信州心理臨床紀要

No. 21 June 2022

信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室

21

原著

- 1 大学生スポーツ競技者の痩身願望におけるスポーツ競技種目群による相違の検討―運動有能感に着目して― : 赤羽美柚・高橋知音
- 13 大学生スポーツ競技者の痩身願望におけるスポーツとの関わり方による相違の検討 一完全主義に焦点を当て一:赤羽美柚・高橋知音
- 25 個人性格要因がインターネット依存に与える影響についての検討:井下七海・茅野理恵
- 39 新任教員ソーシャル・サポート尺度の作成と新任教員のニーズとベテラン教員のサポート意識の差異 : 鹿嶋由比子・茅野理恵
- 49 大学生の乳児への好意感情および親との愛着と育児観の関連性:新谷里菜・水口崇
- 62 中学生における不登校傾向と学級適応感・教師への信頼感との関連: 林茜・水口崇
- 87 中学生のスクールカーストにおけるグループ内地位と学校適応感との関連:宮下彩・茅野理恵
- 99 攻撃的ツイートに対する拡散行動促進要因に関する探索的研究:横澤侑奈・篠田直子

資料

- 115 信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室 令和3年度業務内容のあらまし
- 121 令和3年度心理教育相談室活動報告

<原著>

大学生スポーツ競技者の痩身願望における スポーツ競技種目群による相違の検討 ―運動有能感に着目して―

赤羽美柚 信州大学大学院総合人文社会科学研究科 高橋知音 信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では、大学生スポーツ競技者の痩身願望に至るプロセスについて運動有能感に焦点を当て調査を行った。運動有能感がスポーツ競技者の高い自尊感情を低減させることで体型のデメリット感を感じさせるという仮説について検討することを目的とした。大学生・大学院生のスポーツ競技者 229 名について、ダンスなどを含む I 群、陸上競技などを含む II 群、柔道などを含むIII群、バレーボールなどを含むIV群に分けて群ごとの比較をした。その結果、それぞれの種目群で異なる痩身願望に至るプロセスが示された。そのため、スポーツ競技者の痩身願望および摂食障害の予防には、スポーツ競技によって異なるアプローチをすることも必要であることが示唆された。

キーワード: 痩身願望, スポーツ競技者, 摂食障害, 運動有能感

問題と目的

近年、マスメディアやダイエット産業の痩せを賞賛する社会的風潮がダイエット行動を誘発している。その中でも過度なダイエット行動は摂食障害につながることもある。一方でフィギュアスケート選手やマラソン選手の痩せも深刻であり、スポーツ競技者が摂食障害となり得るケースもある。摂食障害(eating disorder: 以下 ED)は、心理的背景を持つ食行動の障害で、DSM-5 では神経性無食欲症(anorexia nervosa: 以下 AN)、神経性大食症(bulimia nervosa: 以下 BN)、そのいずれにも属さないものをまとめて特定不能の摂食障害(eating disorder not otherwise specified: 以下 EDNOS)に大別されている。特に EDの有病率はスポーツ競技者の方が一般の学生よりも高いことが明らかにされている(Bratland-Sanda & Sundgod-Borgen、2013)。そのため、スポーツ競技者における摂食障害および痩身願望の研究によって心理機序を明らかにしていくことで、摂食障害の予防の一助となることが期待される。

アスリートの摂食障害

スポーツ競技者の ED も深刻であると考えられるが、一般的にあまり知られていないのが実情である。国内の調査においては定義や診断基準に準拠した調査は見受けられないが、岡野(2002)の女子大学生アスリート 1000 名を対象とした調査では、ED が疑われる(EAT-26 の総得点が 20 点を超える)者が一般女性の 3%と比較して技術系のスポーツで 8%、持久系のスポーツ 20%、審美系のスポーツ 12%、球技系スポーツおよびパワー系のスポーツ 5%といずれも高いことが示されている。スポーツ競技者が ED を疑われるケースの出現率は一般と比較して高いと言えるが、近年においても研究や介入は多く行われていないため、スポーツ競技種目間で検討するなど、詳細を明らかにしていくことが必要である。

痩身願望と関連要因

摂食障害の関連要因のひとつに痩身願望がある。本研究では痩身願望に焦点を当て検討する。痩身願望は「自己の体重を減少させたり、体型をスリム化しようとする欲求であり、食事制限、薬物、エステなど様々なダイエット行動を動機付ける心理的要因」と定義される(馬場・菅原、2000)。そして痩身願望に関係する個人特性について、浦上・小島・沢宮(2013)の研究では、男女ともに自尊感情が低いほど、痩身願望と結びつくことも示されている。一方で、スポーツ競技者の自尊感情について焦点を当てた内田・橋本(2005)の研究では、定期的な運動・スポーツを行っている者や体力の高い者ほど高い自尊感情を有するとしている。自尊感情と痩身願望の関連についてさらに検討が必要である。

スポーツ競技者の自尊感情に関連していると考えられる要因のひとつに運動有能感が挙げられる。運動有能感は、「身体的有能さ」「統制感」「受容感」の3因子から構成されている(岡沢・北・諏訪、1996)。小学校高学年では、体育授業において自尊感情の形成に寄与する要因として運動有能感を持つことが重要だと示されている(賀川・横田、2003)。そのため大学生スポーツ競技者においても運動有能感が自尊感情に影響を及ぼす要因となり得ることが考えられる。スポーツ競技者における背景要因について検討することで、なぜスポーツ競技者においてEDの出現率が高いのか検討することができるだろう。スポーツ競技者が自尊感情を維持している要因のひとつに「競技で勝つ」ことが考えられるが、その感覚によってさらに痩身願望が助長される恐れがある。

想定されるモデル

馬場・菅原(2000)が示した女子青年の痩身願望に至るプロセスモデルや浦上他(2009)が示した男子青年の痩身願望に至るプロセスモデルをもとに、新たにスポーツ競技者が痩身願望に至るプロセスモデルを作成した(図 1)。細線で示されているパスは馬場・菅原(2000)や浦上他(2009)の結果で明らかとなったパスである。浦上他(2009)の研究において、自分の身体に対する満足度が低い場合、体型に関するデメリット感が強まることで痩身願望に結びつく可能性があり、自分の身体に対する満足度が低くない場合、痩せることに対する他者視点のメリットが強まることで自己視点メリットを介して痩身願望と結びつく可能性

があることを示唆している。本研究においても同様に、デメリットから他者視点メリット そして自己視点メリットへと至るプロセスが得られることが想定される。また、馬場・菅 原(2000)の研究で、「自分に自信がない」といった自尊感情の低さと「むなしい、空っぽな」 という空虚感の高さがデメリットの高さに関係していることが示されている。太線で示さ れているパスは今回新たに加えたパスである。運動有能感が自尊感情に影響を与えるとい うパスは、續木他(2012)が小学生を対象とした研究で運動有能感を自尊感情に影響を及ぼ す要因のひとつとしているように、本研究でも同様の結果が得られると想定する。破線で 示されているパスについて,山本(1999)の研究では男女大学生の「身体的外見」「知的能力」 「同性との対人関係」が全体的自尊感情に影響を及ぼすとしており、本研究で使用してい る「公的自意識」「賞賛獲得欲求」「拒否回避欲求」は対人態度に関連する概念であること を鑑みると、それぞれ自尊感情へ影響を与えるパスが想定できる。公的自意識、賞賛獲得 欲求、拒否回避欲求の3つの変数においては、馬場・菅原(2000)の研究にて、賞賛獲得欲 求、拒否回避欲求、公的自意識といった対人的被評価尺度に関わる尺度と体型に対するメ リットやデメリットとの相関が認められている。そのため、特に公的自意識については、 他者から見られる自分を意識することでより、現体型や痩せることへのメリット感に直接 影響を及ぼすと考えた。伊藤(2021)の研究では、運動部活動における心理欲求は運動部活 動への適応感と密接に関連していることが示されており,本研究で扱う運動有能感には「受 容感」が含まれていることから、運動有能感の位置付けとして他の対人態度に関連する概 念と同様であることが予想される。他者視点メリットから痩身願望に至るパスについては、 清原・檜山・本田・西村(2012)の研究では、「痩身のメリット感」と「現体型のデメリット 感」の2つから痩身願望に至るとしており、他者視点や自己視点に関わらず痩身願望に至 ることが想定される。

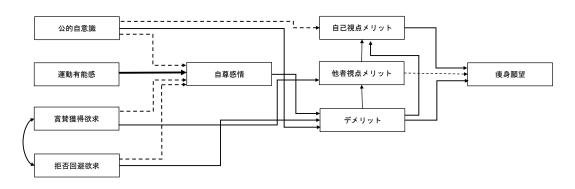


図1 想定されるスポーツ競技者の痩身願望に至るプロセスモデル

目的

本研究では、運動有能感がスポーツ競技者の高い自尊感情を低減させることで体型のデ

メリット感を感じさせるという仮説について検討することを目的とした。スポーツ競技種 目別によってモデルが異なると仮定し、具体的な仮説を以下に示した。

スポーツ競技種目別による生起する感情の違い

ダンス等の競技種目について小牧・竹中(2001)の研究では、容姿が一つの得点材料になる新体操やダンスを行うアスリートは細い身体を望むとされており、特に細身が良いとする認知が存在することが考えられる。また、痩身願望に至るプロセスにおいて、他者から評価されるという競技種目の特徴から、「他者から良い評価を受けたい」という賞賛獲得欲求と同時に「否定的な評価を避けたい」という拒否回避欲求が高まることが考えられる。同時に「他者から見える部分に向けられた意識」である公的自意識も高まることが予想される。

竹中・岡・大場(1999)の研究では、痩身体像の要求が強く体重制限が強いられるスポーツ競技をモダンダンス、クラシックバレエ、新体操、陸上競技、ウエイトリフティングに限定し、他の競技種目と比較調査を行っているが、これらの種目においては、栄養摂取やエネルギー消費の制限によって体重や体脂肪が減少した結果生じる摂食障害や月経障害にスポーツ競技の特性と言える痩身体像や減量要求が密接にかかわっていることが示されている。また、陸上競技といった記録で競技に影響してくる種目において、梶原他(1995)の研究で、食事制限・減量のほとんどがパフォーマンス改善を目的としたものであるとしているように、痩身願望へのプロセスはダンス等の種目とは異なっていることが予想される。陸上競技等は、他の競技者と一緒に競うため順位や結果が目に見える形で現れる。そのため、否定的な評価を避けたいとする感情である拒否回避欲求が高まることが考えられる。また、運動有能感の身体的な有能さが自分に対する評価や自信につながり、自身のボディイメージに影響を及ぼしていることが考えられる。

スポーツ競技種目の中には体重階級制が存在する種目もある。特にそれらの競技種目においては、試合前に急激に体重を落とすことや階級にあった体重にコントロールすることが求められる。しかし千須和・島井(2013)が男子柔道選手における減量行動は肥満につながる食行動パターンが強く、女子選手において懸念される摂食障害につながることは考えにくいとしている。そのため試合期間以外の間は比較的制限はなく、安定したボディイメージを有するため、運動有能感が自尊感情を高めていることが考えられる。他の変数においては、スポーツ競技種目の特性というよりも大学生の痩身願望に至るプロセスモデルに近くなることが予想される。

得点数を競うスポーツ(ソフトボール,バスケットボール)を行うアスリートは体重に深く関わることはなかった(小牧・竹中,2001)。一方で、芸術系ではないスポーツ経験者においても痩身願望が多く認められ、その一因としてスポーツ活動に起因する体型不満度が挙げられている(吉田・荒木・水村(久埜),2019)。一般の大学生を対象にした調査においても痩身願望が認められていることからも、「他者から良い評価を受けたい」という賞賛獲

得欲求や公的自意識が高まって痩身願望へと影響を与えていることが考えられるが、痩せることが競技のパフォーマンスに結びつくのではなく、技術を向上することで競技のパフォーマンスが向上する競技種目であることが考えられるため、ダンスや陸上競技等の種目のように「否定的な評価を避けたい」という拒否回避欲求は高まらないことが考えられる。 運動有能感は他の競技種目と同様に自尊感情に影響を与えていることが予想される。

方法

調査対象者

大学生・大学院生のスポーツ競技者 18 歳から 26 歳(M= 20.55, SD= 1.29)の 236 名(男性 112 名, 女性 122 名, 回答しない 2 名)のうち「現在行っているスポーツ活動がある」に「いいえ」と回答した者を除外した 229 名(男性 109 名, 女性 118 名,回答しない 2 名;削除後の平均年齢 M= 20.50, SD= 1.27)を分析対象とした。

スポーツ競技の種目群については山崎・中込(1998)がスポーツ競技者における食行動パターンごとの身体像の特徴を検討する際に用いたグループを採用し、種目特徴に該当する種目を加えて対象とした(表 1)。

	種目群	人数	種目特徴
I群	競技ダンス, チアリーディング, 体操競技など	n = 58	細い身体像が存在し、それらがパフォーマンス得 点に影響が与えられると考えられている種目
Ⅱ群	陸上競技,クロスカントリー	n = 68	体脂肪の減少が,競技成績の向上と 結びつくとされる種目
Ⅲ群	柔道,空手	n = 27	体重の階級制が存在し,体重階級を下げることに より競技的有利性が得られる可能性を持った種目
Ⅳ群	バレーボール, ソフトボール, サッカーなど	n = 76	比較的ウエイトコントロールが 要求されない種目

表1 種目分類・特徴(山崎・中込,1998)と本研究の対象種目・対象数

調査手続き

作成した Google フォームを縁故法や全国の大学で活動を行っている部活動に LINE やメールに添付して配布した。調査期間は 2021 年 2 月中旬から 4 月上旬までの期間であった。

調査材料

本調査の質問紙の構成は以下の通りである。

フェイスシート項目 性別, 年齢, スポーツ活動の有無, 所属団体の有無, 競技種目の それぞれについての回答を求めた。

運動有能感 岡沢他 (1996) の「運動有能感尺度」12 項目を用いた。"よくあてはまる"

から"まったくあてはまらない"の 5 件法で回答を求めた。なお本研究では續木他(2012) にならい下位尺度の合計点を用いて運動有能感の得点とした。

自尊感情 星野 (1970) が作成したローゼンバーグの自尊感情尺度の日本語版をもとに 桜井 (2000) ができるだけ日本語としてわかりやすい表現に修正した「自尊感情尺度」10 項目を用いた。"はい"から"いいえ"の 4 件法で回答を求めた。

公的自意識 Fenigstein, Scheier & Buss(1975)が作成し、菅原 (1984) が日本語としてなるべく自然な表現となることを第一に考え、作成した日本語版である「自意識尺度」全 21 項目のうち 11 項目の公的自意識尺度項目を用いた。"非常に当てはまる"から"全く当てはまらない"の 7 件法で回答を求めた。

賞賛獲得欲求・拒否回避欲求 小島・太田・菅原(2003)によって作成された、「賞賛獲得欲求・拒否回避欲求尺度」全 18 項目を用いた。"非常にあてはまる"から"まったくあてはまらない"の 5 件法で回答を求めた。

体型に関するメリット感・デメリット感 浦上他 (2009) によって作成された「体型に関するメリット感・デメリット感尺度」全 11 項目を用いた。「体型に関するメリット感ー自己視点メリット」「体型に関するメリット感ー他者視点メリット」「体型に関するデメリット感」の下位尺度により構成されている。"全くその通り"から"そんなことはない"の5件法で回答を求めた。

痩身願望 馬場・菅原(2000)によって作成された「痩身願望尺度」全 11 項目を用いた。"非常にあてはまる"から"まったくあてはまらない"の 5 件法で回答を求めた。

倫理的手続き

本研究は、信州大学「教育学部研究委員会倫理審査部会」の承認を受けた上で実施された(管理番号: 20-22)。

結果

種目群におけるモデル図の比較

群ごとでモデル比較をするため,多母集団同時分析を実施した。パラメータの配置を統一する配置不変モデル(GFI=.799,AGFI=.524,CFI=.999,RMSEA=.060),パス係数のみが種目群で等価というモデル(GFI=.716,AGFI=.539,CFI=.999,RMSEA=.071),パス係数のみが種目群で等価であるという条件に加えて分散共分散が等価というモデル(GFI=.649,AGFI=.486,CFI=.998,RMSEA=.076)を仮定し,多母集団同時分析を行った結果,適合度が最も良好である配置不変モデルを採択した。

各種目群の痩身願望を想定するモデルの作成

I 群のモデルを図 2, II 群のモデルを図 3, III 群のモデルを図 4, IV 群のモデルを図 5 に示す。

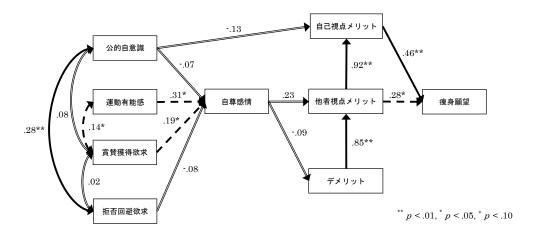


図2 I 群の推定結果 (n=58)

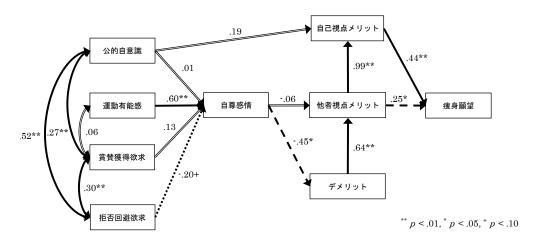


図3 II群の推定結果 (n=68)

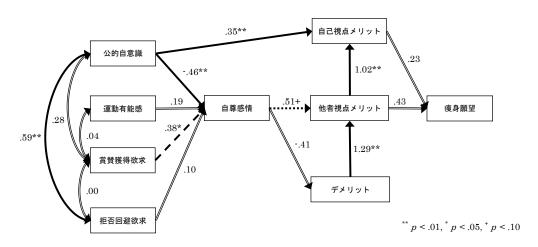


図4 Ⅲ群の推定結果 (n=27)

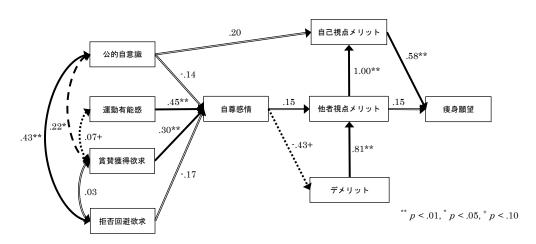


図5 IV群の推定結果 (n=76)

I 群のモデル(図 2)では、運動有能感と賞賛獲得欲求が自尊感情に正の影響を与えていた。自尊感情からは他の変数に影響を与えておらず、デメリットが他者視点メリットを介して痩身願望に影響を与えているルート、デメリット、他者視点メリット、自己視点メリットを介して痩身願望に至るルートがみられた。Ⅱ群のモデル(図 3)では、運動有能感が自尊感情に正の影響を与えており、拒否回避欲求は自尊感情に負の影響を与えていた。自尊感情はデメリットに負の影響を与えており、そこから他者視点メリットを介して痩身願望に至るルートがみられた。Ⅲ群のモデル(図 4)では、賞賛獲得欲求が自尊感情に正の影響を与えており、公的自意識が自尊感情に負の影響を与えていた。自尊感情は他者視点メリットに負の影響を与えており、そこから自己視点メリットへ至るルートはみられたが、痩身願望に影響を与えている変数はみられなかった。Ⅳ群(図 5)では、運動有能感と賞賛獲得欲求が自尊感情に正の影響を与えており、そこから他者視点メリットと自己視点メリットを介して痩身願望に至るルートがみられた。

考察

本研究では、馬場・菅原(2000)が示した女子青年の痩身願望に至るプロセスモデルや浦上他(2009)が示した男子青年の痩身願望に至るプロセスモデルをもとに、新たな変数として運動有能感を投入したモデルを作成し、スポーツ競技者が痩身願望に至るプロセスモデルについて、スポーツ競技種目による違いを比較検討した。

スポーツ競技種目別の痩身願望に至るプロセス

スポーツ競技種目別に痩身願望に至るプロセスモデルを検討したところ、種目群によって異なる結果が示された。

ダンス等が含まれる I 群では、運動有能感と賞賛獲得欲求のみが自尊感情に影響を与えていた。水村(久埜)・橋本(2002)の研究において、舞踊教育学専攻学生の体型に対する評価は低い一方、健康に対する意識は高いとしている。知識を持っているものの自己の体型については否定的だというのは、他の人と比較して「自分が太っているから痩せたい」と思い痩身願望に至るだけではなく、「自分の競技を向上させるため」であると考えることができる。一方、自尊感情からデメリットや他者視点メリットへの影響は見られなかった。吉田他(2019)の研究では、ダンスを含む芸術系スポーツを行っている者が痩身願望を持つ理由のひとつに、「発表会、競技、試合などのため」を挙げている。特にダンス等の競技では、衣装を着用した際の見た目が気になる場合も考えられる。だが本研究の調査期間は発表会や試合が実施されない冬季であったことも回答に影響を及ぼす一因として推測できる。

陸上競技を含むII群では、運動有能感が自尊感情に正の影響、拒否回避欲求が自尊感情に負の影響を与えていた。体操や陸上競技などの競技では、指導者によって減量が推奨されることもある。そのため無月経、摂食障害、骨粗鬆症などが問題視されている。2004年に日本陸上競技連盟より指導者向けに「ヘルシーアスリートをめざすために」が出され、現在では「ヘルシーアスリートをめざして2014」が発行されている。拒否回避欲求が自尊感情に影響を及ぼしている要因として、「指導者から否定的に思われたくない」といった背景も推測される。自尊感情からは他者視点メリットに影響は与えておらず、デメリットを介しているパスが有意であった。梶原他(1995)はランナーの食事制限・減量のほとんどはパフォーマンス改善を目的としたものであり、ウエイトコントロールに対する意識は極めて高いとしている。競技の特性上、パフォーマンス改善のために今の自分の体型でいることにデメリット感を感じ、ウエイトコントロールに対する強い意識を持つと考えられる。

柔道を含むⅢ群では、賞賛獲得欲求が自尊感情に正の影響を与え、公的自意識が自尊感情に負の影響を与えていた。千須和・島井(2013)の研究では、減量を行う男子柔道選手は自分実際の自分よりも小さな体格(BMI)を理想としていることや、柔道家理想の内面化が進むほど他の外的要因からの影響に対する感受性も高くなることが示唆され、柔道選手としての体型意識やこだわりが強いほど理想体型への到達に対するプレッシャーを感じ、外的な影響に敏感であるが競技力向上への意識が高いことが考えられている。本研究でも、賞賛獲得欲求や公的自意識という他者からの評価という外からの評価を考え、競技力向上の気持ちを有していることが考えられる。また、自尊感情はデメリットを介さず、他者視点メリットから間接的に自己視点メリットに影響を与えていたが、他者視点メリットと自己視点メリットの概念が近く多重共線性が疑われる。なおⅢ群のみ公的自意識から自己視点メリットへのパスが有意であった。これは先述したように、柔道家理想の内面化が進むほど、外的要因からの影響に対する感受性が高くなっている(千須和・島井、2013)ことからも、外からの見える自分をそのまま自分の理想とするボディイメージに繋げようとしていることが考えられる。だが、体重階級制のある競技種目については、知見が少ないため、

さらに検討が必要である。

バレーボールなどを含むIV群では、運動有能感と賞賛獲得欲求が自尊感情に正の影響を与えていた。小牧・竹中(2001)は得点数を競うボールスポーツを行うアスリートは体重と深くかかわっていないとするが、本研究の結果ではII群と近いモデルになっていた。II群とIV群は体育授業で比較的扱われやすい種目である。運動有能感は岡沢他(1996)が主に体育授業における運動有能感の構造を明らかにするために作成したものであるため、運動有能感だけではなくさらに他の要因を投入して検討することが必要である。また、自尊感情から他者視点メリットに直接的な影響は与えておらず、デメリットを介していることが明らかとなった。吉田他(2019)は過去のスポーツ活動に起因する体型不満度が痩身願望の一因となり芸術系ではないスポーツ経験者においても痩身願望が多く認められたことを示唆しているが、本研究においても同様の結果が得られたと考えられる。

臨床的意義

スポーツ競技者の痩身願望について、スポーツ競技種目別に異なるプロセスが得られた ことから、スポーツ競技者に対する痩身願望および摂食障害の予防にはスポーツ競技によ って異なるアプローチをすることも必要となってくると考えられる。

具体的なアプローチを以下に述べる。ダンスや体操など、細い身体像が存在し、それらがパフォーマンス得点に影響を与えるとされる競技は、競技の中で自己表現をすることが求められる。そのため、体型に関わらずどのように自分というものを競技の中で表現するのかについて競技の中で意識できるようなアプローチが必要である。そのようなアプローチをすることで、運動に対する有能感から自尊感情を高めることに繋がると考えられる。

陸上競技などの、体脂肪の減少が競技成績の向上と結びつくとされる競技は、記録を向上させるために細身を目指すことが考えられる。そのため、自身の記録を伸ばすためにはウエイトコントロールだけではなく、バランスの良い食事や休養など、幅広く自分の身体と心をケアしていくことが必要である。それらのケアが、運動有能感そして自尊感情へ影響を及ぼし、痩身願望および摂食障害の予防に対するアプローチになると考えられる。

柔道などの、体重階級制が存在し、体重階級を下げることにより競技的有利性が得られる可能性のある競技は、試合の直前にある体重測定に合わせ、体重をコントロールする必要がある。そのため、外からの圧力やスポーツ競技者本人のプレッシャーを低減させるアプローチをすることが必要であると考えられる。過度なプレッシャーを低減させることで、自分の運動に対する自信や自分に対する評価を高めることができると思われる。

バレーボールやソフトボールなどの, 比較的ウエイトコントロールが要求されない競技は, ボールなどの道具を扱い, 技術が求められるスポーツである。そのため, スポーツ競技の技術を向上させることがスポーツの結果に繋がるということを実感することで, 運動有能感および自尊感情を高めることができると考えられる。同時に, 技術の向上によって, スポーツ活動に対する満足度が高まることで, スポーツ活動に起因する体型不満を低減さ

せる一因となると考えられる。

今後の課題と展望

本研究では、柔道などを含むIII群の対象者が著しく少なかった。その理由として他の競技と比較して競技人口に差があることや、競技をする上で十分な施設が必要である競技であるため、本研究の調査方法では、不十分であったと考えられる。今後は対象者の確保をするために、調査方法やスポーツ競技者の種目群を見直す必要がある。本研究のスポーツ競技種目群は、山崎・中込(1998)の分類を参考にした。だが、スポーツ競技者の競技特性には個人スポーツや団体スポーツ等の違いもある。そのためスポーツ競技種目別に検討を行う際には、今回とは異なるスポーツ競技種目群別に検討することも必要である。

引用文献

- 馬場安希・菅原健介 (2000). 女子青年における痩身願望についての研究 教育心理学研究, 48, 267-274.
- Bratland-Sanda, S., & Sundgot-Borgen, J. (2013). Eating disorders in athletes: Overview of prevalence, risk factors and recommendations for prevention and treatment. *European Journal of Sport Science*, 13, 499-508.
- 千須和直美・島井哲志 (2013). 男子柔道選手の減量行動とボディイメージの関連 生活 科学研究誌, 12, 1-7.
- Fenigstein, A., Scheier, M. F., & Buss, A. H. (1975). Public and private self-consciousness: Assessment and theory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 43, 522-527.
- 星野 命 (1970). 感情の心理と教育 児童心理, 24, 1445-1477.
- 伊藤豊彦(2021). 大学生の運動部活動への適応感の指標としての基本的心理欲求の充足・ 不満に関する研究 久留米大学人間健康学部紀要, 3, 11-24.
- 賀川昌明(2002). 体育授業が自尊感情の形成に及ぼす影響についての研究—大学生の一般的自己効力感,運動有能感,体育授業における楽しさ,成績評価との関連— 日本体育学会第53回大会,248.
- 賀川昌明・横田直樹 (2003). 小学校高学年児童の自尊感情と体育授業における価値観及 び運動有能感との関連 鳴門教育大学研究紀要 (生活・健康編), 18, 9-18.
- 梶原洋子・〆木一郎・小室史恵・木村一彦・山本正彦・水野朱音・加茂美冬 (1995). 340. 女子長距離選手・マラソンランナーのやせ願望と食行動 体力科学, 44, 776.
- 上家 卓・黒河あおい・秋月 茜・吉川博人・中道莉央・石澤伸弘・神林 勲・城後 豊・小松一保・寺田 悟 (2015). 痩身をもつ子どもともたない子どもにおける運動有能感の比較 北海道教育大学紀要, *65*, 403-409.
- 清原直彦・檜山美希・本田未菜美・西村太志 (2012). 男女大学生における痩身願望に影響

- を与える心理的諸要因の検討 広島国際大学 心理臨床センター紀要, 11, 11-20.
- 小島弥生・太田恵子・菅原健介(2003). 賞賛獲得欲求・拒否回避欲求尺度作成の試み 性格心理学研究, 11, 86-98.
- 小牧久美子・竹中晃二 (2001). 女子スポーツ選手の摂食行動に関する研究 体育研究所 紀要, 40, 39-45.
- 水村(久埜) 真由美・橋本万記子(2002). 大学生のボディイメージと健康に関連する意識・行動および知識にみられる性差 ジェンダー研究, 5,89-98.
- 岡野五郎 (2002). アスリートの栄養上の課題―摂食状況と摂食障害, 月経異常― 日本 栄養・食糧学会誌, 55, 367-371.
- 岡沢祥訓・北真佐美・諏訪裕一郎 (1996). 運動有能感の構造とその発達及び性差に関する研究 スポーツ研究学研究, 16, 145-155.
- 桜井茂男 (2000). ローゼンバーグ自尊感情尺度日本語版の検討 発達心理学研究, *12*, 65-71.
- 菅原健介 (1984). 自意識尺度 (self-consciousness scale) 日本語版作成の試み 心理学研究, 55, 184-188.
- 竹中晃二・岡浩一朗・大場ゆかり (1999). 痩身および体重制限を強いられる女子スポーツ 選手の摂食行動および月経状態に関する調査研究 体育学研究, 44, 241-258.
- 田崎慎治・今田純雄(2004). 大学生男女における自尊感情と痩身願望の関係 広島修大 論集 人文偏, 45, 17-37.
- 續木智彦・上野敦史・園部 豊・高井秀明・西條修光 (2012). 小学校高学年児童における 自尊感情と運動有能感,身体的自己評価及び新体力テスト結果との関連 日本体育大 学紀要,41,139-144.
- 内田若希・橋本公雄(2005). 自尊感情に関する運動心理学研究 体育学研究, 50, 613- 628.
- 浦上涼子・小島弥生・沢宮容子(2013). 男女青年における痩身理想の内在化と痩身願望との関係についての検討 教育心理学研究, *61*, 146-157.
- 浦上涼子・小島弥生・沢宮容子・坂野雄二 (2009). 男子青年における痩身願望についての研究 教育心理学研究, *57*, 263-273.
- 山本ちか (1999). 青年期の自尊感情に関する一研究 日本青年心理学会大会発表論文集, 7、17-18.
- 山崎史恵・中込四郎 (1998). スポーツ競技者における食行動パターンごとの身体像の特徴 体育学研究, 43, 150-163.
- 吉田真咲・荒井美由紀・水村(久埜) 真由美(2019). 女子大学生のやせ願望および減量行動を運動経験から検討する 人文科学研究, 15, 195-202.

