が 5 人未満の部活動は分析から除外した。

方法

調査参加者と手続き 首都圏にある高校 3 校で、部活動に所属している高校 1, 2 年生 870 名 (男子 430 名, 女子 438 名, 無回答による性別不明者 2 名; 運動部 625 名, 文化部 245 名) を対象に調査を行った。手続きは研究 1 と同様である。部活動の数は 74 であったが、回答者が 5 名未満の部活動は 23 あり、これらの部活動に所属する生徒は 61 名であった。

調査内容 研究 2 では、以下の尺度から構成された質問紙を使用した。

部活動における動機づけ「他の部員よりも上達したいから」を「上達したいから」に修正した上で、研究1で作成した尺度を利用した。

指導者のリーダーシップ 主将のリーダーシップ尺度(吉村, 2005)を、渡辺・大重(2011)と同様に、指導者に当てはまるように表現を変えて使用した。また、運動部だけでなく文化部にも適用できるよう、一部の項目の表現を修正した。原尺度では、技術指導(「技術やコツを上手に教える」など7項目)、人間関係調整(「部員全員が馴染めるような雰囲気を作る努力をしている」など5項目)、統率(「部全体をうまくまとめる」など3項目)、圧力(「厳しく命令したり注意したりする」など5項目)の4因子からなるが、渡辺・大重(2011)では3因子解が得られている。回答は「1. あてはまらない」から「5. あてはまる」の5件法で求め、指導者が複数いる場合は、中心となって指導をしている指導者について回答するように教示した。

結果と考察

記述統計量と α 係数、相関係数の算出、および因子分析は研究1と同様の方法で行い、級内相関係数の算出、およびマルチレベルモデルによる分析は、Mplus ver.7.4を用いてベイズ法により行った。具体的には、長さ10,000のチェーンを5つ発生させ、バーンイン期間を5,000、間引き間隔を20とし、ギブスサンプリング法によって25,000回のサンプリングを行った。事前分布は、Mplusのデフォルト設定である無情報分布を用いた。トレースプロットと自己相関から、事後分布から乱数が適切に発生していることが確認された。

動機づけ尺度の因子構造 研究1で得られた因子構造を当てはめて、確認的因子分析を行った。その結果、CFI = .868, TLI = .850, RMSEA = .070 (90%CI [.067, .074]), SRMR = .072であった。CFIとTLIの値がやや低かったが、これは項目間相関の低い項目対があるために、項目間に無相関を仮定する独立モデルからの改善の余地があまりないことが原因と考えられる。RMSEAとSRMRに関しては良好な結果が得られていることから、モデル修正は行わず、研究1と同一の因子構造を採用した。

リーダーシップ尺度の因子構造 原尺度(吉村, 2005)の構成で下位尺度間の相関係数を求めたところ、技術指導と統率の間に非常に強い正の相関がみられた($r = .84$)。また、渡辺・大重(2011)では3因子が抽出されたことから、探索的因子分析を行った。固有値の減衰状況は8.16, 2.50, 1.10, 0.70, …であり、3因子解が妥当と考えられた。そこで、最尤法・オプティム回転による探索的因子分析を行い、複数の因子に負荷が高い、またはいずれの因子にも負荷が.35未満の項目を除外した。その結果、最終的に3因子18項目が得られた(Table 4)。

第1因子には、「部員全員が馴染めるような雰囲気を作る努力をしている」など、人間関係調整に関する項目が特に高い負荷を示し、原尺度で統率に分類された2項目と、技術指導に分類された4項目も高い負荷を示した。原尺度では技術指導に分類された4項目のうち3項目は、「部員みんなができるような計画を立てる」、「活動の計画や内容を部員がわかるように教える」など、目標を設定したり、目標達成に向けて集団を導いたりするリーダーシップ行動であり、統率の概念に近いものといえる。そのため第1因子は、「人間関係の調整・統率(以下、関係調整・統率とする)」と命名した。また第2因子は、「技術やコツを上手に教える」などが高い負荷を示したことから、「技術指導」と命名した。そして第3因子は、「厳しく命令したり注意したりする」などの項目が高い負荷を示したため、「規範的指導」と命名した。

記述統計量と信頼性係数、相関係数 各尺度の記述統計量と α 係数はTable 2に示した通りであり、尺度の信頼性(内的整合性)は十分といえる。また、動機づけとリーダーシップの相関係数をTable 5に示す。

級内相関係数 部活動における動機づけの各下位尺度得点に、部活動間での程度の差があるかを確認するため、級内相関係数ICC(1)を求めた。その結果、級内相関係数は.06—0.18の値を示した。級内相関の大きさについて、値が.01や.05程度であっても、階層構造を考慮せずに分析すると第1種の過誤の確率が増加するなどの問題が生じることから(Barcikowski, 1981)、マルチレベルモデルによる分析を行う必要があると考えられた。

部活動レベルの指導者のリーダーシップと動機づけの関連 指導者のリーダーシップに対する生徒評定の集計値を部活動レベルの変数として利用するに当たって、集計値の信頼性指標であるICC(2)を算出した。ICC(2)は、系統的な集団間変動を示す級内相関係数ICC(1)を利用して、(1)式で算出される(Bliese, 2000)。なお、 k は1つの部活動に所属する生徒の平均人数である。

$$ICC(2) = \frac{k \times ICC(1)}{1 + (k-1) \times ICC(1)} \quad (1)$$

その結果、ICC(2)の値はいずれも.88を超えるなど、十分な信頼性が確認された。そのため、指導者のリーダーシップに対する生徒評定の集計値を、部活動レベルの変数として扱うことが許容された。

次に、指導者のリーダーシップの集計値間の相関係数を確認したところ、関係調整・統率と技術指導の集計値間に $r = .75$ と強い相関がみられ、これらの変数を同時に投入すると、多重共線性の問題が懸念された。そこで本研究では、部活動レベルの変数を複数用いるのを避け、いずれか1つの変数のみを用いることとし、

Table 4
指導者のリーダーシップ尺度の因子分析結果（最尤法・オブリン回転）

	因子負荷			M	SD
	F1	F2	F3		
F1 関係調整・統率					
気まずい雰囲気があると解きほぐす	.94	-.13	-.10	3.11	1.27
部員全員が馴染めるような雰囲気を作る努力をしている	.83	.01	.02	3.42	1.27
失敗した時など冗談を言ったりしてみんなを励ます	.67	.00	-.07	3.08	1.30
部全体をうまくまとめる	.66	.16	.14	3.41	1.29
部員みんなができるような計画を立てる	.60	.14	.22	3.42	1.25
みんなで外出する時は中心になってみんなをまとめる	.58	-.04	.16	2.82	1.27
部員の悩みには親切に相談に乗ってくれる	.56	.29	-.12	3.67	1.23
活動の内容や計画を部員が分かるように教える	.54	.29	.10	3.64	1.27
部の目標を中心となって立てる	.54	.03	.31	3.22	1.30
目標を達成したり、いい結果を出したりしたら、ほめる	.51	.31	-.11	4.00	1.13
失敗した時は、失敗した人を責めるのではなく、改善案を提示する	.50	.26	-.03	3.47	1.16
F2 技術指導					
活動内容に関する知識が豊富である	-.07	.89	-.01	4.18	1.16
技術やコツを上手に教える	.11	.75	.01	3.74	1.28
活動中は自分からお手本を見せて指導する	.11	.65	.11	3.55	1.40
F3 規範的指導					
厳しく命令したり注意したりする	-.14	-.05	.84	2.76	1.42
部活に遅れたり、黙って休んだりしたら厳しく注意する	.06	.01	.83	3.10	1.45
活動中の服装が部活に相応しくなければ厳しく注意する	.09	.02	.68	2.98	1.37
態度が悪い時には注意する	.09	.14	.61	3.74	1.20
因子間相関					
	F2	.66			
	F3	.22	.30		

Table 5
指導者のリーダーシップとの関係

	関係調整・統率	技術指導	規範的指導
内的調整	.32**	.31**	.15**
同一化的調整	.40**	.36**	.21**
取り入れの調整	-.05	.00	.02
外的調整	-.12**	-.13**	.07*
無調整	-.32**	-.27**	-.11**