<原著>

大学生スポーツ競技者の痩身願望における スポーツとの関わり方による相違の検討 -完全主義に焦点を当て-

赤羽美柚 信州大学大学院総合人文社会科学研究科 高橋知音 信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では、大学生スポーツ競技者の痩身願望に至るプロセスについて完全主義に焦点を当て調査を行った。スポーツ競技者の不適応的な完全主義がスポーツ競技者の高い自尊感情を低減させることで体型のデメリット感を感じさせるという仮説について検討することを目的とした。大学生・大学院生224名を一般群、準アスリート群、アスリート群に分けて群ごとの比較をした。その結果、スポーツ競技水準で異なる痩身願望に至るプロセスが示された。スポーツとの関わり方の違いによって異なる介入をすることが有効であり、特にアスリートは競技者自身が自分で完全主義との折り合いをつけ、コントロールすることができるようになることを目指した介入が必要であると示唆された。

キーワード: 痩身願望, スポーツ競技者, 完全主義, 摂食障害

問題と目的

フィギュアスケート選手やマラソン選手などのアスリートが摂食障害となり、競技を中断せねばならないケースが複数ある。摂食障害(eating disorder: 以下 ED)は、心理的背景を持つ食行動の障害で、DSM-5 では神経性無食欲症(anorexia nervosa: 以下 AN)、神経性大食症(bulimia nervosa: 以下 BN)、そのいずれにも属さないものをまとめて特定不能の摂食障害(eating disorder not otherwise specified: 以下 EDNOS)に大別されている。 ED の有病率は一般の学生よりもスポーツ競技者の方が高い(Bratland-Sanda & Sundgod-Borgen、2013)。一般的にスポーツは健康的であるという認識があるが、アスリートの中には多くの葛藤があると思われる。しかし、スポーツ競技者といってもその競技水準はさまざまである。そのためスポーツ競技者の研究においてはスポーツとの関わり方の影響を明らかにすることが必要である。

ED に関連する要因として挙げられているものの中に, 痩身願望がある。痩身願望は, 「自己の体重を減少させたり, 体型をスリム化しようとする欲求であり, 食事制限, 薬物,

エステなど様々なダイエット行動を動機付ける心理的要因」と定義されている(馬場・菅原, 2000)。小牧・竹中(2001)の研究にて、容姿が一つの得点材料になる新体操やダンスを行うアスリートは細い身体を望むとしており、スポーツ競技者が痩身願望を持つ場合があることが想定される。

痩身願望の関連要因の研究として、しばしば自尊感情が取りあげられる。浦上・小島・沢宮(2013)の研究では、男女ともに自尊感情が低いほど、痩身願望が高まることが示されている。内田・橋本(2005)は、定期的な運動・スポーツを行っている者や体力の高い者ほど高い自尊感情を有することを示している。このことは、スポーツ競技者の痩身願望を低下させるはずだが、実際には ED の有病率が高めになっている。そのため、スポーツ競技者においてはスポーツを行っていない者とは異なる痩身願望に至る機序があると考えられる。

痩身願望と完全主義

摂食障害やスポーツ競技者の自尊感情に影響を及ぼす要因として、完全主義が挙げられる。完全主義とは、過度に完全性を求めることである。桜井・大谷(1997)は、完全主義には適応的な側面と不適応的な側面の2つの側面が存在するとしている。適応的な側面には高目標設定が挙げられる。高目標設定は自分に高い目標を課する傾向であり、動機づけや意欲といった適応的な側面である。一方、不適応的な側面は、行動疑念や失敗過敏といった自分の行動に漠然とした疑問を持つことや失敗を過度に気にする傾向であり、これらは強迫的な思考や抑うつ、摂食障害との関連が示唆されている。

東山・谷・志和(2006)の研究では、完全主義と自尊感情が摂食態度に及ぼす影響について検討され、完全主義の高目標設定は自尊感情を高め、行動疑念と失敗過敏は自尊感情を低下させることが示されている。完全主義の不適応的な側面に関して、安田・高根(2017)は、失敗に対する学習可能性が低い選手および失敗不安が高い選手が抑うつ症状を呈する可能性があるとしており、完全主義的な思考が抑うつに繋がる恐れがある。そのため、スポーツ競技者は、競技をしていく上で、周囲からのプレッシャーや結果に対する不安を有していることが想定され、非スポーツ競技者と比ベストレスがかかりやすい環境下にあるだろう。しかし、完全主義が自尊感情を低減させるだけではなく、スポーツ競技者において完全主義の適応的な側面も自尊感情に影響を及ぼしていると考えられる。田部井・中山・浅井(2013)の青年期サッカー選手に関する調査では、競技に求められる過度な身体的・精神的要求により疲れ切るが、競技に対するモチベーションは保っていると述べられている。失敗に対する不安を持つ一方で、競技に対する前向きな姿勢を有するスポーツ競技者の心理的な側面も含め、多角的に検討していくことが必要である。

完全主義とアスリートの競技水準

スポーツ競技者の完全主義について研究するにあたり、非スポーツ競技者と比較検証することが必要であると思われる。一般的にスポーツを日常的に実践することは健康的であ

るとされているが、結果や競技力向上を目的としたスポーツ競技者の場合、いかに結果を 発揮するために自分を高めるかという点が重要視されているように思われる。特にスポー ツ競技者の完全主義について、アスリートはもともと強迫性人格障害的性格を有した者が 多く、不安や緊張を完全主義でカバーしようとする傾向も指摘されている(松田、2008)。 そのため、本研究ではスポーツ競技者について、競技力向上を目的としている者とスポー ツ自体を楽しんでいる者を分けて検討していくこととする。

想定されるモデル

馬場・菅原(2000)が示した女子青年の痩身願望に至るプロセスモデルや浦上他(2009)が 示した男子青年の痩身願望に至るプロセスモデル、東山他(2006)の完全主義と自尊感情が 摂食態度に及ぼす影響について調査し得られたモデルをもとに、新たに完全主義が痩身願 望に至るプロセスモデルを作成した(図 1)。細線で示されているパスは馬場・菅原(2000)、 浦上他(2009)、東山他(2006)の結果で明らかとなったパスである。東山他(2006)の研究で は、完全主義が自尊感情に影響を与え、その自尊感情が摂食態度へ影響を及ぼすという完 全主義における不適応生起モデルが示され、行動疑念や失敗過敏といった自尊感情を低下 させる不適応的な側面の影響がみられたとしている。摂食態度や痩身願望は摂食障害に関 連する要因として扱われることから、行動疑念や失敗過敏といった不適応的な完全主義が 自尊感情を低下させていることが想定される。太線で示されているパスは完全主義の適応 的な側面とされている。定期的な運動・スポーツを行っている者や体力の高い者ほど高い 自尊感情を有する(内田・橋本、2005)とされているように、摂食態度や完全主義とうつに 関する研究では適応的な完全主義はあまり注目されていないが、本研究においてスポーツ 競技者の高い自尊感情を維持している要因として設定した。自尊感情から痩身願望に至る までのパスについては、浦上他(2009)の研究において、自分の身体に対する満足度が低い 場合、体型に関するデメリット感が強まることで痩身願望に結びつく可能性があり、自分 の身体に対する満足度が低くない場合、痩せることに対する他者視点のメリットが強まる ことで自己視点メリットを介して痩身願望に至るとされている。本研究においても同様な パスを想定した。また、「自分に自信がない」といった自尊感情の低さがデメリットの高さ に関係しているという先行研究である馬場・菅原(2000)を踏まえ、本研究のモデルでもパ スを設定した。

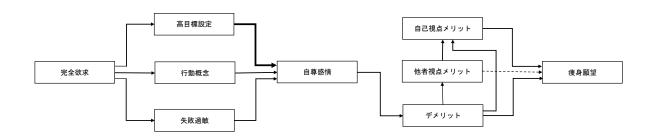


図1 本研究で想定した完全主義が痩身願望に至るプロセスモデル

目的

本研究では、馬場・菅原(2000)や浦上他(2009)の大学生の痩身願望に関するモデル、東山他(2006)の完全主義と自尊感情が摂食態度へ及ぼす影響についての調査から得られたモデルを参考に、スポーツ競技者が痩身願望を持つに至るプロセスモデルを検討する。本研究では、スポーツ競技者の競技水準によってモデルが異なると仮定し、具体的な仮説を以下に示した。

スポーツを日常的に行っていない者について、齋藤・沢崎・今野(2008)は、不適応的完全主義が自己の攻撃性に影響を与える要因のひとつであると示している。そのため、摂食障害やうつに影響を及ぼすような不適応的な側面である行動疑念や失敗過敏が高まることで、自尊感情を低下させ、痩身願望へと至るプロセスに繋がっていくことが予想される。

園部・原田・砂川(2018)の研究では、大学生の運動・スポーツの実施が首尾一貫感覚に影響を与え、首尾一貫感覚を媒介して精神的健康に間接的に寄与していることが示されており、スポーツ活動を実施することが、大学生の精神的健康に影響を及ぼす一端を担っていることが示されている。そのため、スポーツを実施すること自体は健康的であるため、競技者としてスポーツは行っていないがスポーツを楽しんでいる者はより健康的であることが予想される。そのため、より適応的な完全主義の高目標設定が自尊感情に影響を与えていることが予想される。

競技者としてスポーツを行っている者に焦点を当てた研究の中には、競技水準に着目した研究がある。遠藤他(2009)の研究では、チームスポーツにおける集団規範について、バレーボール選手を対象とした調査を行い、特に男子選手は、競技水準が高い方が集団帰属意識は強いことが示されており、より集団として高みを目指そうとするほど集団帰属意識が高いことからも、高い目標を設定し、それに向かい研鑽する傾向にあることが想定される。そのため、適応的な完全主義の側面であると考えられている高目標設定が、自分に対する評価に繋がっていることが予想される。そして、試合でよい結果を残すためや、試合のメンバーに選ばれるためには失敗に対して過敏になる場面も多くあると思われる。そのため、失敗に過敏になり自分に対する評価に影響を及ぼすことが考えられる。さらに、よ

り高みを目指そうと高目標を設定するものの、うまくいかない場合に、自分の行動に対する疑問が生じることや、それが自分の評価に影響していることが予想される。スポーツ競技を行っている者は、失敗してはならないというプレッシャーを感じると同時に、より高みを目指したいと考える高目標設定が自尊感情に影響を及ぼしており、それが痩身願望へと繋がっていくのではないかと考えられる。

方法

調査対象者

大学生・大学院生の 18 歳から 25 歳(M= 20.23, SD= 1.70)の 230 名(男性 90 名,女性 138 名,回答しない 2 名)のうち 18 歳未満と回答した者,「あなたはどのようにスポーツに 関わっていますか」の項目に「その他」を選択した者などを除外した 224 名(男性 89 名,女性 135 名;削除後の平均年齢 M= 20.23,SD= 1.70)を分析対象とした。スポーツとの 関わり方に関する項目は江田・伊藤・杉江(2009)を参考にして項目を設定した。「どのようにスポーツと関わっていますか」の項目で「日常的にスポーツを行っていない」と回答した 80 名を一般群,「サークルに所属してスポーツを楽しんでいる」と「どこかに所属せず,スポーツを自主的に楽しんでいる」と回答した 42 名を準アスリート群,「部活動に所属し競技力向上を主な目的とし,競技者としてスポーツを楽しんでいる」と回答した者 102 名をアスリート群とした。

調査手続き

作成した Google フォームを授業後に配布したことに加え、縁故法により依頼したり、 全国の大学で活動を行っている部活動に LINE やメールに添付して依頼したりした。調査 期間は 2021 年 7 月中旬から 10 月上旬までの期間であった。

調査材料

本調査の質問紙の構成は以下の通りである。

フェイスシート項目 性別, 学年, 年齢, スポーツとの関わり方, 部活動に所属している者のみ競技レベルと競技種目についての回答を求めた。

痩身願望 馬場・菅原(2000)によって作成された「痩身願望尺度」全 11 項目の尺度。 "非常にあてはまる"から"まったくあてはまらない"までの 5 件法で回答を求めた。

体型に関するメリット感・デメリット感 浦上他 (2009) によって作成された「体型に関するメリット感・デメリット感尺度」全 11 項目の尺度。「体型に関するメリット感—自己視点メリット」「体型に関するメリット感—他者視点メリット」「体型に関するデメリット感」の下位尺度がある。"全くその通り"から"そんなことはない"までの 5 件法で回答を求めた。

自尊感情 星野 (1970) のローゼンバーグの自尊感情尺度日本語版を桜井 (2000) が表現をわかりやすく修正した「自尊感情尺度」全 10 項目。"はい"から"いいえ"までの 4

件法で回答を求めた。

完全主義 桜井・大谷(1997)の「新完全主義尺度」20項目を用いた。"非常にあてはまる"と"全くあてはまらない"を設定した6段階評定で、完全主義の強い回答から6、5, 4, 3, 2, 1 として選択することを求め、それぞれ得点化した。

倫理的手続き

本研究は、信州大学「教育学部研究委員会倫理審査部会」の承認を受けた上で実施された(管理番号:21-02)。

結果

競技水準、性別と各尺度の関連

各尺度得点の男女別, 群別の平均値, 標準偏差を示した(表 1)。

		一般群		準アスリ	ノート群	アスリ	ート群
		M	F	M	F	M	F
· 古 白 陌 七 1	平均値	2.288	2.696	2.236	3.051	1.812	2.890
痩身願望	標準偏差	1.371	1.004	0.984	0.975	0.818	1.058
自己視点メリット	平均值	2.389	2.982	2.133	3.323	1.744	3.230
日に祝点とリット	標準偏差	1.407	1.250	1.213	1.186	0.972	1.251
他者視点メリット	平均值	2.111	2.146	1.733	2.458	1.397	2.115
他有税点グリット	標準偏差	1.257	1.054	1.200	1.066	0.758	0.956
デメリット	平均值	2.300	2.389	1.500	2.425	1.674	2.421
ナメリット	標準偏差	1.038	1.071	0.766	1.145	0.814	1.184
自尊感情	平均值	2.500	2.581	2.670	2.728	2.752	2.690
日导心用	標準偏差	0.404	0.613	0.531	0.521	0.570	0.712
完全欲求	平均值	3.833	3.858	4.020	3.906	4.014	3.697
元主似不	標準偏差	0.778	1.153	1.208	0.955	0.937	1.055
高目標設定	平均值	3.967	3.805	4.620	4.219	4.258	3.800
同日保政化	標準偏差	0.559	0.944	0.735	0.885	0.809	0.891
失敗過敏	平均值	3.033	3.447	3.400	3.419	3.142	3.241
大双胆拟	標準偏差	0.657	1.040	0.867	0.932	0.875	1.100
行制 路会	平均值	4.533	4.216	4.420	4.269	4.438	4.352
行動疑念	標準偏差	0.442	0.991	0.973	0.855	0.775	1.068

表1 競技水準,性別と各尺度得点の比較

各尺度間の相関

各尺度間の相関係数を算出するために相関分析を実施した(表 2)。信頼性については、原 著で確認されている。

	痩身願望	自己視点 メリット	他者視点 メリット	デメリット	自尊感情	完全欲求	高目標 設定	失敗過敏
痩身願望	-							
自己視点メリット	.848**	-						
他者視点メリット	.810**	.845**	-					
デメリット	.645**	.631**	.724**	-				
自尊感情	192**	160*	189**	403**	-			
完全欲求	.119+	.000	.124+	.248**	205**	-		
高目標設定	.037	101	014	003	.091	.617**	-	
失敗過敏	.273**	197**	.279**	.407**	508**	.558**	.224**	-
行動疑念	.023	057	.021	.200**	345**	.610**	.367**	.494**

表2 各尺度間の相関係数

競技水準におけるモデル図の比較

群ごとにモデルの比較をするため,多母集団同時分析を実施した。各モデルの適合度は,すべてのパス係数に等値制約を課した測定不変モデル(GFI=.759, AGFI=.662, CFI=.998, RMSEA=.072),パスの配置のみが一致していると仮定した配置不変モデル(GFI=.785, AGFI=.597, CFI=.998, RMSEA=.075)であった。モデルによって適合度が大きく変わらず,モデルごとにパスによる違いがみられたため配置不変モデルを採用した。

各競技水準の痩身願望を想定するモデルの作成

一般群のモデルを図 2, 準アスリート群のモデルを図 3, アスリート群のモデルを図 4 に示す。

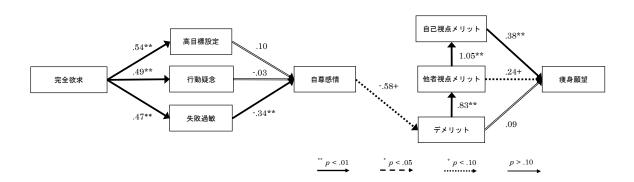


図2 一般群の推定結果(n=80)

 $^{^{**}} p < .01, \ ^* p < .05, \ ^+ p < .10$

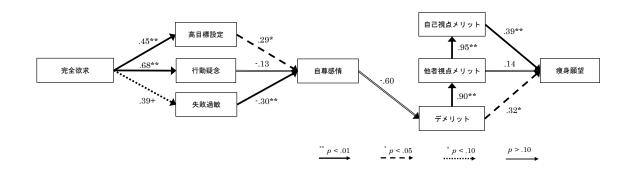


図3 準アスリート群の推定結果(n=42)

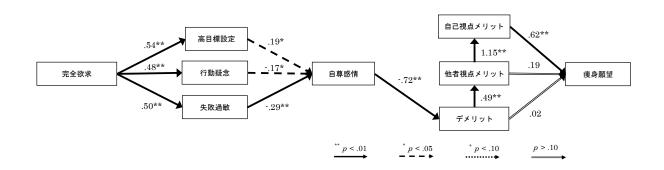


図4 アスリート群の推定結果(n=102)

一般群のモデル(図 2)では、失敗過敏のみが自尊感情に負の影響を与えていた。自尊感情からはデメリットに負の影響を与えており、デメリットと他者視点を介して痩身願望に至るルートとデメリット、他者視点メリット、自己視点メリットを介して痩身願望へと至る2つのルートがみられた。準アスリート群のモデル(図 3)では、高目標設定が自尊感情に正の影響、失敗過敏が自尊感情に負の影響を与えていた。自尊感情がデメリットに影響を与えているパスは有意ではなく、デメリットから痩身願望に至るルート、デメリット、他者視点メリット,自己視点メリットを介して痩身願望に至るルートがみられた。アスリート群のモデル(図 4)では、高目標設定が自尊感情に正の影響を与えており、行動疑念、失敗過敏が自尊感情に負の影響を与えていた。自尊感情はデメリットに負の影響を与えており、そこからデメリット、他者視点メリット,自己視点メリットを介して痩身願望に至るルートのみが有意なパスとして認められた。

考察

本研究では、スポーツ競技者の不適応的な完全主義がスポーツ競技者の高い自尊感情を 低減させることで体型のデメリット感を感じさせるという仮説について検討するために、 馬場・菅原(2000)や浦上他(2009)のモデルや、東山他(2006)が完全主義と自尊感情が摂食態度に及ぼす影響について検証したモデルを参考に作成した、完全主義が痩身願望に至るプロセスモデルについて、非スポーツ競技者、楽しんでスポーツを行っている者、競技力向上を目指すスポーツ競技者による違いを比較検討した。

競技水準別の痩身願望に至るプロセス

競技水準別に痩身願望に至るプロセスモデルを検討したところ、群によって異なる結果が示された。

まず、日常的にスポーツを行っていない一般群について、このモデルでは完全欲求が高目標設定、行動疑念、失敗過敏に影響を与えていた。これは東山他(2006)の研究の結果と同様の結果であった。これらの3つの変数から自尊感情に影響を及ぼしているのは、失敗過敏のみであった。齋藤他 (2008)の研究では、完全主義と攻撃性において、不適応的完全主義が強いほど、認知・情動的攻撃性が高まり、認知・情動的攻撃性が高いほど、自己への敵意が高まるとしている。不適応的完全主義には行動疑念と失敗過敏が含まれているが、そのうち失敗過敏のみが自尊感情に負の影響を及ぼしていた点において、よりEDと関連のある痩身願望についても同様の傾向がみられると推測されることから、今回の結果に至っていると考えることができる。

痩身願望へのパスについては、自尊感情からデメリット、他者視点メリットを介して痩身願望へ至るルートと、デメリット、他者視点メリット、自己視点メリットを介して痩身願望へ至る2つのルートがみられた。馬場・菅原(2000)の女子大学生を対象にした痩身願望の研究では、馬場・菅原(2000)が作成した体型に関するメリット感、デメリット感尺度が用いられているが、デメリットから痩身願望へ至るパスは認められていない。その点について、馬場・菅原(2000)は、痩身願望を直接高めるのは、体型に対する損得意識であるといったことを述べているが、本研究においても同様の結果が得られたと考えられる。特にスポーツ競技を行っていない者は、痩身願望に至る過程において他者からの影響や他者との関わりによって、自分が痩せることに対するメリット感を見出していることも要因のひとつとして考えることができる。

次に結果にとらわれずスポーツを楽しんでいる準アスリート群について,このモデルでは完全欲求が高目標設定,行動疑念,失敗過敏のそれぞれに正の影響を与え、高目標設定が自尊感情に正の影響,失敗過敏が自尊感情に負の影響を与えていた。しかし,自尊感情からデメリットへのパスが有意ではなく,完全主義,自尊感情からデメリットへの影響がみられなかった。まず,自尊感情に影響を及ぼしていた高目標設定と失敗過敏について,園部他(2018)は大学生の運動・スポーツの実施が精神的健康に間接的に寄与しているとしているが,完全主義の中でも適応的な側面であるとされている高目標設定が自尊感情に影響を及ぼしており,先行研究と矛盾していないと捉えられる。そのため,目標設定が過度にならず,自尊感情を保つことができるため,デメリットには影響を及ぼしていないこと

が考えられる。そのため、準アスリート群は比較的精神的健康度の高い群であると考えることができる。一般群において有意な影響が認められていた失敗過敏は準アスリート群でも同様に自尊感情を低下させていることが示された。しかし、準アスリート群では、自尊感情からデメリットに至るパスは見られなかった点で、一般群と同様に失敗したくないという気持ちは自尊感情に負の影響を与えているものの、それが自分の体型に対するデメリット感に繋がらないということが示された。そのため、今後の研究では、精神的健康度などの概念も投入し検証していくことでより詳細を把握することができると思われる。

次に競技者としてスポーツを行っているアスリート群について、このモデルでは、高目標設定が自尊感情に正の影響を与えていた。遠藤他(2009)のバレーボール選手を対象とした調査では、チームスポーツにおける集団規範について、特に男子選手は、競技水準が高い方が集団帰属意識は強いことが示されており、競技水準の高さがチームという集団の中で自分を鼓舞することにも繋がると考えられる。他にも、大石他(2016)は、競技水準が上位のグループほど、試合や練習に向けた準備や長期的な身体の強化、現状を自己分析して強化と回復のために適切な判断をすることに関する得点が高かったとしている。そのため、チームスポーツに限らず個人スポーツにおいても競技に対して向上心をもって取り組んでいるような、競技水準が高い者は、自分の記録を高めるために日々の練習に取り組んでいることが考えられる。本研究においても、高目標設定が自尊感情に影響を与えている理由として挙げられる。

一方で、アスリートは不安や緊張を完全主義でカバーしようとする傾向がある(松田、2008)との見解も見られる。アスリートは完全主義によって競技に関する重圧と折り合いをつけていると考えられる。準アスリート群との違いとして、アスリート群では、試合で結果が求められる場面や失敗できない場面、自分が試合に出ることができるか否かなど多くの不安やプレッシャーと常に隣り合わせにあることが推測される。そのため、目標を設定してそれに向かって前向きに取り組もうとする適応的完全主義を持っているものの、同時に不適応的完全主義も持ち合わせていることで自尊感情に影響を及ぼしていると考えられる。自尊感情からデメリット、他者視点メリット、自己視点メリットを介して痩身願望に至るパスのみが有意であったが、自尊感情が低減されることで、自分の体型に対してネガティブな感情を抱き、よりパフォーマンスを向上できる体型でありたいというメリット感を抱いているのだと推測することができる。

臨床的意義

完全主義が痩身願望を持つに至るプロセスについて、日常的なスポーツとの関わり方の水準別に検討し、異なるプロセスが得られたため、スポーツとの関わり方の違いによって異なる介入をすることが有効であると考えられる。特に、松田(2008)の研究において、アスリートは不安や緊張を完全主義でカバーしようとする傾向があるとしているため、スポーツ競技者に対して不安や緊張の一つ一つを大切に扱っていく必要がある。具体的に、完

全主義が過度にならないようなアプローチが必要である。スポーツ競技者は、自分のパフォーマンスを向上させたいという向上心も持っているため、前向きな感情を大切にすることが求められる。しかし、目標を追求するあまり自分に課するハードルが高くなりすぎることが問題であると思われる。スポーツ競技者が自分で完全主義との折り合いをつけ、コントロールできるようになることを目指した介入をしていくことが大切であると考えられる。

今後の課題と展望

本研究では、スポーツ競技者の競技水準の明確な基準はなく、曖昧であった。そのため出場経験のある試合の規模を統一し、スポーツ競技者の団体をある程度絞った上で検討することも必要であると思われる。また今後は、完全主義を含めた他の概念とのつながりを検討することが研究の余地としてある。スポーツ競技者を対象にした調査では、バーンアウト傾向とポジティブ感情について検討した研究もある(田中・水落、2013)。そのため、完全主義が自尊感情に与える影響について、ネガティブな側面だけではなく、ポジティブな側面についても痩身願望に至るプロセスとして加え、検討していくことが重要である。それらの要因と痩身願望の関連について検討することで新たな知見が得られる可能性がある。

引用文献

- 馬場安希・菅原健介 (2000). 女子青年における痩身願望についての研究 教育心理学研究, 48, 267-274.
- Bratland-Sanda, S., & Sundgot-Borgen, J. (2013). Eating disorders in athletes: Overview of prevalence, risk factors and recommendations for prevention and treatment. *European Journal of Sport Science*, 13, 499-508.
- 江田香織・伊藤正哉・杉江 征 (2009). 大学生アスリートの自己形成における本来感と随伴的自己価値が精神的健康度に及ぼす影響 スポーツ心理学研究, 36, 37-47.
- 遠藤俊郎・下川浩一・安田 貢・布施 洋・袴田敦士・伊藤潤二 (2009). チームスポーツに おける集団規範―特にバレーボールについて― 教育実践研究, 14, 84-94.
- Fenigstein, A., Scheier, M. F., & Buss, A. H. 1975 Public and private self-consciousness: Assessment and theory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *43*, 522-527.
- 東山正晴・谷好 充・志和資朗 (2006). 完全主義と自尊感情が摂食態度に及ぼす影響 日本心理学会第70回大会.
- 星野 命(1970). 感情の心理と教育 児童心理, 24, 1445-1477.
- 小牧久美子・竹中晃二 (2001). 女子スポーツ選手の摂食行動に関する研究 体育研究所 紀要, 40, 39-45.
- 松田貴雄(2008). スポーツによる拒食症 日本臨床スポーツ医学会誌, 16, 226-233.