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

動機づけの各下位尺度を最もよく説明する変数を1つ選択した（鈴木，2012）。具体的には、統制変数として部活動の種類（運動部=0，文化部=1）を投入したモデルと、部活動の種類に加えてリーダーシップの下位尺度のいずれか1つを投入した3つのモデルの適合度を、情報量規準であるDIC（deviance information criterion）により比較した。たとえば、部活動 j に所属する生徒 i の動機づけ得点を（動機づけ） $_{ij}$ 、部活動 j の種類を（部活種類） $_j$ 、部活動 j のリーダーシップ得点の集計値を（リーダーシップ） $_{.j}$ とすると、集計

値を投入したモデルは、(2)―(3) 式のようになる。

レベル1（生徒レベル）

$$\text{(動機づけ)}_{ij} = \beta_{0j} + e_{ij} \quad (2)$$

レベル2（部活動レベル）

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{部活種類})_j + \gamma_{02}(\text{リーダーシップ})_{.j} + u_{0j} \quad (3)$$

分析の結果、取り入れの調整を除いて、関係調整・統率の集計値を独立変数として投入した場合に、DICは最も低い値を示し、指導者による関係調整・統率が内的調整と同一化的調整、外的調整、無調整と関連を持つことが示された。具体的には、内的調整については $\hat{\gamma}_{02} = 0.29$ (95%CI [0.08, 0.50])、同一化的調整については $\hat{\gamma}_{02} = 0.42$ (95%CI [0.27, 0.57])であり、関係調整・統率がよく行われている部活動ほど内的調整と同一化的調整が高い傾向にあった。また無調整について、 $\hat{\gamma}_{02} = -0.44$ (95%CI [-0.65, -0.23])であり、関係調整・統率がよく行われている部活動ほど無調整が低い傾向

Table 6
 内的調整と同一化的調整、無調整を従属変数としたマルチレベル分析の結果

固定効果	内的調整			同一化的調整			無調整		
	推定値	95%CI		推定値	95%CI		推定値	95%CI	
		下限	上限		下限	上限		下限	上限
γ_{00} 切片	2.54	1.81	3.28	2.41	1.88	2.95	3.50	2.77	4.22
部活動レベル									
γ_{01} 部活種類	0.04	-0.24	0.32	-0.03	-0.25	0.18	-0.20	-0.49	0.10
γ_{02} 関係調整・統率	0.41	0.20	0.62	0.46	0.31	0.61	-0.43	-0.64	-0.23
生徒レベル									
γ_{10} 性別	-0.04	-0.18	0.10	0.24	0.12	0.36	-0.02	-0.18	0.13
γ_{20} 関係調整・統率	0.27	0.12	0.43	0.34	0.21	0.49	-0.27	-0.42	-0.12
γ_{30} 技術指導	0.04	-0.13	0.21	0.01	-0.14	0.16	-0.06	-0.22	0.10
γ_{40} 規範的指導	0.09	-0.02	0.19	0.09	-0.02	0.19	-0.03	-0.17	0.09
変量効果									
Var (u_{0j})	0.16	0.09	0.30	0.07	0.04	0.15	0.14	0.07	0.26
Var (u_{2j})	0.14	0.05	0.34	0.11	0.04	0.25	0.07	0.02	0.22
Var (u_{3j})	0.17	0.06	0.38	0.12	0.04	0.29	0.11	0.03	0.27
Var (u_{4j})	0.03	0.01	0.11	0.04	0.01	0.12	0.06	0.01	0.17
Cov (u_{0j}, u_{2j})	-0.10	-0.23	-0.03	-0.06	-0.13	-0.01	-0.03	-0.12	0.03
Cov (u_{0j}, u_{3j})	0.04	-0.05	0.14	0.03	-0.02	0.10	-0.02	-0.10	0.05
Cov (u_{0j}, u_{4j})	0.00	-0.07	0.06	0.02	-0.02	0.07	0.00	-0.07	0.06
Cov (u_{2j}, u_{3j})	-0.10	-0.26	-0.01	-0.09	-0.22	-0.02	-0.04	-0.16	0.02
Cov (u_{2j}, u_{4j})	0.00	-0.09	0.06	-0.03	-0.11	0.02	-0.03	-0.11	0.03
Cov (u_{3j}, u_{4j})	-0.01	-0.09	0.05	0.02	-0.04	0.09	0.00	-0.08	0.07
Var (e_{ij})	0.56	0.51	0.63	0.46	0.41	0.51	0.71	0.64	0.79

にあった。外的調整については、 $\hat{\gamma}_{02} = -0.13$ (95%CI [-0.29, 0.02]) であり、95% 確信区間に 0 が含まれていた。そのため、関係調整・統率は外的調整の部活動間差を説明する要因であるものの、効果の大きさには留意する必要がある。これらに対し、取り入れ的調整では、いずれの独立変数も投入しないモデルの DIC が最も低い値を示した。そのため、指導者のリーダーシップと取り入れ的調整の間には、部活動レベルの関連はないといえる。

指導者のリーダーシップに対する知覚と動機づけの関連 先の分析で選択されたモデルに、個人レベルの変数を投入し、リーダーシップに対する知覚と動機づけの関連について検討した。ここでは 3 つの変数を同時に投入し、傾きに部活動間差を仮定しないモデルと、部活動間差を仮定するモデルの比較を行った。個人レベルの変数は集団平均によってセンタリングした。また、統制変数として性別 (男性 = 0, 女性 = 1) を投入し、性別の効果に部活動間差は仮定しなかった。具体的には、取り入れ的調整以外の変数が従属変数の場合、傾きに部活動間差を仮定するモデルは (4)–(5)

式のようになる。取り入れ的調整を従属変数とした分析では、(関係調整・統率) $_{.j}$ が (5) 式から除外された。また、傾きに部活動間差を仮定しないモデルでは、 u_{2j} と u_{3j} , u_{4j} の分散が 0 であるという制約が課された。

レベル 1 (生徒レベル)

$$\begin{aligned}
 (\text{動機づけ})_{ij} = & \beta_{0j} + \beta_{1j} (\text{性別})_{ij} + \beta_{2j} (\text{関係調整・統率})_{.j} \\
 & + \beta_{3j} (\text{技術指導})_{ij} + \beta_{4j} (\text{規範的指導})_{ij} + e_{ij}
 \end{aligned} \tag{4}$$

レベル 2 (部活動レベル)

$$\begin{aligned}
 \beta_{0j} = & \gamma_{00} + \gamma_{01} (\text{部活種類})_j + \gamma_{02} (\text{関係調整・統率})_{.j} + u_{0j} \\
 \beta_{1j} = & \gamma_{10} \\
 \beta_{2j} = & \gamma_{20} + u_{2j} \\
 \beta_{3j} = & \gamma_{30} + u_{3j} \\
 \beta_{4j} = & \gamma_{40} + u_{4j}
 \end{aligned} \tag{5}$$

分析の結果、取り入れ的調整と外的調整に関しては、傾きに部活動間差を仮定しないモデルの方が DIC は低かったのに対し、内的調整と同一化的調整、無調整

Table 7
取り入れの調整と外的調整を従属変数としたマルチレベル分析の結果

固定効果	取り入れの調整			外的調整		
	推定値	95% CI		推定値	95% CI	
		下限	上限		下限	上限
γ_{00} 切片	2.42	2.29	2.55	2.26	1.72	2.79
部活動レベル						
γ_{01} 部活種類	-0.22	-0.47	0.02	-0.13	-0.35	0.08
γ_{02} 関係調整・統率	—	—	—	-0.13	-0.29	0.02
生徒レベル						
γ_{10} 性別	0.25	0.09	0.41	-0.15	-0.28	-0.02
γ_{20} 関係調整・統率	-0.06	-0.18	0.06	-0.05	-0.15	0.04
γ_{30} 技術指導	-0.01	-0.13	0.11	-0.09	-0.18	0.01
γ_{40} 規範的指導	0.05	-0.04	0.15	0.05	-0.03	0.12
変量効果						
Var (u_{ij})	0.05	0.01	0.12	0.04	0.02	0.09
Var (e_{ij})	0.96	0.86	1.06	0.59	0.54	0.66