- 大石 徹・中野恵介・山本 巧・赤間高雄 (2016). ラグビー選手のための「意識と心がけ指標」と競技水準との関連 スポーツ科学研究, 13, 1-11.
- Rosenberg, M. (1965). Society and the adolescent self-image. Prinston University Pres. 齋藤路子・沢崎達夫・今野祐之 (2008). 自己志向的完全主義と攻撃性および自己への攻撃 性の関連の検討―抑うつ、ネガティブな反すうを媒介として パーソナリティ研究, 17. 60-71.
- 桜井茂男(2000). ローゼンバーグ自尊感情尺度日本語版の検討 発達心理学研究, 12, 65-71.
- 桜井茂男・大谷佳子 (1997). "自己に求める完全主義"と抑うつ傾向および絶望感との関係、心理学研究, *68*, 179-186.
- 園部 豊・原田 長・砂川憲彦 (2018). 大学生における運動および生活活動が精神的健康に 与える影響―首尾―貫感覚を媒介変数として― 健康支援, 20, 35-42.
- 田部井祐介・中山雅雄・浅井 武 (2013). 青年期のサッカー選手におけるアスリートのバーンアウトの予防に向けて 日本機械学会 No.13-34 シンポジウム: スポーツ・アンド・ヒューマンダイナミクス 2013 講演論文集, 203-209.
- 竹中晃二・岡浩一朗・大場ゆかり (1999). 痩身および体重制限を強いられる女子スポーツ 選手の摂食行動および月経状態に関する調査研究 体育学研究, 44, 241-258.
- 内田若希・橋本公雄(2005). 自尊感情に関する運動心理学研究 体育学研究, *50*, 613-628.
- 浦上涼子・小島弥生・沢宮容子・坂野雄二 (2009). 男子青年における痩身願望についての研究 教育心理学研究, *57*, 263-273.
- 浦上涼子・小島弥生・沢宮容子(2013). 男女青年における痩身理想の内在化と痩身願望との関係についての検討 教育心理学研究, *61*, 146-157.
- 安田 貢・高根信吾 (2017). 大学生スポーツ選手の失敗に対する学習可能性が抑うつ症状におよぼす影響 Journal of Health Psychology Research, 30, 45-53.
- 矢澤美香子・金築 優・根建金男 (2010). 青年期女子における完全主義認知とダイエット 行動および摂食障害傾向との関連 女性心身医学, 15, 154-161.

<原著>

個人性格要因がインターネット依存に与える 影響についての検討

井下七海 信州大学大学院総合人文社会科学研究科 茅野理恵 信州大学学術研究院教育学系

概要

スマートフォンの普及に伴うインターネット依存者の増加が近年の課題となっている。 本研究では、インターネット依存に影響を与える個人の要因を検討するにあたって、鄭(2013)が関連要因として指摘している「個人性格の要因」について、量的な調査による方法で明らかにすることを目的とした。その結果、「個人の性格要因」として指摘されていた「内向性」、「心配性」、「消極性」、「依存性」のうち、「内向性」、「心配性」、「消極性」においてインターネット依存傾向に関連性あることが示された。

キーワード:インターネット、依存、性格

問題と目的

今日,急激な勢いでスマートフォンの普及が広まっている。総務省(2018)の調査によると、6~12歳のスマートフォン個人保有率は30.3%にも及び、小学生であっても4人に1人以上の割合でスマートフォンを保有している事が明らかになっている。また、20代、30代のスマートフォン保有率は90%を超え、現代社会を語るにあたってスマートフォンは欠かせない存在になっている。年々向上していくその機能性や利便性に注目がおかれる一方で、スマートフォンの普及と共にインターネット依存者が増加しているという側面も、目をそらしてはいけない事実である。厚生労働省(2018)は、中高生を対象にインターネットの病的使用者をスクリーニングする8項目からなるテストを行い、結果を同じテストを用いた2012年の調査結果と比較している。その結果、2017年度では、不適応使用者および病的使用者の割合が、中高、男女とも顕著に増加していたと発表している。これは、累計約93万人の中高生が、インターネット依存傾向にある可能性を示唆する結果となっている。学業や仕事の都合上インターネット依存傾向にある可能性を示唆する結果となっている。学業や仕事の都合上インターネットの利用時間が増加するのは、現代の効率的なツール利用として問題がないように感じる一方で、インターネット依存傾向が高まった結果日常生活に支障をきたす人も存在しており、本人や周囲の人々が生きづらさにつながってしまう現状が問題となっている。

インターネット依存とは、未だに定義が曖昧な概念である。DSM-5 でも、インターネッ ト依存に対する正式な診断基準は示されていなかった。しかしこの「インターネット依存」 という言葉を現代的意味で始めに用いたのは、アメリカの精神科医 Ivan Goldberg である と考えられている。Robbie (2019)によると, Ivan は 1995 年, 当時の精神科医用の人気掲 示板「PsyCom.net」で「internet addiction disorder」という新しい疾患について説明し、 インターネット利用を理由に重要な社会活動を放棄することや、「自発的または無意識に キーボードを打つ動作をしてしまう」といった症状を書き込んだ。後にこの書き込みは冗 談のつもりであったことを告白しているが、彼のこの発現は当時の精神科医の間で大きな 反響を呼んだ。このような周囲の反響を受け、Ivan はネット依存者のためのオンライン・ サポートグループも立ち上げている。Young(1998 小田嶋訳 1998)は、インターネット依 存者やその関係者の証言を元にインターネット依存についての研究を進めている。その中 で、「インターネットを利用し続けるために知人に嘘をついたりごまかしたりする」といっ たインターネット依存者の多くに見られる現象や、「自らの中毒症状を自覚しても利用を 続けようとする」といった回復の過程で課題となってくる事象についても検討している。 また、インターネットの中毒的な利用と通常、あるいは許容範囲と言える利用は、利用時 間のみで決められるものでは無いと論じている。そして、研究の過程で、DSM-IV の病的 ギャンブルと物質関連障害の基準をベースとしたネット依存テスト「Young20」「Young8」 を開発し、これらの尺度は現在多くのインターネット依存に関する研究で用いられている。 また、インターネット依存と近い概念であるゲーム依存についても提唱当初から現在にか けて注目され続けており、2022 年 1 月に発行された ICD-11 において、国際疾病として 「Gaming disorder」の診断基準が記載された。これは、「ゲームに関して自制ができない」 「他の生活上の興味や日常的な活動よりもゲームの優先度が高い」「ゲームによって悪い 結果が生じているにも関わらず、ゲームを継続し、またはゲーム使用がエスカレートする」 などの病態が 1 年以上続いている場合に診断される。本研究においては、ICD-11 におけ る「Gaming disorder」の診断基準に加え、鶴田・山本・七田・野嶋(2014)がインターネッ ト依存に関する先行研究の多くで共通している概念であると指摘している「心理的な要因 や欲求によりインターネット利用に没頭し、利用時間を自分自身で管理、コントロールす ることができずに過度な利用を行うことで、それが日常生活や心身に悪影響を及ぼす状態」 をインターネット依存の状態における定義として研究を進める。

先行研究においては、Young(1998 小田嶋訳 1998)が「インターネット依存」を衝動制御障害の一種と捉え、また DSM・IV の病的ギャンブルと物質関連障害の基準をベースとした 20 項目(5 段階尺度)から成るインターネット依存テスト「Young20」を開発している。さらに鄭(2013)は、グラウンデッド・セオリー法を用いてインターネット依存傾向形成要因のカテゴリー化を行い、その結果を Young(1998 小田嶋訳 1998)のインターネット依存に対する研究結果と比較し、日本と海外のインターネット依存傾向における異同を論じてい

る。しかし、鄭(2013)の研究は被験者の少なさが課題とされており、作成されたカテゴリーの内容における更なる検討が必要とされている。中でも、Young(1998 小田嶋訳 1998)の先行研究と顕著な差が見られた「個人性格の要因」については、量的研究を行なうことによって、日本特有のインターネット依存傾向形成要因をより明確にすることが可能であると考える。インターネット依存度と「個人性格の要因」としてあげられた性格傾向の特性には関連がある可能性が高いと考えが、鄭の研究を通して可能性が表出したこれらの関連性については、未だ量的な検討がされておらず信頼性の低さが課題となっている。また、自己申告制によるインターネット依存者を対象としていたため、自身で依存傾向にあることを意識していないインターネット依存者においても鄭の研究で明らかとなった個人性格の要因が示されるかは検討されていない。「個人性格の要因」として示された個人の性格傾向との関連性についての調査をより広い対象に対して行い、量的な検討を行うことで、インターネット依存者への理解や症状改善に対するひとつの手がかりになると考える。

よって、本研究では、鄭(2013)がカテゴリー化したインターネット依存傾向形成要因の内「個人性格の要因」としてあげられた各性格傾向について、実際のインターネット依存度との関連性を検討する

方法

調査対象者

大学生・大学院生 107 名を調査対象とした。全ての回答が分析対象としての条件を満たしていたため、107 名(男性 34 名、女性 72 名、その他 1 名、平均年齢 20.67 歳、SD=1.72)を分析対象とした。

調査内容

フェイスシート項目として年齢と性別,所属する学年を尋ねた。インターネット依存傾向を測定する尺度については、Young(1998)が作成したスクリーニングテスト「Young20」の日本語訳版である「IAT: Internet Addiction Test (インターネット依存度テスト)」(以下,IAT)全20項目を用いた。日本語訳版は、独立行政法人国立病院機構久里浜医療センターTIARの翻訳によるものである。「インターネットに関する以下の質問にお答えください。この場合、利用する機器は、パソコン、携帯電話、スマートフォン、ゲーム機などオンラインで使用するすべてを含みます。各質問の1~20について次の1から5の回答の中から、最もあてはまる番号を1つ選び、クリックしてください。自分に関係のない質問であれば「全くない」を選んでください。」と教示し、「1=まったくない、2=まれにある、3=ときどきある、4=よくある、5=いつもある」の5件法で尋ねた。個人性格の要因を測定する尺度については、鄭(2013)における、面接中に見られた各要因における特徴的な発言内容に基づき、類似した質問項目で構成されている尺度を使用した。鄭(2013)は「心配性」について、「いろいろと物事を敏感に考えて心配や不安を表す発言」と説明し、具体

的な例として、「みてくれると安心」、「漠然とした不安が強かった」、「嫌われているのではと不安」、「真剣に考えるタイプ」などを挙げている。これらの発言内容を参考に、類似する内容を質問項目としている「新性格検査」(柳井・柏木・国生、1987)の下位尺度「神経質因子」を用いて、「心配性」の測定を行った。「消極性」ついては、「あまり活動的でなく家や自分の世界に消極的になっている発言」から定義しており、具体的な例として、「外出が面倒」、「外に出たがらない自分」、「自分の世界に逃げ込む」、「引きこもり」などをあげているため「早稲田シャイネス尺度」(鈴木・山口・根建、1997)の下位尺度「消極性」を用いて、「行動「消極性」」の測定を行った。「依存性」については、「ひとりでうまくいられなく、孤独感を感じながらネットをしてしまう発言」から定義しており、具体的な例として、「さびしがりや」、「一人で上手く過ごしきれない」、「暇がストレス」などを挙げているため、「対人依存欲求尺度」(竹澤・小玉、2004)の下位尺度「情緒的依存欲求」を用いて測定を行った。「内向性」については、「心的エネルギーが内向きになっている内向的な発言」から定義してしおり、具体的な例として、「人見知り」、「本音ではなせる人がいない」、「受け身」、「自分から話しかけない」などを挙げているため、逆転することで内容に類似する「新性格検査」(柳井ら、1987)の下位尺度「社会的外向性因子」を用いて測定を行った。

調査手続き

インターネット上に Google フォームを用いて調査内容を公開し、縁故法によってデータを収集した。回答に所要する時間は約15分であった。

調査期間

2021年9月~11月に実施した。

倫理的配慮

本調査は、信州大学教育学部研究委員会の審査を通過している(管理番号: 21-11)。また、「IAT: Internet Addiction Test (インターネット依存度テスト)」の使用については、久里 浜医療センターに使用許可申請を行い、使用許諾を得ている。

結果

各尺度における記述統計

表 1,表 2 に各尺度における各因子及び合計の記述統計をそれぞれ示した。また,表 1 に示した IAT の記述統計については,久里浜医療センターの示した得点ごとの区分に従い, $20\sim39$ 点, $20\sim69$ 点, $70\sim100$ 点の 3 群に分類したものに加え,合計の記述統計を示した。以降,この 3 群についての名称については,同じ Young(1998)を翻訳し調査に用いている総務省情報通信政策研究所(2013)の研究と同様に, $20\sim39$ 点を「インターネット依存的傾向低群」, $40\sim69$ 点を「インターネット依存的傾向中群」,70 点以上を「インターネット依存的傾向高群」と称する。

	-1-1/1	0./		[#2/#4 \ \		
	度数	%	平均	標準偏差	最小値	最大値
依存傾向低群	23	21.50	33.78	4.69	24.00	39.00
依存傾向中群	75	70.09	50.73	7.89	40.00	68.00
依存傾向高群	9	8.41	79.00	6.02	70.00	91.00
IAT	107	100	49.47	13.39	24.00	91.00

表1 依存傾向群別 IAT 得点の記述統計

表2 個人性格の要因の測定に用いた各尺度の記述統計

	度数	平均	標準偏差	最小値	最大値
新性格検査:社会的外向性因子	107	18.89	5.07	10.00	30.00
新性格検査:神経質因子	107	23.13	5.37	10.00	30.00
早稲田シャイネス尺度:行動[消極性]	107	14.59	4.85	5.00	25.00
対人依存欲求尺度:情緒的依存欲求	107	37.06	11.19	11.00	58.00

インターネット依存度と個人性格の要因との関連

インターネット依存度と個人性格の要因との関連について検討を行う。先述した従来の方法で IAT の得点ごとに調査対象を分類すると,「インターネット依存的傾向高群」にあたる対象のデータが少なく,分析の信頼性に影響をもたらすため,対象全体における IAT 得点の中央値 47 から, $\pm 0.5SD$ の範囲で 3 群に分類した。以降,IAT 得点が 47-0.5SD に満たない者の群を「改・依存傾向低群(以降,改・低群)」, $47\pm 0.5SD$ の範囲内にある者の群を「改・依存傾向中群(以降,改・中群)」,47+0.5SD を超える者の群を「改・依存傾向 高群(以降,改・高群)」と称し,記述統計を表 3 に示す。

表3 改・依存傾向群別 IAT 得点の記述統計

	度数	%	IAT 平均	標準偏差	最小値	最大値
改·低群	27	25.23	34.70	4.87	24.00	40.00
改·中群	45	42.06	49.47	3.89	41.00	53.00
改・高群	35	32.71	64.71	9.86	54.00	91.00
合計	107	100	49.47	13.39	24.00	91.00

IAT 得点 3 群ごとに,個人性格の要因を測定するために用いた各尺度得点の平均値及び標準偏差を分析した。分析の結果を表 4 に示す。また,依存傾向と個人性格の要因の関連性を検討するために,IAT 得点 3 群を独立変数とした 1 要因 3 水準の分散分析を行った。分散分析表を表 5 に示す。分析の結果,「社会的外向性因子」「神経質因子」の得点において依存傾向群間に有意差が見られた(「社会的外向性因子」: F(2,104)=3.64, MSE=1.01, p=.03, $partial n^2=.07$, 「神経質因子」:F(2,104)=3.50, MSE=1.01, p=.03, $partial n^2=.06$)。また,「行動[消極性]」の得点において有意傾向が見られた(F(2,104)=2.28, MSE=1.01, p=.09, $partial n^2=.04$)。そこで F(2,104)=1.040。それぞれについて行った結果,「社会的外向性因子」「神経質因子」「行動[消極性]」のそれぞれについて行った結果,「社会的外向性因子」において「改・低群」に比べて「改・高群」の得点が有意に低いことが明らかとなった(F(2,104)=1.04)。一方で,「神経質因子」の尺度得点においては「改・低群」に比べて「改・高群」の得点が有意に高いことが明らかとなった (F(2,104)=1.04)。

表4 改・依存傾向群別「個人性格の要因」測定尺度の記述統計

下位尺度	依存傾向	度数	平均値	標準偏差
新性格検査:社会的外向性因子	改·低群	27	23.41	3.85
	改・中群	45	21.42	4.61
	改・高群	35	20.26	5.02
	合計	107	18.89	5.07
新性格検査:神経質因子	改·低群	27	21.07	5.61
	改・中群	45	23.20	5.41
	改・高群	35	24.63	4.72
	合計	107	23.13	5.37
早稲田シャイネス尺度:行動[消極性]	改·低群	27	12.93	4.47
	改・中群	45	14.93	4.91
	改・高群	35	15.43	4.87
	合計	107	14.59	4.85
対人依存欲求尺度:情緒的依存欲求	改·低群	27	35.15	11.96
	改・中群	45	36.87	10.02
	改・高群	35	38.77	12.04
	合計	107	37.06	11.19

「行動[消極性]」の尺度得点においては,群間の有意差は見られなかった。「依存性」を測定する尺度「情緒的依存欲求」においては,主効果の有意差は見られなかった。この項目に関しては,鶴田ら(2014)の研究によると,他者とのつながりに対して精神的に依存する程度に性差があることが示唆されている。そのため,性別「その他」を選択した者を除く106名のデータを対象に,性別と IAT 得点 3 群を独立変数とした 2 要因分散分析も行ったが,こちらにおいても有意な差は見られなかった(F(2,104)=3.64, MSE=1.01, p=.50, $partial \eta^2=.02$)。

表5 個人性格の要因の各測定尺度とインターネット依存傾向の分散分析表

		平方和	平均平方	<i>F</i> 値	partial η 2	多重比較
社会的外向性因子	グループ間	152.38	76.19	3.64*	.07	3<1
	グループ内	2174.18	20.91			
	合計	2326.56				
神経質因子	グループ間	192.95	96.47	3.51*	.06	1<3
	グループ内	2859.22	27.49			
	合計	3052.17				
行動[消極性]	グループ間	104.68	52.34	2.28 †	.04	1<3
	グループ内	2387.22	22.95			
	合計	2491.91				
情緒的依存欲求	グループ間	202.89	101.44	0.81	.02	
	グループ内	13062.78	125.60			
	合計	13265.66				

注 自由度はいずれも 2, 104 であった。

多重比較の項目における表記:1=改・低群,2=改・中群,3=改・高群

考察

本研究の調査における統計上の傾向について

本研究においては、IAT(インターネット依存度テスト)の平均値が 49.47 を示した。また、Young(1998 小田嶋訳 1998)や総務省情報通信政策研究所(2013)が提示した、従来の依存傾向判定基準に則して考えると、全体で 78%以上の者にインターネット依存傾向が見られたことが明らかとなった。八木(2017)は、大学生を対象に総務省情報通信政策研究所(2013)で提示された「Young20」の 20 項目を使用して測定を行い、 65.1%の者にインタ

ーネット依存傾向が見られていることを明らかにしている。また、王・和田(2014)も日本の大学生を対象に、八木(2017)と同様の尺度、同様の区分で調査を行い72.9%の者にインターネット依存傾向が見られることを示した。これらの先行研究と比較すると、インターネット依存傾向にある対象者の割合は増加していることが推察される。新型コロナウイルス感染拡大防止による外出の自粛、スマートフォンやタブレット端末の普及率の上昇などによって、現代社会全体のインターネット依存傾向が上昇しているとも考えられる。また、IAT 得点は、あくまで回答者本人の主観に基づいているため本人が自覚している以上にインターネットに依存しており、生活に支障をきたしている可能性もある。セルフチェック尺度で依存度を測定することに対する妥当性については、小寺(2013)も疑問視しているが、今後更なる一般性・汎用性の高い尺度の開発や使用尺度の統一、また問診や観察における他者評価の診断基準がより明確に作成されることで、対象者のインターネット依存傾向が、どれほど生活に問題を生じさせているかをより正確に評価できるようになると考える。

個人性格の要因とインターネット依存傾向における関連

「内向性」との関連 インターネット依存傾向が高い者は、「社会的外向性因子」の得点 が有意に低く、一方で「神経質因子」「行動[消極性]」の得点が有意に高いことが明らかに なった。これは、インターネット依存傾向にある者が、鄭(2013)の提唱する個人性格の要 因「内向性」、「心配性」、「消極性」の特徴を有することを示唆する結果と言える。個人性 格の要因「内向性」においては、「心的エネルギーが内向きになっている内向的な発言」(鄭、 2013)を元に定義がなされている。この特徴に当てはまる者は、自己開示や自主的な相手へ の働きかけを行わずに楽しみ続けることができる娯楽の一種として、インターネットを用 いる可能性が高いと考える。インターネット上のコミュニケーションツール、とくに SNS を見ていると、自己開示的な投稿を多く見かける。そのため、そのような投稿の一覧を辿 っていると、むしろ外向的な人間が多く集まっているのではないかと錯覚することがある。 しかし、実際に大学生を対象に SNS の利用目的を調査した際、「発信」や「対話」とは顕 著に差を付け、一番主な目的として大多数の回答を占めたものは「閲覧」であった(井下、 2020)。この事からも、SNS 利用者においては自己開示的に発信を行っている者だけでな く、基本的には情報を閲覧することを目的として利用する者も多く存在している。特に内 向的な性格特性の者は、自主的な投稿や他者との対話はあまり行わず、それらの投稿を閲 覧することで楽しんでいることが推察される。

「心配性」との関連 インターネット依存傾向が高い者は、依存傾向が低い者に比べて「神経質因子」の得点が有意に高いことが明らかになった。これは、インターネット依存傾向にある者が、鄭(2013)の提唱する個人性格の要因「心配性」、の特徴を有することを示唆する結果となる。個人性格の要因「心配性」においては、「いろいろと物事を敏感に考えて心配や不安を表す発言」(鄭,2013)を元に定義がなされている。この特徴に当てはまる者は、日常の中で感じる些細な不安や心配を解消するツールとして、インターネットを用い

る可能性が高いと考える。例えば、インターネットを使用することで、災害に対する予防策や感染症予防に効果的な方法など、物理的に自身の身を守る最新の情報を即座に入手することができる。また、対人関係に不安を感じることが多い者は、Twitterや Instagramなどで相手の投稿を検索することで、相手の心情や動向を察知するために用いる可能性も大いにあると考える。心配性の性格特性を持つ者が、SNSなどインターネット上のチャットツールを用いて誰かとよく連絡を取っている場合、対人関係上の不安から、「すぐにメッセージを返さなければ」「相手からメッセージが来たらすぐに確認しなければ」という思いが高まると推測する。その結果、端末画面から目を反らせなくなってしまい、最終的にインターネット依存傾向が高まると考える。

「消極性」との関連 インターネット依存傾向が高い者は、依存傾向が低い者に比べて「早稲田シャイネス尺度:行動[消極性]」の得点が有意に高いことが明らかになった。これは、インターネット依存傾向にある者が、鄭(2013)の提唱する個人性格の要因「消極性」の特徴を有することを示唆する結果となる。個人性格の要因「消極性」においては、「あまり活動的でなく家や自分の世界に消極的になっている発言」(鄭,2013)を元に定義がなされている。この特徴に当てはまる者は、物理的な人との関わりを持たずに娯楽や情報収集等の欲求を満たす手段として、インターネットを多く用いる可能性があると考える。また、インターネット依存傾向が、生活に支障をきたす程まで高まる前の段階においては、「消極性」の性格特性を持つ者であっても、仕事や授業などにより「やむを得ず」社会で活動をしている可能性は大いにある。その際、周囲との世間話といった言語的なコミュニケーションはもちろん、目が合う、会釈をするといった非言語的なコミュニケーションの機会も必要最低限に抑えるために、手元のスマートフォン端末、ひいてはインターネットの世界へ逃げ込むという手段を用いる可能性もあると考える。このような使用法を繰り返すことで、結果的にインターネット依存傾向が高まると考える。