については、部活動間差を仮定するモデルの方が DIC は低く、データに対する当てはまりは良かった。最終的に採用されたモデルの下で行った推定の結果を、Table 6 と Table 7 に示す。内的調整については $\hat{\gamma}_{20} = 0.27$ (95%CI [0.12, 0.43])、同一化的調整については $\hat{\gamma}_{20} = 0.34$ (95%CI [0.21, 0.49]) であり、指導者が関係調整・統率をよく行っていると知覚している生徒ほど、内的調整と同一化的調整が高い傾向にあった。また無調整について、 $\hat{\gamma}_{20} = -0.27$ (95%CI [-0.42, -0.12]) であり、指導者が関係調整・統率をよく行っていると知覚している生徒ほど無調整は低い傾向にあった。

総合考察

研究 1 では、有機的統合理論の枠組みに基づいて、部活動における生徒の動機づけを測定するための尺度を作成した。これまでの部活動に関する研究では、コミットメントや積極性といった一次元的な概念に着目したものが多かった（藤原・河村, 2016; 岡田, 2009; 角谷・無藤, 2001）。しかし、部活動に積極的に参加する理由は生徒によって様々であり、その理由によって部活動に参加することの効果も異なると考えられることから、生徒の多様な動機づけを捉えることは重要である。そのため、有機的統合理論に基づいた動機づけ尺度を作成したことには、有機的統合理論の応用可能性を示すとともに、より精緻な部活動研究を促進するという意義があると考えられる。

研究 2 では、指導者のリーダーシップと生徒の動機づけの関連について検討した。また、この問題について検討するにあたり、指導者のリーダーシップの異なる部活動に所属することの効果である集団レベルの関

連と、指導者のリーダーシップに対する知覚の効果である個人レベルの関連の、2つのレベルの関連について検討した。その結果、集団レベルと個人レベルのいずれについても、関係調整・統率は内的調整および同一化的調整と正の関連、無調整と負の関連を示した。指導者が人間関係作りに関する行動をすることによって、部員同士の関係が良好になり、関係性への欲求充足が促されるとともに、生徒が指導者とも良い関係を築き、指導者が集団を統率して活動の目標を明確にすることで、部員たちは自律的に部活動に取り組めるようになるのだと考えられる。

また、技術指導と規範的指導はいずれの動機づけとも関連を示さなかった。ただし、内的調整と同一化的調整、無調整を従属変数とした分析では、技術指導と規範的指導の知覚の効果には集団間差があることが示唆された。これらの結果は、技術指導と規範的指導がされていると知覚している生徒ほど動機づけが高い部活動もあれば、動機づけが低い部活動もあるために、全体としてみると系統的な関連はみられなかったということの意味する。そのため、今後は指導者のリーダーシップを知覚することの効果調整する要因についても検討する必要がある。たとえば深山 (2012) は、個人種目と団体種目によって効果的なリーダーシップは異なると指摘している。また、たとえば同じサッカー部であっても、全国大会の常連であるようなサッカー部では、技術指導が自律的動機づけを促すなど、部活動の特質によって指導者のリーダーシップの効果は異なるであろう。さらに、部活動の特質といった集団レベルの要因だけでなく、生徒が指導者を信頼しているかといった個人レベルの要因によっても、指導者の

リーダーシップを知覚することの効果は異なる可能性がある(松井, 2014)。今後、部活動や生徒に適した指導者のリーダーシップを明らかにしていくことで、より実践的な示唆が得られるであろう。

本研究の限界と今後の展望

本研究では、指導者のリーダーシップと生徒の動機づけの関連について検討したものの、横断調査に基づいた研究であることから、因果関係を明らかにすることはできない。したがって、今後は縦断調査を行い、より因果に踏み込んだ検証をする必要がある。

また、本研究の調査対象は限定的であり、一般化可能性という点でも限界がある。特に、サッカー部などの同一の部活動であっても学校によって指導者のリーダーシップの効果は異なる可能性があるが、こうした問題について検証するためには多くの学校で調査を行う必要がある。そのため、縦断調査のみならず、大規模な調査を行うことが、より詳細な検証のために求められる。

さらに、この問題と関連して、高校生以外にも中学生を対象に調査を行い、学校種を考慮した分析することも重要である。中学生と高校生では発達段階が異なるだけでなく、部活動の形態も異なる。たとえば、多くの場合、学区制などのために中学生は学校を選択することができず、それゆえに部活動や指導者の選択も制限される。一方で、高校生は特定の部活動に所属することや、特定の指導者に教わることを目的に学校を選択することも可能である。また、中学生は高校生よりも部活動に参加している割合は高いものの、運動部に所属している生徒の割合が高く、文化部に所属している生徒の多くは吹奏楽部か美術・工芸部であるなど、特定の部活動に偏りがある(スポーツ庁, 2018)。こうした形態の違いから、指導者のリーダーシップの効果が一様ではない可能性があるため、学校種も要因として加味した分析が求められる。

最後に、部活動では、顧問が指導をしている場合や、顧問は指導せずに外部指導者が指導している場合などがあるものの(スポーツ庁, 2018)、本研究では指導者の立場は考慮せず、中心的に指導を行っている人のリーダーシップの効果について検討した。どのような立場の人が指導を行っているかによって結果は異なる可能性があるため、今後は指導者の属性なども考慮する必要があるだろう。

利益相反について

本論文に関して、開示すべき利益相反関連事項はない。

引用文献

- 青木 邦男 (1989). 高校運動部員の部活動継続と退部に影響する要因 体育学研究, 34, 89-100.
- Barcikowski, R. S. (1981). Statistical power with group mean as the unit of analysis. *Journal of Educational Statistics*, 6, 267-285.
- Bliese, P. D. (2000). Within-group agreement, non-independence, and reliability: Implications for data aggregation and analysis. In K. J. Klein & S. W. Kozlowski (Eds.), *Multilevel theory, research, and methods in organizations* (pp.349-381). San Francisco: Jossey-Bass.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (Eds.) (2002). *Handbook of self-determination research*. Rochester, NY: University of Rochester Press.
- 藤原 和政・河村 茂雄 (2016). 高校生における部活動と学校適応, スクール・モラルとの関連——部活動への積極性, 学校タイプに着目した検討—— カウンセリング研究, 49, 22-30.
- 深山 元良 (2012). スポーツ集団におけるリーダーシップ研究の展望——特性, 行動, 状況アプローチの視点から—— 城西国際大学紀要, 20, 129-141.
- 平井 洋子 (2006). 測定の妥当性から見た尺度構成 吉田 寿夫(編) 心理学研究法の新しいかたち (pp. 21-49) 誠信書房
- 堀口 康太・小玉 正博 (2014). 老年期の社会的活動における動機づけと well-being (生きがい感) の関連 教育心理学研究, 62, 101-114.
- 今宿 裕・朝倉 雅史・作野 誠一・嶋崎 雅規 (2019). 学校運動部活動の効果に関する研究の変遷と課題 体育学研究, 64, 1-20.
- Lonsdale, C., Hodge, K., & Rose, E. (2009). Athlete burnout in elite sport: A self-determination perspective. *Journal of Sports Sciences*, 27, 785-795.
- Losier, G. F., Perreault, S., Koestner, R., & Vallerand, R. J. (2001). Examining individual differences in the internalization of political values: Validation of the self-determination scale of political motivation. *Journal of Research in Personality*, 35, 41-61.
- Lüdtke, O., Robitzsch, A., Trautwein, U., & Kunter, M. (2009). Assessing the impact of learning environments: How to use student ratings of classroom or school characteristics in multilevel modeling. *Contemporary Educational Psychology*, 34, 120-131.
- Markland, D., & Tobin, V. (2004). A modification to the behavioural regulation in exercise questionnaire to include an assessment of amotivation. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 26, 191-196.
- 松原 敏浩 (1990). 部活動における教師のリーダーシップ・スタイルの効果 教育心理学研究, 38, 312-319.
- 松井 幸太 (2014). 高校運動部活動における生徒の内発的動機づけ スポーツ心理学研究, 41, 51-63.
- 松本 裕史・竹中 晃二・高家 望 (2003). 自己決定理論に基づく運動継続のための動機づけ尺度の開発——信頼性および妥当性の検討—— 健康支援, 5, 120-129.