「依存性」との関連 「対人依存欲求尺度:情緒的依存欲求」の得点と、インターネット依存傾向の有意な関連性は示されなかった。この結果の要因として、本研究の対象者において IAT の得点が 70 点を超える者、すなわち従来の研究において「依存傾向高群」の基準にあたる者が少なかったことが影響していると考えられる。インターネット依存によって、社会的な支障を感じている者や、IAT 得点などからインターネット依存傾向が高いと判断された者を対象として、十分なデータ数を集めた上で再度調査を行うことで、改めて個人性格の要因「依存性」とインターネット依存傾向の関連性をより正確に検討できると考える。また、「対人依存欲求尺度」を作成した竹澤ら(2004)の研究では、大学生・短大生を対象に調査を行った結果、本研究で使用した下位尺度<情緒的依存欲求>において男性に比べて女性の方が有意に高い得点を示していた。対して、本研究ではこの尺度における有意な性差は見られず、特に先行研究と比較すると女性の得点が低い値を示している。このように、女性における個人性格の要因「依存性」にあたる特徴が低い値を示している

ことも、仮説に反し、先行研究から推測されるものと異なる結果が示された原因のひとつとして影響している可能性もあると考える。個人性格の要因「依存性」は、「ひとりでうまくいられなく、孤独感を感じながらネットをしてしまう発言(鄭, 2013)」を元に定義がなされている。よって、この特徴が低い値を示すということは、「他者から適度に距離を保ち、精神的に独立している」状態であると考えることができる。今回調査対象となった学生の多くは、新型コロナウイルス感染症の影響により、物理的に他者との接触を減少させられる機会も多く存在したと考える。その中で、他者と直接・間接問わずリアルタイムで関わりを持つことなく、一人の時間を過ごすことに対して徐々に適応した結果、本研究のような数値を示した可能性がある。そのため、現代社会において個人性格の要因「依存性」にあたる性格の特徴を持つことは、インターネット依存傾向を上昇させる要因とはなり得ない可能性があると考える。

「依存性」とインターネット依存傾向の関連性を一見示唆するように思われる研究とし ては、総務省(2014)によるインターネット利用目的と依存傾向の調査が挙げられる。この 調査によると、インターネット利用目的として「コミュニケーション」を選択した者が、 インターネット依存傾向も他コンテンツと比較して最も高い値を示している。また、総務 省情報通信政策研究所(2018)の日本人を対象にした調査によると、日本の若年層において は SNS の利用がインターネットの利用時間上最も多く, この結果を受けて橋元(2018)は 「利用時間からすれば、日本では SNS 依存が最も多い可能性が高い」との見解を示して いる。これらの先行研究に基づくと、他者とのつながりを希求する「依存性」がやはり高 いのではないかという印象も拭えない。しかし、これらのコミュニケーションツールの利 用に対して、橋元(2018)は「単に心理的なつながりの確認という側面だけでなく、アクセ スしないでいる場合に仲間はずれにされる不安,陰で悪口を言われる不安から,頻繁に連 絡を取っていないと落ち着かないという心理」の影響も考えている。自主的に「他者との つながり」を希求するというよりは、「他者とつながらない時間を作ることで関係性に支障 が及ぶこと」を恐れる心理がコミュニケーションツールの使用を促進していると考えれば、 「依存性」とはまた別の要因でインターネット依存傾向が上昇していると考えることがで きる。また、「一人でいられない、孤独を感じやすい」特徴を持つ対象であっても、リアル でのコミュニティに所属することや、家族など身近な存在と頻繁に接触することが可能で あれば、対面上の人間関係を通してその欲求を満たすことができる。現代社会の情勢にお いても可能な範囲で対人接触を行うことで、「依存性」の性格特性から生じる欲求を満たし ているのであれば、顕著にインターネットに依存することは避けることが可能であると考 える。一方で、鄭(2013)の提示したインターネット依存に陥る要因のモデルにおいては、 「対人関係の要因」内の下位項目として「希薄的関係」が示されており,また「家族的機 能の要因」内の下位項目として「遠慮型(概念:親には自分たちの意思をつたえることがで きず、親とのコミュニケーションをすることへの遠慮を示す発言)」が示されている。本研 究では明確な結果に表れなかったが、「依存性」の性格特性を持ち、かつ現実での対人関係において欲求を上手く満たせていない状況にある場合は、インターネット依存に陥る可能性がある。よって、今後の研究においては、個人性格の要因「依存性」と、人的環境面との相互作用についても検討する必要性があると考える。

本研究のまとめ

本研究は、鄭(2013)がカテゴリー化したインターネット依存傾向形成要因の内個人性格の要因としてあげられた「内向性」、「心配性」、「消極性」、「依存性」と、実際のインターネット依存度の比較を行い、それらの関連を検討することを目的として行った。その結果、個人性格の要因「内向性」、「心配性」、「消極性」とインターネット依存傾向の関連性のが示された。「内向性」の高さ、「心配性」の高さ、「消極性」の高さが、インターネット依存傾向を高めることを示唆するものであった。また、「依存性」の特徴を持つ者のインターネット依存傾向が高い値を示すと考えたが、「依存性」とインターネット依存度の値に関連は見られなかった。鄭(2013)が主張したとおり、Young(1998 小田嶋訳 1998)が提唱したインターネット依存に陥りやすい性格傾向の特徴「自信家、単独活動、感情的反応が強い」と、現代日本におけるインターネット依存の要因となる可能性がある性格傾向との異同が、より一般的に示された。

「心配性」に示されているとおり、インターネット依存傾向に陥りやすい人は、比較的 自分の考えや状況に自信が持てず、不安を感じやすい性格の特徴を有している可能性が高 い。この点においては、Young(1998 小田嶋訳 1998)の提唱した特徴である「自信家」と は一見正反対の特徴を有することが示唆されているように思われる。しかし、他者の視点 からは「自信家」であるように映る者の中には、周囲に対して弱みを見せることを恐れ、 虚勢を張っている者も存在する可能性がある。そのような人物であれば、内心で対人関係 や、その他些細なことに対して不安をおぼえ、対面上で人を頼らず、言い換えれば人に弱 みを見せずに情報を収集することが可能であるインターネットの利用を積極的に行う可能 性は高いと考える。また、Young(1998 小田嶋訳 1998)は、依存者の人物像として「独断 的」「大胆」といった自信家に類する特徴が見られたことを明示しているが、これらの特徴 は、調査においてインターネット依存者に自分の基本的な性格を述べてもらったものであ る。当時のアメリカで、依存者自身の発言から多く見られた性格傾向である点においては 興味深いが、主観の混ざったこの性格傾向が正確なものであるかは、疑問が残る点である と考える。同じく依存者の主観に基づいた方法ではあるが、逃避目的に焦点を当てた Young(1998 小田嶋訳 1998)の調査においては、「インターネットを利用するにあたって何 から逃避しようとしたのか」という旨の質問に対して、「不安」という回答が上位10項目 の内に入っていたことが示されている。この事からも、インターネット依存者に内在する 心理の中には「心配」「不安」といったものがあり、彼らの自覚している「自信」が脅かさ れる機会が多ければ多いほど、依存に陥る可能性も高いと考える。この推測が正しければ、

1990 年代のアメリカにおけるインターネット依存者と現代日本のインターネット依存者を比較した時に、依存の要因となる性格傾向として「心配性」にあたる特徴はむしろ共通していたのではないかと考える。

「単独活動」的な性格の特徴については、「内向性」、「消極性」が高く、自発的な他者との接触を避ける傾向にある様な、本研究におけるインターネット依存傾向に陥りやすい対象の性格とも類似する部分であることが示唆された。「感情的反応が強い」性格の特徴においては、本研究の結果のみではその全貌について言及することが困難である。しかし、「心配性」で示されたような、些細なことに対してすぐに不安が喚起される点においては、この特徴に合致していることが示唆されている。反対に、「内向性」で示されるように、例え感情が強く喚起されていても、それを他者の前ではあまり表現しない傾向にある場合、外部的に観察できる反応としては弱い傾向を示す可能性もあると考える。また、負の感情だけでなく、正の感情を喚起する状況下における反応については、本研究の結果のみでは言及することができない。本研究で取り上げた個人の性格要因とは別の視点から、「感情的反応の強さ」とインターネット依存傾向の関連性を検討することで、この特徴が現代社会においても適用するかを明らかにすることができると考える。

総合して、従来のアメリカにおける依存傾向に陥りやすい対象の性格と、現代日本の若者におけるインターネット依存傾向に陥りやすい対象の性格は、年代や文化を問わず、共通する点がある可能性が示唆された。しかし、我々とインターネットの関係性は年々変化し続けている。本研究の結果インターネット依存との関連性が示された3つの個人性格の要因も、今後年代の変遷を経て、インターネットを取り巻く環境が変わるにつれて、依存傾向との関連性に変化が生じる可能性がある。よって、インターネット依存の予防や症状改善のためにも、今後も環境の変遷に合わせて持続的に調査を行い、その年代に即した「個人性格の要因」となる性格の特徴を随時アップデートする必要があると考える。

今後の課題

本研究の限界点と今後の課題として,以下の2点を挙げる。

第1に、本研究の調査対象者のうち、大多数がひとつの大学・ひとつの学部に所属する学生に集中していることである。縁故法を用いたデータ収集により生じた限界点であると考える。また、今回はインターネット使用者として主要な年代層であることに加え、鄭(2013)の研究において「日本とアメリカの青年の性格の違いや文化の違い」が見られた項目の検討であることも考慮して調査対象を大学生・大学院生に限定した。しかし、総務省(2021)の調査によると、統計上最も若年層である6~12歳のインターネット利用率が増加しており、2018年度は67.1%であったのに対し、2020年度は80.7%の対象者がインターネットを利用していることが示された。このように、昨今ではより広い年代層でインターネットの使用率が増加している。そのため、今後の研究においてはより広い地域・より広い年代層に対して調査を行い、現代日本における依存傾向の要因をより詳細に検討してい

く必要があると考える。

第2に、インターネット依存度を測定するために使用した尺度において課題が生じてい る点を挙げる。IATの原文が作成された時代と現代においてでは、インターネットの利用 形態が大きく変化している点である。ICT 教育の発展やデジタル庁の設立からもわかると おり、現代においてはインターネット利用自体が必須である。娯楽ツールとしての利用に ついては当然必須では無いものの、学業や仕事など、リアルコミュニティのシステム上イ ンターネットのない生活が厳しくなりつつあると考える。そのように、インターネットの 必要性が上昇している現状においては、1990年代に作成された尺度で「インターネット依 存」を測定するだけでは、測定結果の正確性に欠ける可能性がある。インターネット依存 傾向を測定するための新しい尺度は複数開発されている。小寺(2013)は、インターネット 依存研究における尺度作成の問題点として、「定義の不在」をそのひとつに挙げているが、 類似する概念である「Gaming disorder」が WHO により認定されたことにより,今後は 定義の統一化が進むと考える。よって、今後もより妥当性の高い新たな尺度や、より明確 な他者評価における診断基準が作成されることが期待できる。これらのインターネット依 存を測定する新しい基準を用いて研究を重ね、より詳細に調査結果を検討していくことで、 正確にインターネット依存と個人性格の要因における関連性を明らかにすることが可能で あると考える。

引用文献

- 独立行政法人国立病院機構 久里浜医療センター「IAT: Internet Addiction Test (インターネット依存度テスト)」 Retrieved from https://kurihama.hosp.go.jp/hospital/screening/iat.html (2021年7月17日)
- Gonzalez, R. (2019). デジタル機器の利用は、ウェルビーイングにとって本当に「悪」なのか? Retrieved from https://wired.jp/2019/03/14/tech-addiction-debate-all-wrong/(2021年12月20日)
- 橋元良明 (2018). ネット依存の現状と課題—SNS 依存を中心として— ストレス科学研究, 33, 10-14.
- 井下七海 (2020). インターネット依存傾向と SNS の利用目的・個人の性格特性における 関連性の検討 信州大学教育学部卒業論文,未公刊.
- 小寺敦之 (2013). 「インターネット依存」研究の展開とその問題点 東洋英和女学院大学 人文・社会科学論集, 31, 29-51.
- 厚生労働省 (2018). 飲酒や喫煙等の実態調査と生活習慣病予防のための減酒の効果的な介入方法の開発に関する研究 厚生労働科学研究成果データベース Retrieved from https://mhlwgrants.niph.go.jp/niph/search/NIDD00.do?resrchNum=201709021A (2021年12月13日)

- 総務省 (2014). 平成 26 年度版情報通信白書 Retrieved from http://www.soumu.go.jp/jo-hotsusintokei/whitepaper/ja/h26/html/nc143110.html (2021 年 12 月 13 日)
- 総務省 (2021). 令和 3 年版情報通信白書 Retrieved from https://www.soumu.go.jp/jo-hotsusintokei/whitepaper/ja/r03/pdf/01honpen.pdf (2021 年 12 月 14 日)
- 総務省情報通信政策研究所 (2013). 青少年のインターネット利用と依存傾向に関する調査 調査 結果報告書 Retrieved from http://www.soumu.go.jp/iicp/chousaken-kyu/data/research/survey/telecom/2013/internet-addiction.pdf (2021年12月14日)
- 鈴木裕子・山口創・根建金男 (1997). シャイネス尺度(Waseda Shyness Scale)の作成とその信頼性・妥当性の検討 カウンセリング研究, 30, 245-254.
- 竹澤みどり・小玉正博 (2004). 青年期後期における依存症の適応的観点からの検討 教育 心理学研究, *52*, 310-319.
- 瀧一世 (2013). インターネット依存とその測定について-インターネット依存傾向尺度 作成の試み- 奈良大学大学院研究年報, 18, 83-91
- 鄭艶花 (2013). 若者のインターネット依存傾向形成要因と特徴に関する心理学的研究 ― グラウンデッド・セオリー法を用いて― 九州共立大学総合研究所紀要, 6,19-26.
- 鶴田利郎・山本裕子・七田麻美子・野嶋栄一郎 (2014). 高校生向けインターネット依存傾 向測定尺度の開発 日本教育工学論文誌, 37, 491-504.
- 浮田徹嗣 (2015). 性格に与える遺伝的要因と環境的要因に関する考察―心的現実の再発 見― 横浜市立大学論叢人文科学系列, *66*, 23-39.
- 王霞・和田正人 (2014). 中国と日本の大学生のインターネット依存傾向 東京学芸大学紀 要. 総合教育科学系, *65*, 437-458.
- 八木成和 (2017). 大学生のインターネット依存と性格特性との関連について 四天王寺 大学紀要, *64*, 82-73.
- 柳井晴夫・柏木繁男・国生理枝子 (1987). プロマックス回転法による新性格検査の作成について (I) 心理学研究, *58*, 158-165.
- Young, K. (1998). Caught in the Net: How to Recognize the Signs of Internet Addictionand a Winning Strategy for Recovery. John Wiley & Sons (小田嶋由美子(訳) 『インターネット中毒ーまじめな警告です』毎日新聞社)

<原著>

新任教員ソーシャル・サポート尺度の作成と 新任教員のニーズとベテラン教員のサポート意識の差異

鹿嶋由比子 新潟市児童相談所 茅野理恵 信州大学学術研究院教育学系

概要

教員のメンタルヘルスの問題が深刻化するなか、離職率の高い新任教員へのサポートの在り方を検討することは喫緊の課題である。本研究では、新任教員の精神的健康の維持要因として、職場でのソーシャル・サポートに焦点をあて、新任教員ソーシャル・サポート尺度の作成を試みた。また、新任教員が必要としているサポート内容と教職経験20年以上のベテラン教員が思う新人教員が必要としているサポート内容の相違についても検討し、「授業づくりの支援」については、ベテラン教員が考える以上に新任教員が必要としていることが明らかとなった。

キーワード:ソーシャル・サポート、新任教員、新任指導、教師

問題と目的

近年,教員の年齢構成の偏りが一層大きくなってきており,公立小学校教員の年齢構成は,40代が年々減少する一方で20代~30代前半が増加,50代以上も全年齢区分において最多の割合を維持している(文科省,2016)。またそれに加え,教員のメンタルヘルスの深刻化も叫ばれている。ここで特に問題視するのは新任教員の精神的健康,そして離職についてである。平成22年度に公立学校教員として新規採用された教員2万5743人のうち,288人が一年以内に依願退職しており,病気を理由に退職した101人のうち,91人が精神疾患であった(文部科学省,2010)。現在も状況の悪化が懸念される。

杉原(2012)は、新人教員が、大学卒業時までに学んできたことと学校現場の実情との間のギャップに耐えられず、非常に困難な状況に陥っていると指摘している。また宗像・椎谷(1988)によれば、燃え尽き症候群とも呼ばれるバーンアウトは、若い教師ほど陥りやすいとされている。そうしたなかで久保・田尾(1994)は、職場内に強いネットワークを持つ人ほど、バーンアウトの特徴の一つである「脱人格化」が起こりにくいことを示し、バーンアウト傾向を軽減するような効果的な対人関係が、職場外ではなく職場内のものであると指摘した。このことから、新任教師の適応には他の教員による援助の有無が大きく関わ

っていることが推測される。

ソーシャル・サポートは、久田(1987)によれば「ある人を取り巻く重要な他者(家族、 友人,同僚,専門家など)から得られるさまざまな形の援助であり、その人の健康維持・ 増進に重要な役割を果たす概念」として定義されている。田村・石隈(2001)は、中学校の 男性教師において、同僚からのソーシャル・サポートを認知している人ほどバーンアウト 傾向が低いことを明らかにした。また諏訪(2004)は、現任校の教員、現任校以外の教員、 そして校長からのソーシャル・サポートがバーンアウト傾向を低下させることを示してい る。このようにソーシャル・サポートが教師のメンタルヘルスに作用することを明示した 研究は複数あるが、被験者は20代から50代と幅広い年代を対象としているものが多く、 離職率上昇が懸念される新任教員に特化した研究はあまり見受けられない。またサポート の送り手として、「家族」や「友人」など幅広く想定したものが多いと見られるが、久保ら (1994)の知見をもとに、「職場の同僚」に限定する必要があると考える。年齢構成の不均衡 から、若年教員とベテラン教員が多くを占める学校も増えつつある中、苦戦する若い教員 を現場でサポートできるのは、まさしく長い教職歴の中で経験を積んだベテランの教員で あろう。しかし実際の現場では、年齢の離れた若年教員とベテラン教員との間でのコミュ ニケーションが円滑なもとなっているかが危惧される。そして、「自分のアドバイスが有用 なのか自信が持てない」、「新人にとって喜ばしい援助が何かわからない」といった理由か ら、新任教員への働きかけが不足している可能性が否めない。新任教員が適応的に職業生 活に順応するためには、職員が協力して彼らを支える環境をつくることが重要である。新 任教員が求める具体的なサポートの内容を明らかにし、職員全体で共有することは、その 実現の有効な手立てとなると考える。

よって、本研究では以下の2点を目的とする。1点目は、新任教員が必要とするソーシャル・サポートを項目化した「新任教員ソーシャル・サポート尺度」を作成することである。2点目は、教職経験20年以上のベテラン教員が新任教員に対するサポートの意識について調査し、新任教員が必要としているサポートとの相違を検討することである。

研究 I -1

目的

新任教員ソーシャル・サポート尺度を作成するために,新任教員が求める職場でのサポート内容を収集する。

方法

調査対象者 中部地方,関東地方の学校に勤務する教職経験5年目以内の教員11名(男性4名,女性7名,平均年齢23.2歳)を対象とした。1年目7名,2年目3名,4年目1名であった。校種別の人数は、小学校7名、中学校2名、特別支援学校2名であった。

調査内容 新任教員が求める職場でのソーシャル・サポートの項目収集を目的として,

インタビューを行った。調査では、「職場で受けてありがたかったかかわり」、「不要であったかかわり」、「必要としているかかわり」について尋ねた。時間は、45~60分であった。

手続き 縁故法で被検者を募った。研究協力依頼時に倫理的配慮について伝え、同意を得られた方に対面及び電話でのインタビューを実施した。

調査時期 2019 年 2 月 \sim 6 月にインタビューを実施した。2019 年 6 月 \sim 7 月に項目選定作業を行った。

結果

インタビュー調査で得られた回答から、ソーシャル・サポートを抽出した。臨床心理学を専攻する大学院生 3 名と学校心理学を専門とし教師のサポート経験を有する大学教員 1 名により 1 KJ 法(川喜多、1967)を援用し項目の選定を行った。最終的に、新任教員のソーシャル・サポート 16 項目を選定した。

研究 I-2

目的

作成した全 36 項目の新任教員ソーシャル・サポート尺度の信頼性と妥当性を検討する ことを目的とする。

方法

調査対象者 東北地方,中部地方,関東地方,近畿地方の学校に勤務する教職経験2年目以内の教員62名(男性29名,女性33名,平均年齢23.7歳)を対象とした。1年目48名,2年目14名であった。校種別の人数は,小学校40名,中学校13名,高等学校1名,特別支援学校8名であった。

調査内容 作成された新任教員ソーシャル・サポート尺度 (36項目) は、「今あなたは、職場の先生方からの以下のようなかかわりを、どの程度必要としていますか」という教示で尋ねた。回答は、「4. 必要としている、3. やや必要としている、2. ほぼ必要としていない、かない、1. 全く必要としていない」の4件法で求めた。併存的妥当性を検証するために、小牧・田中(1993)によって作成された職場用ソーシャル・サポート尺度を用いた。本研究で作成する尺度の内容と合致しないと思われる1項目を除いた14項目について、「職場の先生方は」という接頭語を加筆したうえで使用した。「あなたは職場の中で、以下の項目についてどのように思われていますか」という教示のもと、「5. そう思う、4. ややそう思う、3. どちらでもない、2. あまりそう思わない、1. そう思わない」の5件法で回答を求めた。

手続き 縁故法で被検者を募った。研究協力依頼時に倫理的配慮について伝え,同意を得られた方の自宅もしくは勤務先へ質問紙を郵送し,回答後に返送してもらった。質問紙の回答に所要する時間は,約 10 分~15 分であった。なお,調査対象者に対し研究協力による報酬などは付与しなかった。

調査時期 2019年11月~12月に実施した。

倫理的配慮 研究実施に先立って,信州大学教育学部研究委員会倫理審査部会による審査を受け,研究実施の承認を得た(管理番号:19-15)。

結果

新任教員ソーシャル・サポート尺度の因子分析と信頼性の検討 現在職場で必要としているソーシャル・サポートを問う36項目に対して、最尤法、斜交回転による因子分析を行った。5因子構造がより適切であると判断し分析を進めた。因子負荷量が.35以下の項目や解釈が困難であった項目などを削除し、最終的な尺度とした。回転後のパターン行列を表1に表した。累積寄与率は68.31%であった。

第1因子は、「あなたの能力を見極め、適切な量の仕事を分配する」、「『わからないこと は聞いて』と言うだけでなく、あなたの作業の状況を確認している」といった業務面に関 する項目だけでなく、「どんな仕事も『できて当然』と思わずにあなたの努力をねぎらう」、 「あなたが仕事の悩みを吐き出せる機会をつくろうとする」などの情緒的なかかわりの項 目にも高い正の負荷量を示した。これらのサポート内容からは、教員としての技能や責任 感がまだまだ未熟である者として、また一人の人間として新任教員を受け入れ、彼らの重 圧を和らげようとする姿勢が感じられる。よって、第1因子を「受容・共感的志向」因子 と命名した。第2因子は、「あなたに自分のやり方を一方的に伝える」、「あなたと他の教員 の能力を比較する」の2つの項目が高い正の負荷量を示しており、「指導的態度」因子と命 名した。当初、この2項目は逆転項目として扱っていたが、一から学ばなければならない ことが大量にあり、戸惑いも大きい状況においては、一方向的な指導であっても安心感を 得ることが出来る場合もある。さらに、他の教員との能力の比較が動機づけになる可能性 も考えられるため、ときによっては求められるかかわりであるといえるだろう。第3因子 は、「あなたに給食指導のアドバイスをする」や「あなたに清掃指導のアドバイスをする」 など、授業以外の子どもたちとの活動への助言に関する項目が高い正の負荷量を示してお り、「学級活動の支援」因子と命名した。第4因子は、「誰に何を質問すべきか迷う、あな たの困難な状況を理解している」、「あなたに『困っていることはない?』などの声をかけ て質問しやすい雰囲気をつくろうとする」などの項目が高い正の負荷量を示しており、「相 談行動の促進」因子と命名した。第5因子は、「実際の指導案やプリントを見せながら、あ なたに授業づくりのアドバイスをする」、「積極的にあなたの授業を見に来て建設的な意見 をくれる」などの項目が高い正の因子負荷量を示したため、「授業づくりの支援」因子と命 名した。

続いて、尺度の信頼性を検討するために Cronbach の α 係数を算出した。その結果、「受容・共感的支援」は α =.95、「指導的態度」は α =.85、「学級活動の支援」は α =.91、「相談行動促進の支援」は α =.87、「授業づくりの支援」は α =.81 であった。以上により本尺度の十分な信頼性が確認された。

表1 新任教員ソーシャル・サポート尺度のパターン行列

	F1	F2	F3	F4	F5
第 Ι 因子:受容・共感的支援 (α = .95)					
あなたの能力を見極め、適切な量の仕事を分配する	.87	.10	.11	.05	09
あなたの考えを尊重しながら、自分ならどうするか伝える	.82	08	04	11	.14
どんな仕事も「できて当然」と思わずにあなたの努力をねぎらう	.80	04	.02	.16	09
自分の経験を押し付けずに、柔軟な考え方で彼らに接する	.79	.00	16	.19	.09
指示を出すときはあなたがその作業の内容を理解できるように伝える	.72	20	.23	.24	26
あなたの意見を受け止めながら親身になって話を聞く	.71	.04	02	.23	.23
教職歴にこだわらず、一人の教員としてあなたを大切にしていることを態度に示す	.68	.16	03	.08	.25
「よかったよ」「よくやったね」というようにあなたのうまくいった点を褒める	.68	03	.00	.14	.15
あなたが担任する子どものよかった姿を伝えてくれる	.61	07	.24	07	09
あなたが仕事の悩みを吐き出せる機会をつくろうとする	.54	.19	.10	.23	.17
あなたを注意するときは、改善すべき具体的な行動を指摘する	.48	15	.31	03	.11
「わからないことは聞いて」と言うだけでなく、あなたの作業の状況を確認している	.46	13	.01	.33	.23
あなたに、あなたなりの解決策を見つけられるよう促す	.46	.07	.29	02	.26
第Ⅱ因子:指導的態度 (α=.85)					
あなたに自分のやり方を一方的に伝える	07	.93	.11	04	08
あなたと他の職員の能力を比較する	.05	.81	07	.04	02
第Ⅲ因子:学級活動の支援 (α=.91)					
あなたに給食指導に関するアドバイスをする	.05	06	.82	.11	.01
あなたに朝の会や帰りの会の進め方に関するアドバイスをする	10	04	.79	.28	.11
あなたに清掃指導に関するアドバイスをする	.16	.00	.79	.00	04
第Ⅳ因子:相談行動促進の支援(α = .87)					
いつまでに何の作業をやっておけばいいのか、事前にあなたに見通しを持たせている	.22	10	.04	.79	19
誰に何を質問すべきか迷う、あなたの困難な状況を理解している	09	08	.19	.72	.00
あなたに「困っていることはない?」などの声をかけて質問しやすい雰囲気をつくろうとす	る .02	.05	.03	.71	.05
あなたに他愛ない話をする	.08	.20	05	.58	.35
あなたが困りごとを相談すると、具体的な解決策の提案がある	.30	.12	02	.49	.14
第V因子:授業づくりの支援 (α = .81)					
「授業づくりはどう?」などの声をかけて教科指導の様子を気遣う	.00	02	.24	.05	.61
あなたに実際の指導案やプリントを見せながら授業づくりのアドバイスをする	.25	.27	.03	.18	.51
積極的にあなたの授業を見に来て建設的な意見をくれる	.02	.03	.39	06	.46
あなたの学習の機会として自分の授業を公開する	.26	04	.29	15	.34
因子間相関 F1	-	08	.49	.51	.41
F2		-	25	01	.02
F3			-	.26	.31
F4				-	.25
F5					-