- 西村 多久磨 (2019). 自己決定理論 上淵 寿・大 芦 治 (編著) 新・動機づけ研究の最前線 (pp.45-73) 北大路書房
- 西村 多久磨・河村 茂雄・櫻井 茂男 (2011). 自律的な学習動機づけとメタ認知の方略が学業成績を予測するプロセス——内発的な学習動機づけは学業成績を予測することができるのか?—— 教育心理学研究, 59, 77-87.
- 西村 多久磨・櫻井 茂男 (2013). 中学生における自律的学習動機づけと学業適応との関連 心理学研究, 84, 365-375.
- 西村 多久磨・櫻井 茂男 (2015). 中学生における基本的心理欲求とスクール・モラルとの関連——学校場面における基本的心理欲求充足尺度の作成—— パーソナリティ研究, 24, 124-136.
- 岡田 涼・中谷 素之 (2006). 動機づけスタイルが課題への興味に及ぼす影響——自己決定理論の枠組みから—— 教育心理学研究, 54, 1-11.
- 岡田 有司 (2009). 部活動への参加が中学生の学校への心理社会的適応に与える影響——部活動のタイプ・積極性に着目して—— 教育心理学研究, 57, 419-431.
- Pelletier, L. G., Tuson, K. M., Fortier, M. S., Vallerand, R. J., Briere, N. M., & Blais, M. R. (1995). Toward a new measure of intrinsic motivation, extrinsic motivation, and amotivation in sports: The Sport Motivation Scale (SMS). *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 17, 35-53.
- Roth, G., Assor, A., Kanat-Maymon, Y., & Kaplan, H. (2007). Autonomous motivation for teaching: How self-determined teaching may lead to self-determined learning. *Journal of Educational Psychology*, 99, 761-774.
- Ryan, R. M., & Connell, J. P. (1989). Perceived locus of causality and internalization: Examining reasons for acting in two domains. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 749-761.
- Ryan, R. M., Williams, G. C., Patrick, H., & Deci, E. L. (2009). Self-determination theory and physical: The dynamics of motivation in development and wellness. *Hellenic Journal of Psychology*, 6, 107-124.
- 白松 賢 (1995). 生徒文化の分化に与える部活動の影響 子ども社会研究, 1, 80-92.
- 角谷 詩織・無藤 隆 (2001). 部活動継続者にとっての中学校部活動の意義——充実感・学校生活への満足度とのかかわりにおいて—— 心理学研究, 72, 79-86.
- スポーツ庁 (2018). 平成 29 年度運動部活動等に関する実態調査報告書 Retrieved from https://www.mext.go.jp/sports/b_menu/sports/mcatetop04/list/detail/_icsFiles/afieldfile/2018/06/12/1403173_2.pdf (2020 年 1 月 6 日)
- 鈴木 雅之 (2012). 教師のテスト運用方法と学習者のテスト観の関連——インフォームドアセスメントとテスト内容に着目して—— 教育心理学研究, 60, 272-284.
- 竹村 明子・前原 武子・小林 稔 (2007). 高校生におけるスポーツ系部活参加の有無と学業の達成目標および適応との関係 教育心理学研究, 55, 1-10.
- Teixeira, P. J., Carraça, E. V., Markland, D., Silva, M. N., & Ryan, R. M. (2012). Exercise, physical activity, and self-determination theory: A systematic review. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 9, 78. <https://doi.org/10.1186/1479-5868-9-78>
- 外山 美樹・湯 立 (2019). 大学運動部活動における部員の自律的動機づけが部活動への適応感に及ぼす影響 教育心理学研究, 67, 175-189.
- 上野 耕平・中込 四郎 (1998). 運動部活動への参加による生徒のライフスキル獲得に関する研究 体育学研究, 43, 33-42.
- Walls, T. A., & Little, T. D. (2005). Relations among personal agency, motivation, and school adjustment in early adolescence. *Journal of Educational Psychology*, 97, 23-31.
- 渡辺 英児 (2014). 大学生を対象としたスポーツ参加に関する研究——スポーツ動機付け尺度 (BRSQ) の日本語版作成の試み—— 龍谷紀要, 36, 63-69.
- 渡辺 弥生・大重 啓 (2011). 中学生の部活動における顧問のリーダーシップが学校適応に及ぼす影響について 法政大学文学部紀要, 62, 95-112.
- 吉村 斉 (2005). 部活動への適応感に対する部員の対人行動と主将のリーダーシップの関係 教育心理学研究, 53, 151-161.