表2 新任教員ソーシャル・サポート尺度下位尺度間相関

	受容・共感的	指導的態度	学級活動	相談行動促進	授業づくり
受容・共感的	_	.09	.62 **	.72 **	.68 **
指導的態度		_	.25 *	.01	.15
学級活動			_	.47 **	.61 **
相談行動促進				_	.45 **
授業づくり					_

^{*}p < .05 **p < .01

構成概念妥当性と併存的妥当性の検討 まず構成概念妥当性検討のため、新任教員ソーシャル・サポート尺度において下位因子間の相関係数を算出した。その結果を表2に示した。「指導的態度」因子が正の相関を示したのは「学級活動の支援」因子のみであったが、多くが中程度の正の相関を示したため、構成概念妥当性は概ね示されたといえる。続いて併存的妥当性の検討のため、小牧ら(1993)の「職場用ソーシャル・サポート尺度」との相関係数を算出した(表3)。小牧ら(1993)の知見に基づき、この尺度は1因子構造として用いたが、多くは情緒的サポートと道具的サポートを意味する項目で構成された尺度と考えられる。したがって、情緒的サポートに近い「受容・共感的支援」、道具的サポートに近い「学級活動の支援」と「授業づくりの支援」に正の相関を示したこの結果は妥当であろう。

受容・共感的指導的態度学級活動相談行動促進授業づくり職場用S・S.36**-.12.25*.14.48**

表 3 職場用ソーシャル・サポート尺度との下位尺度間相関

考察

本研究では、経験の浅い教職 1,2年目の教員を対象として、彼らが職場で求めるソーシャル・サポートの内容を尺度化することを試みた。既存の尺度ではHouse(1981)によるソーシャル・サポートの4分類に則して因子分析がなされるものがあるが、本研究では学校現場で必要な支援として、より具体的な行動を表す項目や因子名を採用することができたといえるだろう。「学級活動の支援」や「授業づくりの支援」などは、実際に現場に出てより必要性が高まるサポートであると考えられる。

妥当性検討のために用いた小牧ら(1993)の「職場用ソーシャル・サポート尺度」との相関が高くなかったことについて、考えられる要因の一つに、測定している概念の違いがある。福岡(2010)は、ソーシャル・サポートが「知覚されたサポート」、「実行されたサポート」、「実行されたサポート」、「サポート・ネットワーク」の3種類に大別されるとしている。このうちの「知覚されたサポート」は、必要なときにサポートが得られるという利用可能性の知覚、あるいは将来の予期を指すが、教示文から察するに、小牧ら(1993)の尺度はこの「知覚されたサポート」に近いものを測定しているといえる。一方で「新任教員ソーシャル・サポート尺度」は、新任教員が必要と感じているサポートを項目化したものであり、「知覚されたサポート」のようなサポートの利用可能性には言及できない。ただ必要サポートには、不足している支援だけでなく、すでに得られているサポートの中で、今後も提供を期待したいものも含まれているため、弱いながらも正の相関がみられたと考えられる。

^{*}p < .05 **p < .01

研究Ⅱ

目的

研究 I で作成した「新任教員ソーシャル・サポート尺度」を利用し、教職経験 20 年目以上の教員を対象とした調査を行う。ベテラン教員は、新任教員がどの程度サポートを欲していると考えるかを明らかにし、新任教員へのサポートについての意識の実態を明らかにする。

方法

調査対象者 中部地方の学校に勤務する教職経験 20 年目以上の教員 46 名(男性 21 名,女性 25 名,平均年齢 51.1 歳,平均教職年数 28.5 年)を対象とした。校種別の人数は小学校 32 名,中学校 9 名,小学校・中学校・特別支援学校のうち二種以上経験がある者 5 名であった。

調査内容 新任教員が必要とするサポートについて、研究 I で作成した「新任教員ソーシャル・サポート尺度」を、「あなたは、入職 $1\sim2$ 年目の教員が、あなたからの以下のようなかかわりを、どの程度必要としていると思いますか」という教示文に変えて使用した。「4. 必要としていると思う、3. やや必要としていると思う、2. ほぼ必要としていないと思う、1. 全く必要としていないと思う」の 4 件法で回答を求めた。

手続き 中部地方の小・中学校長へ研究協力を依頼し、実際の質問紙に目を通していただいてから協力の同意を得た。また補足として、回答は任意であることと回答期日を記載した一文を添えた。同意を得られた学校長に、対象の教員への質問紙の配布と回収をお願いし、2~3週間後の期日に直接受け取った。回答に所要する時間は約10分であった。なお、被検者に対し研究協力による報酬などは付与しなかった。

調査時期 2019年11月~12月

倫理的配慮 研究実施に先立って,信州大学教育学部研究委員会倫理審査部会による審査を受け,研究実施の承認を得た(管理番号:19-15)。

結果

新任教員の求めるサポートとベテラン教員のサポート意識の相違 研究 I では、新任教員が必要とするサポートを尺度得点の平均値として算出した。ここではそれらの得点と、ベテラン教員が考える新任教員が必要とするサポートの得点に差があるのかを明らかにすることを目的とした。独立変数は教職歴「新任」「ベテラン」の 2 群であった。また従属変数として、新任教員の必要サポート得点とベテラン教員のサポート意識得点を組み合わせたものを用いた。以下の表 4 に記述統計を示した。分析の結果、「受容・共感的支援」、「学級活動の支援」、「授業づくりの支援」において、5%水準で有意な差がみられた(「受容・共感的支援:t(102)=-1.53、t(102)=-1.53、t(102)=-1.53、t(102)=-1.53、t(102)=-1.53、t(102)=-1.53、t(102)=-1.53、t(102)=-1.53、t(102)=-1.53、t(102)=-1.53、t(102)=-1.53、t(102)=-1.53、t(102)=-1.53、t(102)=-1.53、t(102)=-1.53 (本記述の支援):t(102)=-1.53 (本記述の支援)

		Ν	M	SD
受容・共感的支援	新任	62	3.29	0.63
	ベテラン	46	3.43	0.38
指導的態度	新任	62	2.41	1.07
	ベテラン	46	3.00	1.13
相談行動促進の支援	新任	62	3.37	0.6
	ベテラン	46	3.50	0.42
学級活動の支援	新任	62	2.95	0.86
	ベテラン	46	3.02	0.63
授業づくりの支援	新任	62	3.34	0.56
	ベテラン	46	3.22	0.42

表 4 新任教員が必要なサポートとベテラン教員のサポート意識の記述統計

考察

新任教員の求めるサポートとベテラン教員のサポート意識の相違 新任教員が求めるサポートと、ベテラン教員が必要だと考える新任教員へのサポート内容には差がみられ、「授業づくりの支援」は、ベテラン教員が考える以上に新任教員が求めているサポートであることが明らかとなった。しかし、「受容・共感的支援」、「学級活動の支援」においてはその逆で、新任教員が求める以上にベテラン教員が重要視している可能性が示された。

「授業づくりの支援」は、授業づくりの状況を気遣う言葉をかける、実際に道具を用いて指南する、そして彼らの授業を見る、自分の授業を見せるといった、5 つの下位尺度においても特に積極的な行動を示す項目で構成されている。またサポート認識の質問では、「あなたは、入職 1~2 年目の教員が、あなたからの以下のようなかかわりを、どの程度必要としていると思いますか」と教示している。このサポートへの必要性の感覚にズレがあった理由の一つに、ベテラン教員が上記のような積極的なサポートを自分が行うことを想

像して、「彼らはそこまで求めていないのでは」と消極的になった可能性が考えられる。

高平・太田・佐久間・若月・野口(2014)は、7名の小学校教師に新任時に困難と感じた事柄を調査し、「授業の準備・教材研究の時間の確保」、「指導計画の見通しが持てない」、「実際の受容の経験不足」などの「授業についての困難」が、その他の領域よりも大きかったことを報告している。また伊藤(2000)は、教員に対し「教師としての理想像」の調査を行い、20代・30代の若年群が「友達のような親近感がある」などを理想とする「かかわり志向」の傾向が強いことを明らかにした。これらの知見から、若手教師は子どもたちとのかかわりを重視する一方で学習指導の力不足も実感するため、わかりやすい授業を通して

子どもたちから信頼を得ることができていない、という感覚が生じている可能性が考えられる。新任教師の「授業づくりの支援」の必要性の高さは、自身の授業力の未熟さに、教師生活の危機を最も強く感じるためではないだろうか。

今回の結果からは、新任教員が感じる以上にベテラン教員が意識しているサポートがあることも明らかになった。しかし、彼らのニーズに合ったサポートを理解できていても、実際の場面でそれを提供できるかどうかはまた別の問題である。両者のパーソナリティ、関係性、サポート提供者となるベテラン教員の身体的・精神的負担なども考慮すると、実践できる範囲内で効果的なサポートを考える必要があるだろう。

総合者察

本研究は、現在教員の年齢構成において最も多くの割合を占める 40 代・50 代のベテラン教員は、増加する 20 代の若手教員が求めるソーシャル・サポートを理解、実践できているのだろうかという疑問から端を発している。研究の結果、以下の知見を得た。

新任教員ソーシャル・サポート尺度の作成について

新任教員が必要とするソーシャル・サポートを尺度化し、「新任教員ソーシャル・サポート尺度」を作成した。その結果、「受容・共感的支援」、「指導的態度」、「相談行動の促進」、「学級活動の支援」、「授業づくりの支援」の5因子が抽出され、これらのかかわりが職場で提供されることを望んでいることが明らかになった。「指導的態度」の2項目は本来逆転項目として用いたが、初めて現場に出て不安の大きい状態では、一方的に指導を受けることで逆に安心感を得られる可能性もある。また他の教員と能力を比較され、モチベーションが高まる場合も考えられるため、この項目群も時に必要性が高まるかかわりであるといえるだろう。

新任教員が求めるサポートとベテラン教員の意識の相違

新任教員が必要とするサポートと、ベテラン教員が思う新任教員が必要としているサポートのズレを検討した結果、「授業づくりの支援」は、ベテラン教員が考える以上に新任教員が必要としていることが明らかになった。新任教員は、授業力が教員にとって重要であることを体感していると考えられる。「授業づくりの支援」の項目は積極的な援助行動を指すものが多かったため、ベテラン教員は自分が実践することを想像し気が引けてしまった可能性がある。ただこの点についての周知を広げ、新任教員への教科指導の必要性をサポート提供者側が今以上に強めていく必要があるといえる。

今後の課題

1 つ目は、被検者を倍以上に増やし、新任教員とベテラン教員の意識の違いを探ることである。今回は新任教員 62 名、ベテラン教員 46 名と、非常に少ないサンプル数において分析を行ったが、群分けなどにその影響がみられ、たしかな信頼性のある結果が打ち出されたとは言い難い。またベテラン教員は、被検者から指摘があったように、新任教員と深

くかかわる立場にあるかによっては実践できないサポートがあることも考えられるため、 質問紙調査ではそうした点の確認も必要となるだろう。2 つ目は、ベテラン教員らによる 新任教員へのサポート行動に影響している要因を明らかにし、行動化を促すための方策の 検討につなげていくことである。今回は新任教員が求めるサポートとベテラン教員の意識 に相違点があることが示唆されたが、それを活用するために、何が彼らのサポート行動を 促進・抑制するのかに焦点を当てていく必要がある。

引用文献

- 福岡欣治 (2010). 日常ストレス状況体験に親しい友人からのソーシャル・サポート受容と 気分状態の関連性 川崎医療福祉学会誌, 19, 319-328.
- 久田満 (1987). ソーシャル・サポート研究の動向と今後の課題 看護研究, 20, 170-179.
- House, J. S. (1981). Work stress and social support. Adison-Wesley.
- 伊藤美奈子 (2000). 教師のバーンアウト傾向を規定する諸要因に関する探索的研究―経験年数・教育観タイプに注目して― 教育心理学研究, 48, 12-20.
- 川喜田二郎(1967). 発想法 創造性開発のために 中公新書
- 小牧一裕・田中國夫 (1993). 職場におけるソーシャルサポートの効果 関西学院大学社会 学部紀要, *67*, 57-67.
- 久保真人・田尾雅夫 (1994). 看護師におけるバーンアウト—ストレストバーンアウトとの 関係— 実験社会心理学, *34*, 33-43.
- 文部科学省(2013). 教職員のメンタルヘルス対策について.
- 文部科学省(2016). 学校教員統計調查.
- 宗像恒次・椎谷淳二 (1988). 中学校教師の燃え尽き状態の心理社会的背景 土井健郎 (監修) 燃え尽き症候群—医師・看護師・教師のメンタルヘルス— 金剛出版, 96-131.
- 杉原真晃 (2012). 研究ノート:新人教員の苦悩に対して教員養成には何ができるか―リアリティ・ショックを想定した教員養成のあり方― 山形大学大学院教育実践研究科年報, 3,40-50.
- 諏訪英広 (2004). 教員社会におけるソーシャルサポートに関する研究—ポジティブ及びネガティブな側面の分析— 日本教育経営学会紀要, 46, 78-92.
- 田村修一・石隈利紀 (2001). 指導・援助サービス上の悩みにおける中学校教師の被援助志向性に関する研究—バーンアウトとの関連に焦点をあてて— 教育心理学研究, 49, 438-448.
- 高平小百合・太田拓紀・佐久間裕之・若月芳浩・野口穂高 (2014). 小学校教師にとって何が困難か? 一職務上の困難についての新任時と現在の分析 玉川大学教育学部紀要, 103-125.

<原著>

大学生の乳児への好意感情および 親との愛着と育児観の関連性

新谷里菜 信州大学大学院総合人文社会科学研究科 水口 崇 信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では、親への愛着と乳児への好意感情の程度、それらが育児観に与える影響を検討した。調査対象は大学生の142名(男性49名、女性93名)である。初めに、親への愛着と育児観と検討した結果、愛着不安の高さが「育児不安」に正、「育児肯定感」に負の影響を与えていた。これは児童期の家族関係が育児意識に影響を与えるという先行研究を支持していた。親への愛着と乳児への好意感情は、「愛着不安」「愛着回避」ともに影響がなかった。両親との関係が良好であるほど、子どもへの好意感情が高くなるという研究知見と異なっていた。乳児への好意感情と育児観は、「育児不安」に対し負、「育児肯定感」「子ども至上感」に対し正の影響を与えていた。最後に育児意識と乳児への好意感情は、育児意識にも乳児への好意感情にも性差がなかった。これは子育ての期待と肯定感、子育てへの不安が男性よりも女性の得点が高いという従来の見解に反する結果であった。

キーワード:大学生、親への愛着、乳幼児への好意感情、育児観

問題と目的

母親と父親との関係が、子どもの発達に大きな影響を与えていることはよく知られている。子どもにとって、生まれてから最初に関わりを持つ他者は父親や母親である。父母との言語的、情緒的なかかわりを通して心身を健全に発達させていく。発達していく中で、他者との特別なつながりである愛着 (attachment) も構築される。Bowlby, J.は愛着を「ある個体がほかの特定の個体に対して、接近を維持しようとするような愛情の絆」と定義している (Bowlby, 1976)。

愛着は、のちに内的作業モデル(inner working model)になり、対人関係パターンにも 影響を与えるようになる。内面化された内的作業モデルは、乳児期からの父母等重要な他 者との関係は、青年期、成人期の対人関係にも影響を与える。それに対して、母親や父親 も育児を行い、子どもとかかわる中で、精神面・行動面ともに発達していくことが明らか になっている。例えば、幼児期の子どもを育てる父親・母親に対する調査では、親となる ことで「柔軟さ」「自己抑制」「運命・進行・伝統の受容」「視野の広がり」「生きがい・存在感」「自己の強さ」が変化していくことが示されている(柏木・若松,1994)。また、母親に対する調査では、母親は子育てを通して、「母親としての自分」と「自己としての自分」の2側面を発達させることも明らかとなっている。つまり、母親としての発達は、子育てを通して築く他者(子ども、夫)との関係性の中で自己を変容させていくことであるとされている(井上、2003)。それに対して、父親は子育てを通して、「家族への愛情」「責任感や冷静さ」「子どもを通しての視野の広がり」「過去と未来への展望」の4つが発達するとされている(森下、2006)

このように、育児を行うことで、親自身も成長発達できるというポジティブな面が明らかになっている。その一方で近年、我が国の少子化は社会問題として極めて深刻になっている。厚生労働省の 2020 年の調査によると、出生数は 84 万 832 人となっている。これは、前年の 2019 年よりも 2 万 4,407 人少なく、1899 年の調査開始以来過去最少となっている。また、合計特殊出生率も前年比の 0.02 ポイント減の 1.34 となっており、自然増減数は過去最大の減少となっている。そのような中で、対策を推し進めることが喫緊の問題となっている。少子化の原因の一つとして、若者の未婚化、晩婚化があるとされている。2020 年の調査によると、平均結婚年齢は男性で 31.0 歳、女性で 29.4 歳となっている。25 年前の調査では、男性が 28.5 歳、女性が 26、3 歳となっているので、結婚年齢が上がっていることが見て取れる。また、第1子出産時の母親の平均年齢も上昇しており、2019 年には、30.7 歳となっている。

それに対して、現在青年期にある人々の意識調査が実施されている。2010年に明治安田生命が全国の大学生4,120名を対象にして行った調査によると、将来結婚したいと思っている人(「結婚したい」「できれば結婚したい」と回答した人)の割合は男性で73.5%、女性で、78.3%であった。また、子どもを持つことへの考え方としては、「子どもが欲しい」と回答した人の割合は男性で46.0%、女性で49.8%であった。つまり、大学生の約7割は結婚をしたいと考えており、約5割は子どもが欲しいと考えているといえる。近年では、育児を取り巻く情勢も変化してきており、男性の育児休暇が取得しやすくなり、実際に取得している人の割合も増加傾向にある。また、育児をしながら働きたいと考えている女性も増えてきており、そのような女性を支援する制度なども充実しつつある。そのような事実も踏まえると、青年期において育児観や子どもを持つことへの意識も変化しつつあることが推測される。

先行研究の中で、大学生がどのような育児観を持っているかについて明らかにしているものは多い。しかしながら、男性のみ・女性のみの研究が多く、男女ともに調査を行い、性差について検討しているものは希少である。また、育児観がどのような要素の影響を受けているかについて検討しているものも少ない。そこで今回の研究では、1)学生が持つ育児観はどのような要素に影響をうけているか、2)学生の育児観における性差の2つを

中心に検討を行っていく。

育児観に影響を与えると考えられる要因

乳児への好意感情 育児観に影響を与えると考えられる要因の一つに「乳児への好意感情」が挙げられる。先行研究では、猪木 (2010) が育児肯定得点は対児接近得点から、育児否定得点かは対児回避得点から大きな影響を受けていることを明らかにしている。また、乳児を持つ母親を対象にした研究によると、子どもへの否定的な感情は育児ストレスに影響を与えている(高橋,2007)。このように、子どもに対する感情は、育児に対する様々な意識に対する影響が注目されている。よって本研究においても育児観との関連を分析する。

両親との関係性 育児観に影響を与えると推測される2つ目の要因として両親との関係性があげられる。それは育児を行う際に、一番手本になる身近な人は自身やパートナーの両親や祖父母となるからである。実際、人口問題研究所の2013年の調査によると、妻が出産や子育でで困ったときの相談相手として、最も多い比率を占めていたのは、自身の親であった。そのため、両親との関係性は自身の育児観に大きな影響を与えると考えられる。先行研究によると、男女ともに、幼少期のアンビバレントな愛着パターン得点が高いと、結婚観や子育て観にネガティブな影響を与えることが明らかになっている。一方で、女性では拒否的な愛着パターンの得点が高いと、子育てへの期待が高まることも指摘されており、幼少期の母子関係よりも、現在の人間関係においての適応が結婚観や子育て観に影響を与えるとされている。また、女性に対する研究で、子ども時代の母親・父親に対する印象が悪く、現在も両親との仲が良くない人は親になったという実感を抱きにくいことも示唆されている(小林・渡辺、2000)。これに対して、男性に対する研究では、幼い時に父親に関わってもらったという思いが強いほど、子育てへの充実感が高いとされている(森下、2006)。以上を考え合わせると、幼いころから現在に至るまでの両親との関係性は育児に対する意識に影響を与えると予想される。

方法

調査対象者

甲信越地方にある国公立大学の学生のうち、教育系の講義を受講する学生 149 名を対象にした。年齢は $19\sim24$ 歳で、平均年齢は 20 歳であった。有効回答数は回答に不備があったものを除いた 142 名(男性 49 名、女性 93 名)であった。

調査内容

フェイスシート項目と、3つの尺度を用いた質問紙を使用した。尺度項目は1. 全くあてはまらない、2. あまりあてはまらない、3. どちらともいえない、4. ややあてはまる、5. 非常にあてはまるから1つに \bigcirc をつけてもらう5件法で回答を求めた。

フェイスシート項目 性別と年齢を尋ねた。性別は男女どちらかを選択してもらい,年齢は回答者に自由記述で回答を求めた。

育児意識に関する尺度 坂本・古橋(2006)が作成したもので、育児に関する意識がどのようなものかについて回答を求める。「子育て不安」「育児疲労・不満」「育児への肯定感」「社会的な不安」「子ども至上感」の5つの因子からなる。全42項目を使用した。

乳幼児への好意感尺度 青年期男女双方に使用が可能である「親性準備性尺度」のうち、「乳幼児への好意感情尺度」を用いた。 9項目を使用した。

親への愛着感情尺度 丹羽 (2005) が作成した親への愛着尺度を使用した。「愛着不安」と「愛着回避」の 2 因子からなる。全 17 項目を使用した。

手続き

2021年10月に無記名・個別記入式の質問紙調査を実施した。配付は授業の後半に質問紙の説明とともに行い、授業終了後に退出する際に提出してもらった。提出をもって参加の同意とした。

倫理的配慮

倫理的配慮のために以下の説明を配布時に実施した。1)回答を避けたくなった場合には、回答を控えても構わないこと、2)回答をやめたくなったり、回答に参加したくなかったりする場合には強制はせず、中断しても構わないこと。また、回答をしなかった場合にも実施した授業の成績に不利益にはならないことである。

結果

乳児への好意感情の性差の検討

乳児への好意感情における男女それぞれのデータ数,平均値,標準偏差を以下の表1に示す。

	男	女
データ数	49	93
平均值	3.89	3.99
標準偏差	0.79	0.8

表1 乳児への好意感情性差

乳児への好意感情について、女性の方がやや高い。性差を検討するために t 検定を行った。検定の結果は有意ではなかった(両側検定: t (140) = -0.715, p=.476, d=-0.216)。 したがって、乳児への好意感情について性差はなかった。

育児意識における性差の検討

育児意識については、「子育て不安」「育児疲労・不満」「育児への肯定感」「社会的な不安」「子ども至上感」のそれぞれの因子について性差の検討を行った。

「子育て不安」における性差 育児意識の中の「子育て不安」について男女それぞれのデータ数、平均値、標準偏差を以下の表2に示す。

表2 子育て不安性差

	男	女
データ数	49	93
平均值	2.99	3.09
標準偏差	0.57	0.7

「子育て不安」について、女性の方がやや高かったが有意ではなかった (両側検定: t(140) = -0.83, p = .41, d = -0.14)。 したがって「子育て不安」も性差はなかった。

(2)「育児疲労と不満」における性差 育児意識の中の「育児疲労と不満」について男女 それぞれのデータ数,平均値,標準偏差を以下の表3に示す。

表3 育児疲労と不満性差

	男	女
データ数	49	93
平均值	3.36	3.4
標準偏差	0.65	0.67

「育児疲労と不満」の平均値について女性の方が高かった。この差の有意性を検討するために t検定を行った。その結果有意ではなかった(両側検定: t(140) = -0.40, p=.690, d= -0.07)。したがって,「育児疲労と不満」についても性差はみられなかった。

育児肯定感における性差の検討 育児意識の中の「育児肯定感」について男女それぞれのデータ数,平均値,標準偏差について以下の表4に示す。

表 4 育児肯定感性差

	男	女
データ数	49	92
平均值	3.34	3.77
標準偏差	0.6	0.74

「育児肯定感」の平均値について女性の方がやや高い値であった。この差が有意であるかを検討するために t 検定を行った。結果有意ではなかった(両側検定: t (139) = 0.541, p = .589, d = 0.095)。したがって「育児肯定感」にも性差はなかった。

「子ども至上感」における性差の検討 育児意識の中の「子ども至上感」について男女 それぞれのデータ数、平均値、標準偏差について以下の表 5 に示す。

表5 子ども至上感性差

	男	女
データ数	49	93
平均值	2.2	2.13
標準偏差	0.68	0.61

「子ども至上感」の平均値については男性の方がやや高かった。t 検定の結果有意ではなかった(両側検定 t (140) = 0.61, p=.543, d=0.107)。よって「子ども至上感」にも性差が見られなかった。

「社会的な不安」における性差の検討 育児意識の中の「社会的な不安」について男女 それぞれのデータ数,平均値,標準偏差について以下の表6に示す。

表6 社会的な不安性差

	男	女
データ数	49	93
平均值	3.45	3.46
標準偏差	0.74	0.8

t検定の結果「社会的な不安」の平均値についても、ほぼ男女差がみられなかった(両側検定: t(140) = -0.021, p=.983, d=-0.004)。

親への愛着が乳児への好意感情に与える影響

親への愛着感情の中で「愛着不安」と「愛着回避」のそれぞれが乳児への好意感情に与える影響を検討するためにそれぞれに対して単回帰分析を行った。

「愛着不安」が乳児への好意感情に与える影響 分析の結果,決定係数が有意ではなく,影響は見られなかった (R^2 =.017, F (1, 140) = 2.49, p=.117;表 7)。

表7 愛着不安が乳児への好意感情に与える影響

	乳児への好意感情	95%下限	95%上限
愛着不安	132	-0.298	0.034
決定係数	.017		

「愛着回避」が乳児への好意感情に与える影響 同様に、結果は有意ではなく、影響は見られなかった (R^2 =.005, F (1, 140) = 0.638, p=.426; 表 8)。

表8 愛着回避が乳児への好意感情に与える影響

	乳児への好意感情	95%下限	95%上限
愛着回避	.067	-0.099	0.234
決定係数	.005		

乳児への好意感情が育児意識に対して与える影響

乳児への好意感情が育児意識の「育児不安」,「育児疲労と不満」,「育児肯定感」,「子ども至上感」,「社会的な不安」のそれぞれに与える影響を検討するため単回帰分析を行った。

乳児への好意感情が「育児不安」に与える影響 分析の結果,決定係数は有意であり, 負の影響が見られた(R^2 =.081, F (1, 140) = 12.37, p=.001)。偏回帰係数は表 9 に示し た通り-.285 で有意であった。

表9 乳児への好意感情が育児不安に与える影響

	育児不安	95%下限	95%上限
乳児への好意感情	285 **	-0.445	-0.125
決定係数	.081 **		

乳児への好意感情が「育児疲労と不満」に与える影響 同じく、決定係数は有意ではなかった (R^2 =.021, F(1,140) = 3.039, p=.083; 表 10)。

表 10 乳児への好意感情が育児疲労と不満に与える影響

	育児疲労と不満	95%下限	95%上限
乳児への好意感情	146 +	-0.311	0.020
決定係数	.021 +		_

乳児への好意感情が「育児肯定感」に与える影響 決定係数が有意であった(R^2 =.217, F(1,140)=38.47, p<.01)。また,偏回帰係数に正の影響がみられた。結果は以下の表 11 に示す。

表 11 乳児への好意感情が育児肯定感に与える影響

	育児肯定感	95%下限	95%上限
乳児への好意感情	.466 **	0.317	0.614
決定係数	.217 **		

乳児への好意感情が「子ども至上感」に与える影響 分析の結果は有意であった(R^2

=.117, F (1, 140) = 18.48, p<.01)。また正の影響もみられた。偏回帰係数は以下の表 12 に示した通りである。

表 12 乳児への好意感情が子ども至上感に与える影響

	子ども至上感	95%下限	95%上限
乳児への好意感情	.341 **	0.184	0.498
決定係数	.117 **		

乳児への好意感情が「社会的な不安」に与える影響 分析を行ったところ、結果は有意ではなかった (R^2 =.001, F (1, 140) = 0.091, p=.763; 表 13)。

表 13 乳児への好意感情が社会的な不安に与える影響

	社会的な不安	95%下限	95%上限
乳児への好意感情	.025	-0.142	0.193
決定係数	.001		

親への愛着が育児意識に与える影響

親への愛着の「愛着不安」と「愛着回避」が育児意識に与える影響を検討するため、「愛着不安」と「愛着回避」を独立変数、育児意識のそれぞれを従属変数とした重回帰分析を行った。

親への愛着が「育児不安」に与える影響 分析を行ったところ,決定係数は有意であった (R^2 =.148, F (2, 141) = 12.099, p<.01)。標準偏回帰係数が有意であった変数は「愛着不安」であった (表 14)。

表 14 親への愛着が育児不安に与える影響

	育児不安	95%下限	95%上限
愛着不安	.362 **	0.175	0.549
愛着回避	.039	-0.149	0.226
決定係数	.148 **		_

親への愛着が「育児疲労と不満」に与える影響 検定の結果、有意ではなかった(R^2 = .030, F (2, 141) = 2.126, p = .123; 表 15)。

表 15 親への愛着が育児疲労と不満に与える影響

	育児疲労と不満	95%下限	95%上限
愛着不安	.176 +	-0.024	0.376
愛着回避	007	-0.207	0.193
決定係数	.030		_

親への愛着が「育児肯定感」に与える影響 決定係数は有意であった(R^2 =.090, F(2, 140)= 6.819, p=.001)。標準偏回帰係数が有意であった変数は愛着不安であった。結果は以下の表 16 の通りである。

表 16 親への愛着が育児肯定感に与える影響

	育児肯定感	95%下限	95%上限
愛着不安	316 **	-0.510	-0.122
愛着回避	.031	-0.163	0.225
決定係数	.090 **		

親への愛着が「子ども至上感」に与える影響 決定係数は有意ではなかった (R^2 =.039, F (2, 141) = 2.840, p=.062; 表 17)。

表 17 親への愛着が子ども至上感に与える影響

	子ども至上感	95%下限	95%上限
愛着不安	.144	-0.055	0.343
愛着回避	240 *	-0.439	-0.041
決定係数	.039 +		

親への愛着が「社会的な不安」に与える影響 同じく、決定係数は有意ではなかった (R^2 = .036, F (2, 141) = 2.599, p = .078; 表 18)。

表 18 親への愛着が社会的な不安に与える影響

	社会的な不安	95%下限	95%上限
愛着不安	.103	-0.096	0.302
愛着回避	.112	-0.088	0.311
決定係数	.036 +		

考察

親への愛着が育児観に与える影響について

愛着以外で育児意識に影響を与えるものとして、児童期の家族の思い出が挙げられる。 上(2019)によると、児童期の家族の思い出は、現在の家族関係を通して、育児への積極性につながっている。児童期に温かい家庭を経験すると、育児に対して前向きになれる一方で、家庭で苦い経験をしても、それを乗り越える中で自主性を獲得し、周囲に尊重してもらえれば自分に自信がつき、育児に対する不安も軽減される。また、男性に対する研究では、幼いころに父親に関わってもらったという思いが強いと子育て充実感が高いとも示唆されている。溝端・武藤・桂田(2010)によると、父親を自己のモデルとして肯定する気持ちや、きちんとしつけや教育を受けたという経験が子育て意識を高めるうえで重要だと考えられている。

また、育児意識とは少し異なるが、扇原・上村(2018)は、乳幼児への接触経験や他者意識が子どもへの関心を高めることを示している。本研究の結果から、親への愛着の中でも愛着不安の高さが育児意識の中の「育児不安」に正の影響を与え、「育児肯定感」に負の影響を与えることが明らかとなった。これは、親への愛着が育児意識に対して何らかの影響を与えるという仮説の一部を支持する結果となった。「育児不安」因子にある項目として、「自分ひとりで育児をしなければならないような圧迫感がある」、「子育ての全般がわからない」、「育児の相談をする人がいるかどうか不安に思う」といったものがある。このような項目の影響かも知れない。

親への愛着の中の「愛着不安」にあたる項目としては、「私が親に頼ることを、親は迷惑に思っているのではないかと心配になる」「親は困った時に私を助けてくれるか不安に思う」といったものがある。育児を行う際に、自分の配偶者以外で頼ることができるのは自分や配偶者の親であることが考えられる。また、親をお手本に育児を行いたいと考えることも多いだろう。今現在の「困ったときに親に頼ることができない」「頼ってもいいのかわからない」という感情が「子どもを産んでも親には頼れない」といった育児観につながり、育児不安が大きくなることが考えられる。また、「育児肯定感」に当たる項目としては、「子育ては楽しいと思う」「育児はいとおしい」等といった、子どもや育児に対する好意的な感情を表している。親との愛着に不安を抱えている人にとって、親に迷惑をかけていると思っていたり、自分と近くにいることを望んでいないのではないかと思ったりしていると考えられる。そのような感情を通して親を見て育児観を築いていく中で、自身の育児に対しても肯定感を持つことができなくなってしまうのかも知れない。

愛着回避の影響がみられなかったことについて、愛着回避の傾向にある人は、他者と一定の距離を保って付き合っていくことを好む傾向がある。そのため、育児の中でも「自分だけで何とかしなければならない」といった意識があまり生起せず、育児観に対して影響がみられなかったことが考えられる。また、愛着回避の平均得点自体も低く、あまり差が

生まれなかったことも要因として考えられるだろう。次に、ほかの育児観の因子についても親への愛着の影響がみられなかったことについて、「育児不安」と「育児肯定感」以外の因子の特徴が要因として考えられる。ほかの育児観の因子は育児が疲れるものであるととらえているか、子どもが一番大切であるかどうか、また、育児に社会的な不安があるかどうかを尋ねるものであった。それらの意識を左右する要因としては親との関係の如何よりも社会情勢や自身の子どもへの意識があると考えられる。そのため、「育児不安」と「育児肯定感」に対しては、親への愛着の影響がみられなかったと考えられる。

親への愛着が乳児への好意感に与える影響について

親への愛着は、「愛着不安」、「愛着回避」のどちらとも乳児への好意感に影響を与えていないことが明らかとなった。小林(2014)によると、両親との関係が良好であるほど、子どもをかわいいと感じる、つまり、子どもを好意的にとらえるとされてきたが、今回の結果は、この先行研究を支持しない結果となった。

愛着には世代間伝達あることが従来、指摘されている(遠藤、1992)。そのため、親への愛着は乳児への好意感に何らかの影響があると考えられる。しかしながら、今回そのような結果とならなかった。その理由として以下のことが推測される。第一に、愛着を不安定にするような強烈なエピソードがなければ、乳児への好意感情に影響が出ないことである。今回の研究では、親との関係が揺らいだエピソードや、大まかに関係性が良いか悪いかを尋ねることはなかった。それらの要素も含めたうえで分析を行うことで、何らかの影響が出ると予想される。第二に、乳児への好意感情にあまり差が出なかったことである。乳児への好意感情の平均得点は4と高く、また、分散も小さかった。そのため、分析を行う上で影響を抽出することができなかったと考えられる。最後に、乳児と回答者の関係を仮定しなかったことである。愛着の世代間伝達は自分の肉親と自分、自分と自分の子どもの愛着が想定されている。ここでは乳児を特定することがなかったため、回答者が想定した乳児はそれぞれ異なっていたと考えられる。そのため、想定されるような影響が出なかったのかも知れない。

乳児への好意感情が育児観に与える影響

乳児への好意感情が育児意識に与える影響についての検討を行ったところ,以下のような結果が得られた。乳児への好意感情は「育児不安」に対して負の影響を与えていた。「育児肯定感」「子ども至上感」に対して正の影響を与えていた。猪木(2010)によると,対児接近感情は育児肯定感情と正の相関関係にあり,育児否定感情と負の相関関係にある。それに対して,対児回避感情は育児肯定感情と負の相関関係にあり,育児否定感情と正の相関関係にある。今回の分析結果は先行研究とほぼ同じ結果になったと言えよう。「育児疲労と不満」「社会的な不安」に対して影響がみられなかったことに対しては以下のことが考えられる。「育児疲労と不満」に関しては,育児が疲れるものであるかどうか,イライラしそうか等を問うものであった。それらは子どもが好きかどうかよりも,自身の特性やパート

ナーとどのように育児を行いたいかに関わってくると考えられる。また,「社会的な不安」に関しても,子どもへの好意ではなくその時の社会情勢等に左右されるものであると考えられる。これらの要因により,乳児への好意感情は「育児疲労と不満」「社会的な不安」に影響がみられなかったのではないだろうか。

育児意識。および乳児への好意感情の性差

育児意識,および乳児への好意感情を検討したところ,育児意識のどの因子についても,乳児への好意感情についても性差がみられなかった。井梅(2019)によると,子育てへの期待・肯定感,子育てへの不安感ともに男性よりも女性の得点が高いとされている。今回の結果はその研究結果に反するものとなった。先行研究と異なる結果になった理由として,以下のことが考えられる。今回の研究で分析の対象となったのは,教育学部に所属する学生がほとんどであった。そのため,男性も女性も子どもが好きな人が多いことが考えられる。そのため,乳児への好意感情に差が出ず,そこから育児観にも差が見られなくなった可能性である。それらの理由により,育児意識や乳児への好意感情に性差が現れなかったと考えられる。

今後の課題

今回の研究の問題として、以下の点が挙げられる。まず、調査対象者の属性に偏りがった点である。今回の調査対象者は、教育学部の学生がほとんどであった。そのため、もともとの特性として、子どもに対して好意的に思っている人が多いと考えられる。また、調査を実施した講義のうち1つが、子ども観に関するものであったことも関係すると考えられる。その授業の内容も調査への回答に影響を与えたと考えられる。今後、同じ調査をほかの学部の学生や様々な講義に参加する学生を対象とすることで今回よりも詳細な結果が得られると考えられる。次に、質問項目についてである。今回は育児観についてしか問わなかったが、どこで家庭を持った時にどのようなところを生活拠点としたいと考えているか、子どもができた後も仕事を続けたいと考えているか、といったことは尋ねなかった。育児観を築くにはそれらの要素もかかわってくると考えられる。最後に、今回は「親」との愛着を尋ねるというように、母親・父親に絞らずに調査を行った。先行研究によると、母親との関係、父親との関係で育児観や子どもに対する意識も異なるとされている。調査対象者や質問項目をより精査して調査を行うことを今後の課題としたい。

対対

遠藤利彦(1992). 内的作業モデルと愛着の世代間伝達 東京大学教育学部紀要, 32, 203-220.

井梅由美子(2019). 大学生の結婚観, および子育て観について-自身の被養育体験, 父母 との関係性, 対象関係に着目して- 東京未来大学研究紀要, 13, 11-21.

井上芳世子(2003). 母親としての発達に関する研究の展望-葛藤場面に注目して- 広島

- 大学大学院教育学研究科紀要, 52, 227-230.
- 猪木省三(2010). 大学生の育児観及び対児感情に関する研究 県立広島大学人間文化学部 紀要, 5, 37-43
- 厚生労働省(2021). 「令和2年(2020年)人口動態統計月報年計の概況」結果概要,2021年 12月12日に以下のサイトより閲覧
 - https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/geppo/nengai20/index.html
- 柏木恵子・若松素子(1994). 「親となること」による人格発達: 生涯発達的視点から親を研究する試み 発達心理学研究, 5, 72-83
- 小林 真・渡辺亜矢 (2000). 母親であることについての女性の自己意識 自己受容感と自己拒否感に関する調査 富山大学教育学部研究論集, 3,63-67
- 小林 真(2014). 認知された親子関係は大学生の親性準備性にどのような影響を及ぼすか. 富山大学人間発達科学部紀要、8 43-48.
- 明治安田生命(2010). 大学生のライフスタイルと将来観, 2021 年 12 月 12 日に以下のサイトより閲覧
 - https://www.myri.co.jp/publication/myilw/pdf/myilw_no76_feature_4.pdf
- 溝端奈穂・武藤麻美・桂田恵美子(2010). 男子大学生の子育て意識を規定する要因 臨床 心理学研究, 36, 15-19.
- 森下葉子(2006). 父親になることによる発達とそれにかかわる要因 発達心理学研究, 17, 182-192
- 丹羽智美(2005). 青年期における親への愛着と環境移行期における適応過程 パーソナリティ研究, 13, 156-169
- 扇原貴志・上村佳世子(2018). 大学生における子どもへの関心の諸要因―乳幼児との接触 経験・内的作業モデル・他者意識の影響― 応用心理学研究, 43, 256-266
- 坂本康子・古橋啓介(2006). 女子大生における理想の生き方と育児観について 福岡県立 大学人間社会学紀要, 15, 119-137
- 高橋有里(2007). 乳児の母親の育児ストレス状況とその関連要因 岩手県立大学看護学部 紀要. 931-41
- 上 恵実(2019). 児童期における家族の思い出が大学生の育児観に与える影響 日本心理 学会第83回大会発表論文集,343.

<原著>

中学生における不登校傾向と学級適応感・ 教師への信頼感との関連

林 茜 信州大学大学院総合人文社会科学研究科 水口 崇 信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では、中学生における不登校傾向抑制要因を検討するため、学級適応感と教師への信頼感との関連を検討した。中学1年生~中学3年生402名を対象に質問紙調査を実施した。質問項目は、不登校傾向を測定する13項目、学級への適応感を測定する28項目、教師への信頼感を測定する20項目を用いた。不登校傾向別・学年ごとに重回帰分析を実施した結果、「別室登校を希望する不登校傾向」は、中学1年生と2年生で「居心地の良さの感覚」「劣等感の無さ」の影響が検出された。中学3年生は、「課題・目的の存在」の影響のみが示された。加えて「遊び・非行に関連する不登校傾向」においては、中学1年生から3年生に共通して「劣等感の無さ」の影響が明らかになった。

キーワード:中学生、不登校傾向、学級適応感、信頼感、劣等感

問題と目的

日本における不登校児童生徒数は年々増加している。文部科学省(2021)によれば、小中学校における令和2年度の長期欠席者数は約28万8千人であり、そのうち不登校による欠席者数は約19万6千人となっている。不登校児童生徒数は平成24年から増加の一途をたどり、令和2年度は過去最多となっている。小学校・中学校で比較すると、小学校では1000人当たり10.0人、中学校では1000人当たり40.9人であり、中学校では小学校における不登校児童数の4倍となっている。したがって、不登校児童生徒数は学年が上がるにつれて、特に中学生で増加する傾向があると言える。また、文部科学省(2021)は、不登校の要因について学校に係る状況・家庭に係る状況・本人に係る状況の3つを挙げている。その中で、小学生・中学生ともに、「無気力、不安」の割合が最も高くなっている。次いで小学生では、「親子のかかわり方」「生活リズムの乱れ、あそび、非行」となっている。中学生では、「いじめを除く友人関係をめぐる問題」「生活リズムの乱れ、あそび、非行」となっている。小学生から中学生に成長する中で、不登校の要因も変化してくる。

不登校児童生徒が増加する中で、学校に通いながらも学校に行きたくない気持ちを持つ

児童生徒が存在することも指摘されている。五十嵐・萩原(2004)は、登校しつつ登校回避願望がある状態は、不登校に至らずとも学校生活を楽しむことに困難が生じており、不登校の前駆的状態として、「不登校傾向」にあるとしている。したがって、不登校に至る前に不登校傾向の児童生徒に対し、不登校に至る前に支援を提供することが重要である。本間(2000)は、欠席願望を抑制する要因として「学校魅力」が大きな影響を与えるとしている。また、欠席そのものの抑制要因は、登校に対する「規範的価値観」に限られるが、欠席願望を抑制する要因は、「対友人適応」「学習理解」「規範的価値」と複数の要因があるとしている。そのため、不登校傾向や実際に不登校に陥っている生徒への援助では、学校にいけない原因や、ストレッサーを見つけ出し、それらの除去および改善を目指すことよりも、彼らの残された学校とのつながりを発見し、そのつながりを促進・強化していくことが重要であると述べている。したがって、不登校傾向に陥っている生徒が学校生活の中で感じている負担や不安を検分するとともに、学校とのつながりを強化できる支援を行うことが重要であると考えられる。

また、不登校の予防的支援を考えるうえで学級に対する生徒の認識も考慮すべき点であ る。伊藤・宇佐美(2017)は、いじめや不登校、校内暴力など学校場面における多様な問 題を総合的に予防する方法を提案している。具体的には、学校・学級に肯定的な風土を形 成し、学校場面の問題を単に事後的に処理するのではなく、学習や行動の文脈要因として 公的な学校・学級風土を構築していく必要性を指摘している。学校において生徒は、一日 の大部分の時間を学級で過ごしている。このため、学級は人間関係学習の場、人格形成の 場といった多様な意味を持つと同時に、友人との関係はどの校種においても学校への適応 感の各側面と深い関連を持つ(江村・大久保, 2012)。文部科学省(2021)の調査結果にも 示されていたように、不登校の予防的支援を考えるうえで、学級における友人関係を考慮 することが重要である。加えて、学級について考える際には、教師の存在も影響すると言 える。飯田(2002)は、教師一生徒間の関係が学級適応感や人格形成に影響を与えること を指摘している。酒井・菅原・眞栄城・菅原・北村(2000)は、高いストレス状態に置か れた生徒が、それでも健全な学校生活を送るためには、「重要な他者」との間に信頼関係を 形成していることが枢要であると指摘している。また教師一生徒間の関係が、児童生徒の 友人関係などと同様に、学校教育の1つの基盤をなし、児童生徒の学級適応感などに影響 を与えていることを踏まえれば、児童生徒の教師への信頼感を詳細に検討することは極め て意義深い(中井・庄司, 2007)。したがって、学級内で同じ時間を共有する教師との関係 性に注目し、生徒が教師をどのように認知しているかを検討することが不登校の予防的支 援につながることが推測される。

不登校を経験した中学生が学級や教師へとのかかわりを求めていたことを明らかにした研究もある。鈴木(2009)は、適応指導教室に通級していた中学生を対象に、教室で困っていたことを調査し、中学生が教室で求めていたものとして、教室内での居場所感、学

級担任の肯定的なかかわりを求めていたことを指摘している。このように、不登校の予防 的支援を検討する上で、学級適応感・教師への信頼感を検討することは重要である。

そこで本研究では、学校に行きたくない気持ちを抱える「不登校傾向」を抑制する要因を解明する。具体的には、「学級適応感」「教師への信頼感」と各不登校傾向の関連を明らかにすることを目的とする。

方法

調査対象者

A 県内の公立中学校に在籍する 1・2・3年生,合計 402 名 (男子 191 名,女子 196 名, 無回答 15 名) の協力を得た。内訳は、1年生 142 名 (男子 65 名,女子 71 名,無回答 6 名)、2年生 150 名 (男子 73 名,女子 72 名,無回答 5 名)、3年生 110 名 (男子 53 名,女子 53 名,無回答 4名)であった。全項目必須回答としたため、回収率は 100%であった。 調査手続き

2021年9月末,大手インターネット会社(Google LLC)が提供するアンケート作成・管理ソフト(Google フォーム)を用いて調査を実施した。

質問紙の構成

性別,年齢,学年,出身小学校について尋ねた後,以下の項目について回答を求めた。 **学級適応感** 中学生の学級適応感を測定するために,青年用適応感尺度(大久保,2005) のうち,28項目を使用した。調査校との打ち合わせの中で,内容の重複があると指摘を受けた2項目(リラックスできる,これからの自分のためになることができる)を除外した。 また,質問項目の主部がないと生徒が理解できないとの指摘を受け,「このクラスで私は」 という主部をつけることとした。

教師への信頼感 中学生の学級担任への信頼感を測定するために,STT 尺度短縮版 31 項目 (庄司・中井,2007) のうち,安心感と正当性に関する 21 項目を使用した。調査校から,生徒が答えにくいとアドバイスを受けた「不信」の 10 項目を除外した。

不登校傾向 中学生の不登校傾向を測定する不登校傾向尺度(五十嵐・萩原,2004)13項目を使用した。回答形式はいずれも、「そう思う(4点)」「すこしそう思う(3点)」「あまりそう思わない(2点)」「そう思わない(1点)」の4件法であった。各尺度項目は、調査実施前に中学校の教員と複数回話し合いを行って、生徒が理解できるような文章に改編した。

結果

不登校傾向尺度の検討

表1に不登校傾向尺度各項目の記述統計,表2に項目間相関を示した。中学生用不登校 傾向尺度の13項目が事前の想定通りの4因子構造となることを確かめるため,確認的因

子分析を行った。

表1 不登校傾向尺度各項目の記述統計

			度数						
項目	1	2	3	4	欠損値	平均值	標準偏差	尖度	歪度
1*	60	93	149	100	0	2.72	1	-0.95	-0.32
2	89	161	102	50	0	2.28	0.95	-0.8	0.3
3	84	85	128	105	0	2.63	1.08	-1.23	-0.22
4	183	109	54	56	0	1.96	1.07	-0.73	0.77
5	155	111	83	53	0	2.09	1.06	-1.02	0.51
6	260	77	42	23	0	1.57	0.89	0.96	1.43
7	180	90	77	55	0	2.02	1.09	-1.03	0.6
8	185	110	63	44	0	1.92	1.03	-0.62	0.79
9	294	63	28	17	0	1.42	0.8	2.81	1.92
10	209	95	72	26	0	1.79	0.96	-0.43	0.88
11	250	84	40	28	0	1.62	0.93	0.74	1.37
12	202	98	65	37	0	1.84	1.01	-0.5	0.87
13	282	76	23	21	0	1.46	0.82	2.61	1.85

^{*}は反転項目

表2 不登校傾向尺度項目間相関

-	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1													
2	.08												
3	43	.12											
4	37	.06	.27										
5	30	.36	.33	.35									
6	51	.01	.34	.47	.31								
7	41	.21	.43	.36	.60	.35							
8	27	.35	.29	.32	.53	.32	.51						
9	37	.03	.23	.56	.22	.54	.23	.33					
10	34	.07	.26	.34	.20	.42	.23	.24	.41				
11	32	.01	.22	.37	.28	.44	.35	.27	.31	.44			
12	46	.02	.35	.38	.27	.61	.36	.29	.48	.55	.53		
13	27	.10	.21	.49	.26	.44	.23	.34	.75	.39	.35	.49	

4つの因子からそれぞれ該当する項目が影響を受け、すべての因子間に共分散を仮定したモデルで分析を行ったところ、適合度指標は $X^2=399.648$ 、df=59、p<.001、GFI

= .839, AGFI = .781, RMSEA = .120, AIC = 463.648 であった。本モデルの分析結果は有意であり、想定したモデルとのずれがあった。

しかしながら、適合度を高めることのみを目的としてモデル修正を行うことは必ずしも 妥当ではない(南風原、2002;豊田、1998)。実質的に意義がなく、内容妥当性の低いモデ ルが構成される可能性がある。適合度を高めるよりも的確な理論に支えられたモデルを構 成し、それを採用していくことが意義深い(豊田、1998)。そこで適合度は低いが、初期の モデルを基に分析を進めることにした。表3にモデルの分析結果を示す。

≥ 49 94 ≥ 80796046 76 70 44 35 **=** 64 91 81 67 ≡ ≥ 因子間相関 頭が痛くなったり、気持ちが悪くなったりすることがあ 2.学校や自分の家で仲のいい友達と過ごすより、友達の家で過ごすほうが楽しい 8.学校へ行ったり家にいたりするより、それ以外の場所でずっと遊んでいたい それまではいきたくないと思っている 11.夜運くまで遊んでいて、学校に行くのがつらいと思うことがある 誰かに悪口を言われているような気がしてこわい 4.教室に行かなくても保健室や別室で勉強できればいいと思う 家にいるより学校に行きたい 12.少しのことで気分が落ち込み、学校に行くのがつらい 7.学校に行かず、家でゲームをして過ごせたらと思う 13.学校では、授業より保健室の先生などと話したい III:精神・身体症状を伴う不登校傾向(α = .74) II:遊び・非行に関連する不登校傾向(α = .64) 9.学校に行っても、保健室や相談室で過ごしたい $(\alpha = .81)$ IV:在宅を希望する不登校傾向(α = .58) 5.学校に行かず、家で友達と遊んでいたい |:別室登校を希望する不登校傾向 3.学校に行ってしまえば楽しいが、 6.学校に行くことを考えたら、 1.先生や友達と会いたいので、 10. 学校に行くと、

不登校傾向尺度確認的因子分析結果

ო

66

STT 尺度の検討

表 4 に STT 尺度各項目の記述統計,表 5 に項目間相関を示した。STT 尺度の 21 項目が事前の想定通りの 2 因子構造となることを確かめるために,確認的因子分析を行った。 2 つの因子からそれぞれ該当する項目が影響を受け,すべての因子間に共分散を仮定したモデルで分析を行ったところ,適合度指標は $X^2=628.99$, df=88,p<.001, GFI=.911, AGFI=.806, RMSEA=.076, AIC=714.992 であった。 既述した南風原(2002)や豊田(1998)の見解を踏まえ,ここで得られた結果についても特別な対処を行わないこととした。表 6 にモデルの分析結果を示す。

表4 STT 尺度各項目の記述統計

			度数						
項目	1	2	3	4	欠損値	平均值	標準偏差	尖度	歪度
1	13	23	96	270	0	3.55	0.75	2.7	-1.76
2	11	35	135	221	0	3.41	0.76	1.01	-1.21
3	6	30	129	237	0	3.49	0.7	1.18	-1.26
4	9	26	119	248	0	3.51	0.72	1.87	-1.47
5	14	56	169	163	0	3.2	0.8	0.05	-0.78
6	6	14	115	267	0	3.6	0.63	3.1	-1.69
7	17	51	149	185	0	3.25	0.83	0.21	-0.93
8	9	23	143	227	0	3.46	0.71	1.68	-1.32
9	24	74	174	130	0	3.02	0.87	-0.31	-0.6
10	9	21	106	266	0	3.57	0.7	2.72	-1.7
11	40	78	153	131	0	2.93	0.96	-0.65	-0.55
12	8	24	130	240	0	3.5	0.7	1.78	-1.39
13	63	97	138	104	0	2.7	1.02	-1.04	-0.27
14	5	17	111	269	0	3.6	0.63	2.72	-1.64
15	36	81	161	124	0	2.93	0.93	-0.58	-0.53
16	10	20	118	254	0	3.53	0.71	2.5	-1.61
17	30	73	150	149	0	3.04	0.92	-0.47	-0.65
18	5	7	103	287	0	3.67	0.58	4.7	-1.96
19	46	97	144	115	0	2.82	0.98	-0.88	-0.37
20	5	22	123	252	0	3.55	0.66	1.82	-1.42
21	45	89	136	132	0	2.88	0.99	-0.88	-0.46

表5 STT 尺度項目間相関

21																					
20																					.30
19																				.26	.65
18																			.35	.37	.35
17																		.42	07.	.30	9:
16																	.37	.41	.29	.35	.34
15																.36	.70	.38	.72	.30	69.
14															.45	.53	.47	.47	.43	.31	.42
13														.39	99.	.26	.59	.32	.65	.23	.64
12													.32	.41	.30	.40	.33	.42	.35	.39	.29
												.32	.63	44.	92.	.34	69.	.37	69.	.27	69.
10											.32	.35	.37	.36	.33	.35	.38	.42	.33	.30	.40
6										.37	44.	.33	.39	.41	.43	.34	.51	.34	.45	.24	.46
∞									.46	.41	.44	.54	.36	.54	.42	.49	.46	.45	.38	.36	.40
_								.51	.51	.42	.58	.37	.57	.53	.58	.44	.62	.45	.52	.33	.59
9							.38	.44	.33	.34	.35	.45	.31	.39	.32	.40	.31	.41	.29	.37	.29
5						.34	.63	.45	.48	.46	.53	.31	.46	.47	.55	.40	.57	.38	.50	.24	.58
4					.33	.34	.35	.31	.27	.30	.29	.37	.28	.29	.30	.30	.30	.31	.30	.48	.28
cc				.32	.62	.34	.65	.46	.47	.41	.48	.34	.41	.42	.49	.39	.58	.43	.46	.28	.49
2			.48	.39	.47	.35	.54	.47	.40	.43	.47	.35	.40	.45	.44	.42	.46	.41	.41	.34	.46
-		.51	.55	.32	.53	.36	.54	44.	.40	44.	.49	.34	.43	.43	44.	.43	.47	44.	44.	.30	.45
		2	က	4	2	9	7	∞	6	10		12	13	14	15	16	17	18	19	20	21

表6 STT 尺度確認的因子分析結果

質問項目	ı	II
I :安心感(α = .93)		
15.私は先生と話すと気持ちが楽になることがある	.84	
11.私が不安なとき、先生に話を聞いてもらうと安心する	.83	
17.私が悩んでいるとき、先生が私を支えてくれていると感じる	.83	
19.先生と話していると困難なことに立ち向かう勇気がわいてくる	.80	
21.先生にならいつでも相談ができると感じる	.80	
7.先生は私の立場で気持ちを理解してくれていると思う	.78	
13.将来のことがわからないときは先生に相談しようという気持ちになる	.74	
5.先生はいつも私のことを気にかけてくれると思う	.71	
3.先生は私を大事にしてくれていると感じる	.69	
1.先生や友達と会いたいので、家にいるより学校に行きたい	.62	
9.私が失敗した時、先生なら私の失敗をかばってくれると思う	.59	
II:正当性 (α = .89)		
8.先生には正義感が感じられる		.78
14.先生は何事にも一生懸命であると思う		.73
2.先生は正直であると思う		.72
12.先生には教育者としての威厳(堂々としている姿)があると思う		.69
18.先生は教師としてたくさんの知識を持っていると思う		.68
16.先生は決まりを守っていると思う		.67
6.先生は自信をもって指導を行っているように感じる		.64
10.先生は質問したことにはきちんと答えてくれる		.63
4.先生は悪いことは悪いとはっきりと言うと思う		.59
20.私が間違っているときは、先生ならきちんと叱ると思う		.59
因子間相関	I	II
1	-	.74
II		-

学級適応感尺度の検討

表 7 に青年用適応感尺度各項目の記述統計,表 8 に項目間相関を示した。青年用適応感尺度の 28 項目が事前の想定通りの 4 因子構造となることを確かめるため,確認的因子分析を行った。 4 つの因子からそれぞれ該当する項目が影響を受け,すべての因子間に共分散を仮定したモデルで分析を行ったところ,適合度指標は X^2 = 1058.653, df = 3444, p < .001,GFI = .895,AGFI = .795,RMSEA = .072,AIC = 1182.653 であった。本モデル

も既述したような見地から特別な処遇は行わなかった。表9にモデルの分析結果を示す。

表7 青年用適応感尺度各項目の記述統計

			度数						
項目	1	2	3	4	欠損値	平均值	標準偏差	尖度	歪度
1	21	60	134	187	0	3.21	0.88	-0.1	-0.88
2	71	169	131	31	0	2.3	0.85	-0.61	0.14
3	11	57	161	173	0	3,23	0.79	-0.04	-0.77
4	138	194	56	14	0	1.87	0.78	0.16	0.69
5	54	175	141	32	0	2.38	0.82	-0.49	0.1
6	22	65	128	187	0	3.19	0.9	-0.24	-0.85
7	48	76	143	135	0	2.91	1	-0.78	-0.54
8	77	161	116	48	0	2.34	0.92	-0.77	0.21
9	29	77	160	136	0	3	0.91	-0.47	-0.6
10	21	70	182	129	0	3.04	0.84	-0.18	-0.62
11	45	139	162	56	0	2.57	0.87	-0.64	-0,09
12	81	171	117	33	0	2.25	0.87	-0.63	0.24
13	16	40	165	181	0	3.27	0.8	0.61	-1
14	34	54	129	185	0	3.16	0.95	-0.2	-0.91
15	19	38	138	207	0	3.33	0.83	0.75	-1.17
16	34	129	186	53	0	2.64	0.82	-0.43	-0.2
17	12	47	132	211	0	3.35	0.8	0.42	-1.06
18	154	177	46	25	0	1.86	0.85	0.28	0.89
19	14	40	141	207	0	3.35	0.8	0.7	-1.12
20	11	37	111	243	0	3.46	0.77	1.19	-1.35
21	193	162	34	13	0	1.67	0.77	0.89	1.08
22	15	43	161	183	0	3.27	0.8	0.5	-0.98
23	27	44	149	182	0	3.21	0.89	0.26	-1
24	139	154	80	29	0	2	0.91	-0.54	0.58
25	34	146	169	53	0	2.6	0.82	-0.52	-0.06
26	23	50	170	159	0	3.12	0.85	0.18	-0.87
27	16	54	166	166	0	3.2	0.82	0.12	-0.82
28	35	123	184	60	0	2.67	0.83	-0.48	-0.22

表8 青年用適応感尺度項目間相関

	28																												
	27																												.51
	26																											.39	.37
	25																										.42	.50	77:
	24																									37	19	34	36
	23																								26	.49	.47	.57	.48
	22																							.64	32	.47	.35	.74	.49
	21																						28	25	.34	16	15	25	20
,	20																					30	.64	99.	27	.45	.41	.58	.47
<u>K</u>	19																				.59	28	.47	.63	24	.35	.42	.45	.35
<u>ľ</u> I	18																			41	50	.35	55	50	.47	39	30	53	38
	17																		45	.57	.56	29	.54	.56	29	.33	.32	.53	.32
<u>ر</u>	16																	.38	39	.42	.46	15	.52	.48	38	89.	.38	.49	.67
	15																.47	.49	45	.61	99.	29	.57	.70	24	.47	09:	.55	.45
-	14															.72	.47	.56	50	19.	99.	25	.64	.80	24	.47	.49	.57	.47
Γ	13														.53	.55	.46	.45	39	.43	.53	19	.56	.52	18	.53	.42	.54	:43
์ ส	12													25	22	24	34	17	.41	19	25	.20	30	20	.43	39	22	33	37
•	11												14	.34	.25	.26	.42	.23	19	.16	.25	05	.30	.25	16	.44	.23	.34	.44
	10											.36	23	.50	.59	.50	.46	.50	48	.47	.56	18	.61	.56	25	.46	.39	.61	.43
	6										.51	.34	30	.50	.49	.53	.41	.39	38	.40	.43	18	.42	.44	21	.47	.46	.48	.48
	∞									23	25	11	.50	23	20	17	38	14	.46	15	22	.12	28	16	₽.	37	21	28	32
	7								24	.39	.55	.31	22	.49	.56	.46	.46	.51	42	.40	.50	23	.51	.52	28	.45	.39	.49	.46
	9							09.	17	.45	.49	.33	21	.52	.57	.56	.43	.53	36	.48	.57	25	.52	.52	28	.41	.40	.48	.40
	5						.40	.40	21	.40	.39	.53	32	.39	.32	.36	.57	.30	33	.23	.32	11	.40	.29	34	.58	.28		.59
	4					33	33	37	.41	29	41	22	.43	33	37	35	47	32	.58	34	40	.29	45	39	.37	41	28	46	39
	3				32	.35	.49	.48	18	.46	.53	.28	20	.52	09:	.54	.39	.52	41	.47	.55	21	.54	.56	23	.42	.37	.49	.40
	2			.48	35	79.	.45	.45	26	.50	.42	.44	34	.42	.44	.46	.59	.34	35	.31	.44	13	.48	.40	34	.62	.33	.49	.65
			.29	.40	24	.19	.43	.34	15	.41	.40	.10	11	.40	.45	.50	.26	.41	29	.47	.46	15	.40	.42	19	.23	.37	.41	.24
		\leftarrow	2	က	4	2	9	7	∞	6	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28

表 9 青年用適応感尺度確認的因子分析結果

質問項目	ı	II	III	IV
Ι:居心地の良さの感覚 (α = .93)				
14.このクラスにいると安心する	.86			
23.このクラスにいると私は、幸せである	.83			
20.このクラスで私は、周りの人と楽しい時間を共有している	.81			
22.このクラスで私は、周囲となじめている	.80			
27.このクラスで私は、周囲に溶け込めている	.77			
10.このクラスでは、自分と周りがかみ合っている	.72			
3.このクラスで私は、周りに共感できる	.70			
13.このクラスで私は、周りと助け合っている	.70			
17.このクラスは、自由に話せる雰囲気がある	.69			
7.このクラスで私は、ありのままの自分を出せている	.65			
II :課題・目的の存在 (α = .85)				
15.このクラスで私は、成長できると感じる		.85		
19.このクラスは、充実している		.73		
6.このクラスで私は、好きなことができる		.70		
9.このクラスには、自分がやるべき目的がある		.67		
1.このクラスには、熱中できるものがある		.61		
26.このクラスでは、将来役立つことが学べる		.61		
Ⅲ:被信頼・受容感 (α = .89)				
28.このクラスで私は、周りから頼られていると感じる			.86	
25.このクラスで私は、周りから必要とされていると感じる			.86	
16.このクラスで私は、よい評価がされていると感じる			.80	
2.このクラスで私は、周りから期待されている			.77	
5.このクラスで私は、周りから関心を持たれている			.73	
11.このクラスで私は、存在を気にかけられている			.56	
IV:劣等感の無さ (α = .79)				
18.このクラスでは、自分が場違いだ(その場にふさわしくない)と感じる				.76
4.このクラスで私は、嫌われていると感じる				.70
24.このクラスで私は、自分だけだめだと感じる				.65
12.このクラスで私は、役に立っていないと感じる				.63
8.このクラスで私は、周りに迷惑をかけていると感じる				.61
21.このクラスで私は、周りから指示や命令をされているように感じる				.38
因子間相関	I	II	III	IV
1	-	.93	.73	.64
II		-	.67	.55
III			-	.62
IV				_

不登校傾向尺度の性差・学年差の検討

性別,学年において不登校傾向尺度得点の平均値に差があるのかを検討するため,2要因分散分析を行った。「性別」は「男子」、「女子」の2水準、「学年」は「1年生」、「2年生」、「3年生」の3水準であった。表10に性別×学年の不登校傾向尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

	男子			女子		
	1年生	2年生	3年生	1年生	2年生	3年生
	M (SD)					
【不登校傾向尺度】						
別室登校を希望する不登校傾向	1.49(0.74)	1.71(0.88)	1.95(0.83)	1.57(0.79)	1.48(0.59)	1.58(0.71)
遊び・非行に関連する不登校傾向	1.83(0.65)	2.04(0.70)	2.05(0.71)	2.04(0.76)	1.94(0.61)	1.95(0.66)
精神・身体症状を伴う不登校傾向	1.78(0.71)	2.03(0.77)	2.13(0.76)	1.88(0.74)	2.03(0.68)	1.98(0.74)
在宅を希望する不登校傾向	2.03(0.85)	2.34(0.90)	2.26(0.90)	2.08(0.90)	2.21(0.80)	2.00(0.85)

表 10 性別×学年の不登校傾向尺度得点平均値と標準偏差

分析の結果,「別室登校を希望する不登校傾向」において,交互作用は有意ではなかったが(F (2,381) = 1.40,p = .248,partial η^2 = .01),性別の主効果は有意であり(F (1,381) = 16.00,p < .001,partial η^2 = .04),学年の主効果は有意傾向であった(F (2,381) = 2.97,p = .053,partial η^2 = .02)。多重比較を行った結果,1年生の別室登校を希望する不登校傾向の平均値が3年生より有意に低かった(adjusted p = .017)。表 11 に別室登校を希望する不登校傾向の分散分析表を示す。

表 11 別室登校を希望する不登校傾向の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	8.59	1	8.59	16	p < .001
学年	3.19	2	1.59	2.97	p = .053
性別×学年	1.5	2	0.75	1.4	p = .248
誤差	204.61	381	0.54		

表 12 遊び・非行に関連する不登校傾向の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	0.27	1	0.27	0.57	p = .452
学年	0.3	2	0.15	0.32	p = .724
性別×学年	0.33	2	0.17	0.35	p = .703
誤差	177.99	381	0.47		

「遊び・非行に関連する不登校傾向」では,交互作用は有意でなく(F (2, 381) = 0.35, p = .703, p artial n n = .00),性別の主効果(F (1, 381) = 0.57, p = .452, p artial n n n n = .00)並びに学年の主効果(n (2, 381) = 0.32, n = .724, n n artial n n = .00)も有意

ではなかった。表12にび・非行に関連する不登校傾向の分散分析表を示した。

「精神・身体症状を伴う不登校傾向」では,交互作用は有意ではなかったが(F (2, 381) = 0.49,p = .612,partial n^2 = .00),性別の主効果が有意であり(F (1, 381) = 4.11,p = .043,partial n^2 = .01),学年の主効果も有意であった(F (2, 381) = 4.47,p = .012,partial n^2 = .02)。多重比較の結果,1年生の精神・身体症状を伴う不登校傾向の平均値が2年生と3年生より有意に低かった(adjusted p = .019,adjusted p = .038)。表13に分散分析表を示す。

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	2.16	1	2.16	4.11	p = .043
学年	4.7	2	2.35	4.47	p = .012
性別×学年	0.52	2	0.26	0.49	p = .612
誤差	200.3	381	0.53		

表 13 精神・身体症状を伴う不登校傾向の分散分析表

「在宅を希望する不登校傾向」では,交互作用は有意ではなく(F (2, 381) = 0.81, p = .444, partial η^2 = .00),性別の主効果も有意ではなく(F (1, 381) = 2.33, p = .128, partial η^2 = .01),学年の主効果も有意ではなかった(F (2, 381) = 2.24, p = .108, partial η^2 = .01)。表 14 に在宅を希望する不登校傾向の分散分析表を示す。

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	1.77	1	1.77	2.33	p = .128
学年	3.14	2	1.71	2.24	p = .108
性別×学年	1.24	2	0.62	0.81	p = .444
誤差	290.25	381	0.76		

表 14 在宅を希望する不登校傾向の分散分析表

STT 尺度の性差・学年差の検討

性別,学年において教師への信頼感 (STT) 尺度得点の平均値に差があるのかを検討するために,2要因分散分析を行った。「性別」は「男子」「女子」の2水準,「学年」は「1年生」「2年生」「3年生」の3水準であった。表 15 に性別×学年の教師への信頼感 (STT) 尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

		男子		女子			
	1年生	2年生	3年生	1年生	2年生	3年生	
	M(SD)	M(SD)	M(SD)	M(SD)	M(SD)	M(SD)	
【STT尺度】							
安心感	3.36(0.51)	3.11(0.68)	2.80(0.76)	3.13(0.68)	3.12(0.69)	2.75(0.66)	
正当性	3.67(0.35)	3.55(0.57)	3.23(0.61)	3.61(0.38)	3.62(0.35)	3.49(0.47)	

表 15 性別×学年の STT 尺度得点平均値と標準偏差

分析の結果,「安心感」において交互作用は有意ではなく(F (2, 381)= 1.74,p=.177,partial η^2 =.01),性別の主効果も有意ではなかったが(F (1, 381)= 0.03,p=.855,partial η^2 =.00),学年の主効果は有意であった(F (2, 381)= 14.88,p<.001,partial η^2 =.07)。多重比較の結果, 3年生の安心感得点の平均値が 1 年生, 2 年生よりも有意に低かった(adjusted p<.001,adjusted p<.001)。表 16 に安心感の分散分析表を示す。

表 16 安心感の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	0.02	1	0.02	0.03	p = .855
学年	13.23	2	6.61	14.88	<i>p</i> < .001
性別×学年	1.55	2	0.77	1.74	p = .177
誤差	169.38	381	0.45		

表17 正当性の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	0.41	1	0.41	1.89	p = .170
1年生単純主効果	0.08	1	0.08	0.37	p = .541
2年生単純主効果	0.06	1	0.06	0.27	p = .606
3年生単純主効果	2.18	1	2.18	10	p = .002
学年	5.78	2	2.89	13.24	p < .001
男子単純主効果	7.35	2	3.68	16.86	p < .001
女子単純主効果	0.49	2	0.24	1.12	p = .329
性別×学年	2.11	2	1.06	4.84	p = .008
誤差	83.09	381	0.22		

「正当性」では,交互作用が有意であった(F (2, 381) = 4.84,p = .008,partial η 2 = .03)。そのため,単純主効果検定を行った。その結果,性別の単純主効果は3年生で有意であった(F (1, 381) = 2.18,adjusted p = .002)。また,学年の単純主効果は男子で有意であった(F (2, 381) = 7.35,adjusted p < .001)。多重比較によると,3年生男子の正当性の平均値が1年生,2年生男子より有意に低かった(each,adjusted p < .001,adjusted p < .001)。表 17 に正当性の分散分析表を示す。

青年用適応感尺度の性差・学年差の検討

性別,学年において青年用適応感尺度得点の平均値に差があるのかを検討するために,2要因分散分析を行った。「性別」は「男子」、「女子」の2水準、「学年」は「1年生」「2年生」「3年生」の3水準であった。表18に青年用適応感尺度得点平均値と標準偏差を示す。

-							
		男子		女子			
	1年生	2年生	3年生	1年生	2年生	3年生	
	M(SD)	M (SD)					
【学級適応感尺度】							
居心地の良さの感覚	3.37(0.61)	3.11(0.74)	3.03(0.55)	3.29(0.64)	3.22(0.64)	3.24(0.71)	
課題・目的の存在	3.67(0.35)	3.08(0.68)	2.82(0.73)	3.29(0.59)	3.19(0.57)	3.33(0.62)	
被信頼・受容感	2.62(0.70)	2.50(0.66)	2.35(0.63)	2.59(0.74)	2.54(0.59)	2.55(0.66)	
劣等感の無さ	3.13(0.65)	2.88(0.53)	2.87(0.56)	2.98(0.66)	3.12(0.58)	2.95(0.56)	

表 18 青年用適応感尺度平均値と標準偏差

分析の結果,「居心地の良さの感覚」において,交互作用は有意ではなく(F (2, 381) = 1.50,p = .225,partial η^2 = .01),性別の主効果も有意ではなかったが(F (1, 381) = 3.00,p = .084,partial η^2 = .02),学年の主効果が有意であった(F (2, 381) = 3.48,p = .032,partial η^2 = .02)。多重比較を行った結果,どの学年においても居心地の良さの感覚の平均値の差が有意ではなかった。表 19 に居心地の良さの感覚の分散分析表を示す。

「課題・目的の存在」では,交互作用は有意ではなく(F (2, 381) = 2.86,p = .058,p artial n^2 = .02),性別の主効果も有意ではなかったが(F (1, 381) = 1.43,p = .232,p artial n^2 = .00),学年の主効果が有意であった(F (2, 381) = 9.50,p < .001,p artial n^2 = .05)。多重比較の結果,1年生の課題・目的の存在の平均値が2年生,3年生より有意に高かった(each,p adjusted p = .001,p adjusted p < .001)。表 20 に課題・目的の存在の分散分析表を示す。

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	1.22	1	1.22	3	p = .084
学年	2.83	2	1.42	3.48	p = .032
性別×学年	1.22	2	0.61	1.5	p = .225
誤差	155.02	381	0.41		

表 19 居心地の良さの感覚の分散分析表

表 20 課題・目的の存在の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	0.54	1	0.54	1.43	p = .232
学年	7.23	2	3.61	9.5	p < .001
性別×学年	2.18	2	1.09	2.86	p = .058
誤差	144.93	381	0.38		

被信頼・受容感では,交互作用は有意ではなく(F (2,381) = 0.27, p = .766, partial n^2 = .00),性別の主効果も有意ではなく(F (1,381) = 0.22, p = .643, partial n^2 = .00),学年の主効果も有意ではなかった(F (2,381) = 1.59, p = .204, partial n^2 = .01)。表 21 に被信頼・受容感の分散分析表を示す。

表 21 被信頼・受容感の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	0.1	1	0.1	0.22	p = .643
学年	1.41	2	0.71	1.59	p = .204
性別×学年	0.24	2	0.12	0.27	p = .766
誤差	168.64	381	0.44		

「劣等感の無さ」では,交互作用は有意ではなく(F (2, 381)= 1.19,p = .304,p p = .01),性別の主効果も有意ではなく(F (1, 381)= 0.02,p = .882,p p p = .00),学年の主効果も有意でなかった(F(2, 381)= 1.95,p = .143,p p p = .14)。表 22 に劣等感の無さの分散分析表を示す。

					
要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	0.01	1	0.01	0.02	p = .882
学年	1.38	2	0.69	1.95	p = .143
性別×学年	0.84	2	0.42	1.19	p = .304
誤差	134.24	381	0.35		

表 22 劣等感の無さの分散分析表

不登校傾向と教師への信頼感・学級適応感について学年別検討

不登校傾向と生徒の学級適応感,教師への信頼感の各要因の関連を検討するため,不登校傾向尺度の各下位尺度を目的変数,青年用適応感尺度・教師への信頼感尺度の各下位尺度を説明変数とした重回帰分析を学年別ごとに行った。表 23 に各変数の平均値,標準偏差を示す。

		STT	尺度		学級適応感尺度			
	_	安心感	正当性	居心地の良さの感覚	課題・目的の存在	被信頼・受容感	劣等感の無さ	
1年生	平均值	3.23	3.63	3.32	3.39	2.60	1.93	
	標準偏差	0.61	0.37	0.63	0.57	0.74	0.64	
2年生	平均值	3.12	3.59	3.16	3.13	2.51	1.99	
	標準偏差	0.68	0.47	0.69	0.63	0.62	0.56	
3年生	平均值	2.80	3.35	3.14	3.08	2.46	2.10	
	標準偏差	0.72	0.57	0.64	0.71	0.65	0.76	

表 23 各変数の平均値、標準偏差

「別室登校を希望する不登校傾向」において分析を行った結果,「1年生:別室登校を希望する不登校傾向=居心地の良さの感覚+劣等感の無さ」「2年生:別室登校を希望する不登校傾向=居心地の良さの感覚+劣等感の無さ」「3年生:別室登校を希望する不登校傾向=課題・目的の存在」のモデルが得られた。表 24 に選出された各モデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果を示す。

分析の結果, 1年生 (R^2 = .31, F (2,139) = 31.40, p < .001), 2年生 (R^2 = 37, F (2,147) = 43.34, p < .001), 3年生 (R^2 = .07, F (2,108) = 8.47, p < .001) のすべての学年において決定係数は有意であった。

「遊び・非行に関連する不登校傾向」において分析を行った結果,「1年生:遊び・非行の関連する不登校傾向=被信頼・受容感+劣等感の無さ」「2年生:遊び・非行に関連する不登校傾向=課題・目的の存在+劣等感の無さ」「3年生:遊び・非行に関連する不登校傾向=劣等感の無さ」のモデルが得られた。表 25 に選出された各モデルにおける各項目の偏

回帰係数とその検定結果を示す。

表 24	偏回帰係数の給定	(別室登校を希望する不登校傾向)
1X		1/1/11 〒 1 1 X で 4 1 〒 1 5 2 1 1 日 1 X 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1

	偏回帰係数	標準誤差	<i>t</i> 値	有意確率
1年生(切片)	2.53	0.48	5.23	<i>ρ</i> < .001
居心地の良さの感覚	-0.46	0.1	-4.5	p < .001
劣等感の無さ	0.28	0.1	2.8	p = .006
2年生(切片)	2.81	0.42	6.7	p < .001
居心地の良さの感覚	-0.54	0.09	-6.34	p < .001
劣等感の無さ	0.25	0.1	2.37	p = .019
3年生(切片)	2.66	0.32	8.24	$\rho < .001$
課題・目的の存在	-0.3	0.1	-2.91	p = .004

表 25 偏回帰係数の検定(遊び・非行に関連する不登校傾向)

	偏回帰係数	標準誤差	<i>t</i> 值	有意確率
1年生(切片)	3.55	0.54	6.55	p < .001
被信頼・受容感	-0.61	0.13	-4.72	p < .001
劣等感の無さ	0.24	0.09	2.61	p = .010
2年生(切片)	2.32	0.4	5.84	<i>ρ</i> < .001
課題・目的の存在	-0.27	0.09	-3.07	p = .003
劣等感の無さ	0.25	0.1	2.56	p = .012
3年生(切片)	1.23	0.24	5.11	<i>ρ</i> < .001
劣等感の無さ	0.36	0.11	3.27	p = .001

分析の結果,1年生(\Re = .27,F (2,139) = 26.16,p < .001),2年生(\Re = .17,F (2,147) = 13.61,p < .001),3年生(\Re = .09,F (2,108) = 10.67,p = .001)のすべての学年において決定係数は有意であった。

「精神・身体症状を伴う不登校傾向」において分析を行った結果,「1年生:精神・身体症状を伴う不登校傾向=劣等感の無さ+課題・目的の存在」「2年生:精神・身体症状を伴う不登校傾向=居心地の良さの感覚+劣等感の無さ」「3年生:精神・身体症状を伴う不登校傾向=居心地の良さの感覚+劣等感の無さ」のモデルが得られた。表 26 に選出された各モデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果を示す。

	偏回帰係数	標準誤差	t 値	有意確率
1年生(切片)	2.41	0.43	5.68	p < .001
劣等感の無さ	0.46	0.08	5.52	p < .001
課題・目的の存在	-0.43	0.09	-4.61	p < .001
2年生(切片)	2.52	0.35	7.24	p < .001
居心地の良さの感覚	-0.46	0.07	-6.59	p < .001
劣等感の無さ	0.5	0.09	5.77	p < .001
3年生(切片)	2.81	0.52	5.42	p < .001
居心地の良さの感覚	-0.44	0.11	-4.03	p < .001
劣等感の無さ	0.29	0.12	0.53	p = .022

表 26 変回帰係数の検定 (精神・身体症状を伴う不登校傾向)

分析の結果, 1 年生(\Re = .42,F (2,139) = 51.01,p < .001), 2 年生(\Re = .53,F (2,147) = 82.16,p < .001), 3 年生(\Re = .26,F (2,108) = 18.50,p < .001)のすべての学年において決定係数は有意であった。

「在宅を希望する不登校傾向」において分析を行った結果,「1年生:在宅を希望する不登校傾向=被信頼・受容感」「2年生:在宅を希望する不登校傾向=課題・目的の存在+居心地の良さの感覚」「3年生:在宅を希望する不登校傾向=課題・目的の存在+居心地の良さの感覚」のモデルが得られた。表 27 に偏回帰係数とその検定結果を示す。

	偏回帰係数	標準誤差	<i>t</i> 値	有意確率
1年生(切片)	5.50	0.47	11.61	p < .001
被信頼・受容感	-1.01	0.14	-7.31	p < .001
2年生(切片)	4.69	0.29	15.94	p < .001
課題・目的の存在	-0.47	0.17	-2.81	p = .006
居心地の良さの感覚	-0.30	0.15	-1.99	p = .048
3年生(切片)	0.72	0.41	1.77	p = .079
課題・目的の存在	0.33	0.09	3.83	p < .001
劣等感の無さ	0.32	0.11	2.95	p < .001

表 27 偏回帰係数の検定(在宅を希望する不登校傾向)

分析の結果、1年生 (R^2 = .28, F (2,139) = 53.39, p < .001)、2年生 (R^2 = .33, F (2,147) = 35.50, p < .001)、3年生 (R^2 = .14, F (2,108) = 8.79, p < .001) のすべての学年において決定係数は有意であった。

考察

不登校傾向の抑制要因(学年別)

本研究では、中学生における不登校傾向と学級適応感、教師への信頼感との関連を検討した。はじめに、不登校傾向の学年別抑制要因について論じる。学年ごとに分析を行った結果、「別室登校を希望する不登校傾向」に関して、中学1年生では居心地の良さの感覚と劣等感の無さ、中学3年生では課題・目的の存在の影響が示された。なお「劣等感の無さ」以外マイナスの係数を示した。学年ごとに差はあるものの、学級内で自分と周囲を比較することがあっても、学級に自分は必要な存在であると自覚できていること、そして学級内で自分という存在が認められていることが、別室登校を希望する不登校傾向の抑制につながるということが明らかになった。加えて、中学3年生では、学級の中で自分が成長できていると自覚できることが別室登校を希望する不登校傾向の抑制につながることが示された。

別室登校を希望する不登校傾向とは、学校に登校していても学級以外の場所で過ごすことを望んでいる状態である。その背景として、自分と周囲の関係に自信が持てていないことや、学級の中に居場所がないと感じていること、学級に所属する意味を見いだせていないことが挙げられる。中学校においては、教師との関係性よりも友人関係が重視されていることが示された。特に学級の中で自分の存在意義を見いだせていないとすれば、居心地が悪いと感じるのは必然の流れであることが考えられる。杉本・庄司(2006)は、発達に伴い、「居場所」の心理的機能が強まること、そして固有性を持った「居場所」を選択していくことを指摘している。また、「居場所」がない子どもたちはそれらの心理的機能が得られていないことも指摘している。つまり、居場所感が得られないということは、自分が受け入れられている感覚がない、学級の中に自分が溶け込めていないと感じているということが推測できる。

加えて、五十嵐(2011)は、不登校傾向を持つ生徒は「同輩とのコミュニケーションスキル」が低いことを指摘している。居場所感がないと感じている生徒は、クラスメイトとのコミュニケーションに苦手意識を持っていることが予測できる。但し、別室登校を希望しているということは、学校とのつながりを断とうとはしていないとも言える。学級から距離をとりたいと感じていたとしても、学校の中で過ごすことを望んでいることを踏まえれば、その部分を支援していくことが不登校予防として有効であろう。

「遊び・非行に関連する不登校傾向」に関して、中学1年生では被信頼・受容感と劣等感の無さ、中学2年生では課題目的の存在と劣等感の無さ、中学3年生では劣等感の無さ

の影響が示された。ここでも、「劣等感の無さ」以外マイナスの係数を示した。全学年に共通して、学級の中で自分の存在意義を見いだせていること、自己肯定感を持てていることが遊び・非行に関連する不登校傾向の抑制につながるということが明らかになった。加えて、学年によって差はあるものの、学級の中で互に尊重されていると自覚できていること、学級の中での目的意識を持てていることが遊び・非行に関連する不登校傾向の抑制につながることが示された。

「遊び・非行に関連する不登校傾向」とは、学校以外の場所で自分の好きなことをしながら過ごすことを望んでいる状態である。その背景としては、学級の中で受け入れられている感覚がないことや自己肯定感が持てていないこと、学級に所属するメリットを感じられていないことが挙げられる。学校で過ごす時間が長い中で、学級で友人に受け入れられている感覚がないとすれば、それ以外の場所に逃げ道を求めることが予想される。五十嵐(2011)は、遊びを望む不登校傾向では集団生活で必要となる衝動の統制が困難あり、逃避願望が強まること、そして困難感を抱えていても適切な援助要請ができないこと、自分でストレス調整ができないことを示唆している。つまり、学級という集団生活の場でのストレスにうまく対処出来ないため、自分が居心地よく過ごせる場所を求めていることが推察される。加えて、五十嵐(2011)は学習活動での自己効力感が低下し、学校そのものから逃避して享楽的な行動を望むようになっていると指摘している。本研究においては、学習との関連は検討しなかったが、「劣等感の無さ」の影響が示されていたため、劣等感を感じる部分については学習面での自己効力感を検討する必要性があることが課題として残された。

「精神・身体症状を伴う不登校傾向」に関して、中学1年生では劣等感の無さと課題・目的の存在、中学2年生では居心地の良さと劣等感の無さ、中学3年生では居心地の良さと劣等感の無さの影響が示された。ここでも、「劣等感の無さ」以外マイナスの係数を示した。「遊び・非行に関連する不登校傾向」と同様、全学年に共通して、学級の中で自分の存在意義を見いだせていること、自己肯定感を持てていることが精神・身体症状を伴う不登校傾向の抑制につながることが明らかになった。加えて、学年によって差はあるものの、学級の中で目的意識を持てていること、学級に自分がいてもいい、自分の存在が認められていると自覚できていることが精神・身体症状を伴う不登校傾向の抑制につながることが示された。

「精神・身体症状を伴う不登校傾向」とは、学校に行くことで精神的な辛さや頭痛や腹痛といった身体症状が現れる状態である。その背景としては、自己肯定感がもてていないことや学級の中で受け入れられている感覚がないこと、学級の中での存在意義を見いだせていないことが挙げられる。友人関係のうまくいかなさから、身体症状や精神症状が現れていると考えられる。村上(2009)は、学校に行くことのストレスのために何らかの身体症状が出現し、身体症状のために不登校になる子どもに対して、援助システムにおける問

題を指摘している。援助システムの問題とは、1)生存、生活を周囲に依存しており環境の影響を受けやすい、2)社会へのアクセス手段に乏しく援助システムを自ら築きにくいことであるとしている。したがって、学級の中に居場所感が得られないという環境において、自ら援助を求めることに苦手さを持つ生徒は心身症状を呈しやすいことが考えられる。五十嵐(2011)は、精神・身体症状を伴う不登校傾向得点が高くとも、中学校で得点が減少している生徒は、同輩とのコミュニケーションスキルが高いことを指摘し、友人とのコミュニケーションの重要性が増す中でスキルが身についていると十分なサポートが得られ、様々な心身の症状を示さないとしている。また、山本(2007)は、自己主張しにくい児童生徒には、内省させることや心理的に支えることよりも、具体的な対処方法や学習のつまずきなどについて指導する支援が有効であるとしている。つまり、困ったときに頼れるのは誰なのか明らかにしておくことやコミュニケーションの練習を行うなど、教員が生徒の様子を見守り支えて行ける環境を整えることが重要であると考えられる。

「在宅を希望する不登校傾向」に関して、中学1年生では被信頼・受容感、中学2年生では課題・目的の存在と居心地の良さの感覚、中学3年生では課題・目的の存在と劣等感の無さの影響が示された。ここでは、劣等感の無さと中学3年生における課題・目的の存在以外マイナスの係数を示した。学年によって差はあるものの、学級の中で自分の存在意義を見いだせていること、自己肯定感が持てていること、学級の中で目的意識を持てていること、自分の存在が認められていると自覚できることが在宅を希望する不登校傾向の抑制につながることが明らかになった。加えて、中学3年生では学級の中での目的意識が不登校傾向に正の影響を与えている、つまり学級の中で目的意識が強まることで不登校傾向が高まるということが示された。

「在宅を希望する不登校傾向」とは、学校に行きたくない気持ちが強まり、学校から離れて自宅で過ごすことを望んでいる状態である。五十嵐・萩原(2004)は、自宅に引きこもる傾向に近い心性であるとしている。その背景としては、学級の中で受け入れられている感覚が持てていないことや自己肯定感が低いこと、学級の中に居場所がないと感じていること、学級の中に目的意識が持てていないことが挙げられる。4つの不登校傾向のうち、在宅を希望する不登校傾向は、学級におけるすべての因子の影響が示された。五十嵐(2011)は、在宅を希望する不登校傾向では学校での主たる活動である学習関連の事柄、および自身の生活を支える健康に関する事柄への自信の喪失を背景として登校への意欲が失われるとしている。それに加えて、学校でさらに多くの場面で自信を喪失した場合に、逃避的な願望から家での生活を望むようになること、そして集団生活が中心となる学校生活を避け、自宅での生活を希望するようになることを指摘している。つまり、学級でのうまくいかなさや学校での集団生活の苦手さが自信の喪失につながり、学校から逃避したい気持ちが高まっていると推察される。また、曽山・本間・谷口(2004)は、不登校の生徒は受動的で相手の反応を気遣うスキルを用いて友人関係を維持していることを指摘している。学級の

中で、常に相手の様子をうかがいながら生活することは、ストレスのかかることが予想される。しかし、相手を気遣うことができるというスキルは、社会の中でも有効であると考える。したがって、学級の中で、アサーションの練習や自己主張が苦手な生徒に対して、自分の考えが伝えやすい配慮を提供することで、不登校の予防的支援につながることが考えられる。

不登校傾向,学級適応感,教師への信頼感の学年差,男女差

続いて、各尺度の学年差・男女差について論じる。不登校傾向において、「別室登校を希望する不登校傾向」では、男子より女子、1年生より3年生で得点が高くなった。また、「精神・身体症状を伴う不登校傾向」では、男子より女子、1年生より2年生、3年生の得点が高くなった。つまり、別室登校を希望する不登校傾向と精神・身体症状を伴う不登校傾向では、男子より女子で、学年が上がることで不登校傾向得点は高まることが示された。一方、「遊び・非行に関連する不登校傾向」と「在宅を希望する不登校傾向」では、学年差、男女差ともに見られなかった。五十嵐(2004)の調査でも、「別室登校を希望する不登校傾向」と「精神・身体症状を伴う不登校傾向」は男子よりも女子で高いことが示されている。また、伊藤(2003)は、女子生徒の保健室登校は男子の約1.7倍であることを指摘しており、本研究でも同様の傾向があると言える。遊び・非行に関連する不登校傾向は、学校以外の場所で友人と遊ぶことや友人の家で遊ぶことについて尋ねる項目で構成されていた。調査校との事前打ち合わせの際に、新型コロナウイルスの影響で友人と学校外での遊びをしないように指導していると説明があった。そのため、生徒の中でも友人との遊びに関する質問には答えにくく、差が見られなかった可能性が考えられる。

学級適応感において、「居心地の良さの感覚」と「課題・目的の存在」では、学年の主効果が見られた。「課題・目的の存在」において、2年生、3年生より1年生の得点が高いことが示された。しかし、大久保(2005)は、学校段階が上がるにつれて、自身の課題や目的が見つかり始め、他者との比較ではなく自身の基準との比較で出来事をとらえるようになるため、得点は高くなると指摘している。先行研究が行われてから10年以上が経過しているため、生徒を取り巻く学校環境の変化や社会的な変容に伴い、生徒の心理的構造にも変化が起こっている可能性が考えられる。したがってこの点については、他の要因も考慮したうえで改めて検討する必要がある。

教師への信頼感において、「安心感」では、3年生より1年生、2年生で得点が高くなることが示された。「正当性」では、性別と学年の交互作用が見られ、中学3年生では男子より女子で得点が高いこと、男子において中学3年生より1年生、2年生で得点が高くなることが示された。これらの結果は、中井・庄司(2007)と同様の傾向があると言える。中井・庄司(2009)は、教師の児童・生徒に対する指導態度や指導行動が、小学校と中学校では異なり、小学校期のポジティブな教師イメージを維持している中学1年生が教師とのポジティブな関わり経験を高く認知している可能性を指摘している。そのため、学年上が

るにつれ、教師-生徒間で様々な経験をすることにより、教師に求める役割や生徒側の認知 も変容していく可能性が考えられる。

今後の課題

本研究では、使用した尺度項目に対して確認的因子分析を行ったが、的確と判断しがたい部分があった。その理由として、1)尺度項目が開発以降の時代の変化に伴って、子どもたちの心理構造に変化が生じた可能性があること、2)五十嵐・萩原(2004)も本研究も、単一の県の公立中学校での調査をおこなったことが影響している可能性があること、

3) 尺度の妥当性に課題が残されている可能性があることが考えられる。また、現在は新型コロナウイルスの影響で、学校生活も以前とは変化した部分も多くあることが予想される。そのため、子どもたちの学校に対する認知が以前とは変化している可能性も考えられる。これらの点を査閲し、より信頼性・妥当性の高い調査を実施する必要がある。

また本研究においては、教師への信頼感尺度のうち「不信」の影響を検討することができなかった。各不登校傾向に影響を与える要因として、教師への信頼感は示されなかった。しかしながら、林・水口(2020)では、不登校傾向に影響を与える要因として「教師への不信」があることを指摘している。また、中井・庄司(2009)では、中学校の学年が上がるにつれ批判的態度の芽生えなどに伴い、教師との関係でネガティブなイベントも発生しやすくなることが指摘されている。そのため、教師への不信も検討することで、より中学生の不登校傾向を抑制する要因を明らかにすることができると考える。

汝献

- 南風原朝和 (2002). モデル適合度の目標適合度:観測変数の数を減らすことも是非を中心に 行動計量学, 29, 160-166.
- 林 茜・水口 崇 (2020). 小学生における不登校傾向と学級適応感の関連 信州心理臨 床紀要, 19, 107-131.
- 本間友巳(2000). 中学生の登校を巡る意識の変化と欠席や欠席願望を抑制する要因の分析 教育心理学研究, 48, 32-41.
- 五十嵐哲也・萩原久子(2004). 中学生の不登校傾向と幼少期の父親および母親への愛着 との関連 教育心理学研究, *52*, 264-276.
- 五十嵐哲也 (2011). 中学進学に伴う不登校傾向の変化と学校生活スキルとの関連 教育 心理学研究, 59, 64-76.
- 飯田 都 (2002). 教師の要請が児童の学級適応感に与える影響-児童個々の認知様式に 着目して- 教育心理学研究, *50*, 367-376.
- 伊藤美奈子 (2003). 保健室登校の実態把握並びに養護教諭の悩みと意識ースクールカウンセラーとの協同に注目して一教育心理学研究, *51*, 251-260.
- 文部科学省(2021). 児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査結

- 果の概要 https://www.mext.go.jp/content/20201015-mext_jidou02100002753_01.pdf 村上佳津美 (2009). 不登校に伴う心身症状ー考え方と対応ー 心身医学, 49, 1271-1276 中井大介・庄司一子 (2007). 中学生の教師に対する信頼感と幼少期の父親および母親への愛着との関連 パーソナリティ研究, 15, 323-334.
- 大久保智生 (2005). 青年の学校への適応感とその規定要因-青年用適応感尺度の作成と学校別の検討- 教育心理学研究, *53*, 307-319.
- 杉本希映・庄司一子(2006). 「居場所」の心理的機能の構造とその発達的変化 教育心理 学研究, *54*, 289-299.
- 酒井 厚・菅原ますみ・眞栄城和美・菅原健介・北村俊則(2002). 中学生の親および親友 との信頼関係と学校適応 教育心理学研究, 50, 12-22.
- 清水裕士 (2016). フリー統計分析ソフト 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.
- 曽山和彦・本間恵美子・谷口 清(2004). 不登校中学生のセルフエスティーム、社会的スキルがストレス反応に及ぼす影響 特殊教育学研究, 42, 23-33.
- 鈴木 誠 (2009). 不登校を経験した中学生が求めていたものは何か 大正大学大学院研 究論集, 33, 242-256.
- 豊田秀樹(1998). 共分散構造分析(入門編) 共分散構造方程式モデリング 朝倉書店:東京
- 山本 獎 (2007). 不登校状態に有効な教師による支援方法 教育心理学研究, 55, 60-71.

<原著>

中学生のスクールカーストにおける グループ内地位と学校適応感との関連

宮下 彩 長野県諏訪児童相談所 茅野理恵 信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では、スクールカーストの高地位グループ内でのグループ内地位が低い生徒の評価懸念・承認欲求と自尊感情について検討し、さらにこれらが学校適応感に及ぼす影響について明らかにすることを目的とした。大学生・大学院生 226 名を対象に回想法により調査を実施した。結果、高地位グループ内の下位生徒の学校適応感は、上位生徒に比べ低いことが示され、さらに下位生徒は、承認欲求である賞賛獲得欲求と拒否回避欲求の高さが共に自尊感情の自己価値の随伴性を高めていることが明らかとなった。また、高地位グループ内上位生徒においても、自己価値の随伴性の高さが学校適応感に負の影響を及ぼしていることが示され、高地位グループに所属する生徒でも適応感を得られずに過ごしている生徒の存在が示された。

キーワード:スクールカースト,学校適応感,自尊感情,評価懸念,承認欲求

問題と目的

中学生にとって、学校、特に学級内は生活の多くを占める環境であり、その空間を居心地の良いものとして過ごせるかどうかはとても重要である。その居心地の良さに大きく関わってくるのが、友人との関係性であり、学級内での友人関係をいかに上手く構築できるかが、彼らの学校生活の良し悪しを決める重要な要因であると考える。

学級内の友人同士で作られるグループ間の地位を表す「スクールカースト」という概念を通して、学級内での「居心地の良さ」に着目して考えてみると、これまでは上位のグループに所属することは、教室の中で自由に振る舞えることから、上位グループに所属するいわゆる「活発な子達」の学級内での居心地は良いものだと考えられてきた。しかし、上位のグループに所属していたとしても、そのグループ内での立場関係に視点を移すと、グループの中で常に誰かの顔色を伺っていたり、いつも意見が通る子とそうでない子に分かれていたりと、全員が自由に楽しく振る舞えているとは限らないのではないかと考えられる。逆に、下位のグループに所属していて、周りからは「地味で大人しい」という評価を

受けていたとしても、その評価に本人の感じる居心地の良さは左右されず、楽しく生活できている子もいるのではないだろうか。

高地位グループに所属しないといられないような生徒は、何に脅かされながら学級内で生活を送っているのだろうか。それに影響すると考えられる個人の特性について本研究では検討していく。一見すると学校で適応的に過ごせているように見える生徒が、実は過ごしにくさを感じているということを明らかにし、今後の学級適応に対する新たな知見を増やすための一助となればと考える。

本研究におけるスクールカーストとは、鈴木(2012)の定義にならい、学級内の生徒同士 で作られるグループ間に生じる地位の差、またその地位格差が他のクラスメートからの個 人の印象や、学級内での過ごしやすさに大きく影響する概念とする。また、スクールカー ストの高地位グループとは、活発で自らの意見を積極的に主張することのできる生徒が多 く所属し、周囲からの「地味で暗い」といったレッテルを貼られることや、意見を通させ ないといった圧力を受けることなく、比較的学級内で自由に振る舞うことが出来る集団で あると定義する。高地位グループの生徒の中には、低地位グループに所属しているよりも クラスでの発言権が得られることや、また低地位グループに所属することで周りから「低 地位」として扱われ、学校生活を送りにくくなることを避けたいという思いから、高地位 グループに所属しようとする生徒もいると考えられる。そういった生徒の中には、性格や 趣味などがそのグループのメンバーとは合わないと感じていながらも、無理をして高地位 グループに所属している者もいると考える。その場合、高地位グループ内の生徒に話を合 わせる、またグループ内の気が強い生徒の意見が優先されることが多く、自らの意見が通 らないことが多い可能性がある。そしてそのような生徒は、グループの中での発言力が低 いことなどから立場が低く、その結果、学級内で居心地の悪さを感じるのではないかと考 えられる。このような生徒は、周囲から見ると友人も多く、学校や学級内に適応できてい るように見えるが、自分の意見を自由に言えず、気の強い友人に合わせて行動しているた め、心から安心して学校生活を送れているとは言えない状況にあると考える。これまで注 目されてこなかった、このような生徒の存在を認識することも重要であると考える。

そこで本研究では、まずスクールカーストにおける高地位グループ内で地位の低い生徒が存在すること、そしてその生徒が持つ特性と学校適応感との関連について検討する。高地位グループに所属していることが心理的な負担となっていながらも、なお高地位グループに所属しようとする生徒の行動は、周りから低い地位で見られることを回避したい、つまり周囲からの高い評価を得たい欲求の表れだと考えられる。このような考えに基づいて友人関係を構築している生徒の特徴として、他者からの評価懸念や承認欲求が高いことが予測される。Brown & Bank(2008)の研究では、中高生の仲間集団のうち、人気のある仲間集団は低地位集団に比べ自尊感情が高いという結果が出ている。このことから高地位グループに所属している生徒は自尊感情が高いといえるが、高地位グループに所属している

がその中での地位が低い生徒に関しては、学校適応感が低いという仮説に対して、評価懸念や承認欲求、また自尊感情の高さがどのように影響しているかについて検討する。高地位グループ内の地位が低い生徒は評価懸念・承認欲求が高いことにより、自尊感情については「自己価値の随伴性」という他者からの評価といった外的要因に影響される面に関しては高いという予測ができる。また、外的な価値基準ではなく自己内の価値基準による自尊感情であるとされる本来感についても低いことが予想される。内的な自己の評価が高ければ、例え低地位グループに所属していたとしても、周囲の評価を気にすることなく学級内での居心地の良さを感じることが出来るのではないかと考える。

本研究の目的は、スクールカーストの高地位グループ内でのグループ内地位が低い生徒の評価懸念・承認欲求と自尊感情について検討し、さらにこれが学校適応感もらす影響について明らかにすることである。

方法

調査対象者

大学生・大学院生 232 名 (男性 74 名,女性 157 名,不明 1 名,平均年齢 22.5 歳)。このうち、回答に不備のあった者を除き、分析対象者は 226 名 (男性 73 名,女性 152 名,未回答 1 名,平均年齢 21.9 歳)であった。

材料

- (1) スクールカースト フェイスシート項目として、年齢、性別、中学生の時に自分クラスに友達グループが存在していたかについて、またそのグループに所属していたかについてそれぞれ「はい」「いいえ」で尋ねた。グループに所属していたと答えた者に対し、クラス内で中心的な/人気のあるグループに所属していたことがあるか、またグループ内で自分は中心的な存在/人気だったかについて、それぞれ「全くそう思わない=1」、「そう思わない=2」、「どちらでもない=3」、「そう思う=4」、「とてもそう思う=5」の5件法で回答を求めた。
- (2) 青年用適応感尺度 大久保(2005)によって作成された全 23 項目の尺度のうち、水野・太田(2017)の研究に基づき、中学生時の学校適応感を測る目的で、4 つの下位尺度のうち「I 居心地の良さの感覚」「III 被信頼・受容感」「IV 劣等感のなさ」の 3 つを用いた。「あなたが中学生の時を思い返して、学校生活の中で以下のような考えがどの程度浮かんでいたかお答えください。」という教示文で尋ね、回答は「全くあてはまらない=1」、「あまりあてはまらない=2」、「どちらともいえない=3」、「ややあてはまる=4」、「非常によくあてはまる=5」の 5 件法で求めた。
- (3) 対象別評価懸念尺度 臼倉・濱口(2015)によって作成された対象別評価懸念尺度の下位尺度の中から「友人に対する評価懸念」を用いた。8項目からなり、(2)と同様の教示文で尋ねた。回答は「あてはまらない=1」、「あまりあてはまらない=2」、「どちらでもない

- =3」,「まあまああてはまる=4」,「あてはまる=5」の5件法で求めた。
- (4) 賞賛獲得欲求・拒否回避欲求尺度 小島・太田・菅原(2003) によって作成された全 18 項目の尺度を承認欲求の強さを測る目的で用いた。(2) と同じ教示文で尋ね,回答(3) 同様の 5 件法で求めた。
- (5) 自己価値の随伴性尺度 伊藤・児玉(2006) によって作成された全 15 項目の尺度を随伴性自尊感情の強さを測る目的で用いた。(2) と同じ教示文で尋ね,回答は(3) と同様の 5 件法で求めた。
- (6) 本来感尺度 伊藤・児玉(2005) によって作成された全7項目の尺度を自分自身に感じる本当らしさの感覚である本来感の強さを測る目的で用いた。(2) と同じ教示文で尋ね、回答は(3) と同様の5件法で求めた。

手続き

質問内容はインターネット上に Google フォーム作成した調査用紙を公開し、縁故法によって回答を求めた。

調査時期

2020年10月~12月に実施した。

倫理的配慮

調査の実施に先立ち,信州大学教育学部研究委員会倫理審査部会の審査を経て,研究実施の承認を得た(管理番号: 20-11)。

結果

グループ間地位・グループ内地位の群分け

材料(1)の質問項目から、対象者を中学生時に所属していたグループの地位の上下に基づき群分けを行った。まず、「クラス内で中心的な/人気のあるグループに所属していたことがあるか」という質問に対し、 $1\cdot 2$ と回答した者を「グループ間地位下位」、3 と回答した者を「グループ間地位上位」に分類した。さらに、「グループ内で自分は中心的な存在/人気だったか」という質問に対し、 $1\cdot 2\cdot 3$ と回答した者を「グループ内地位下位」、 $4\cdot 5$ と回答した者を「グループ内地位上位」に分類した。最終的に「低地位グループ内下位(n=77)」、「低地位グループ内上位(n=19)」、「中地位グループ内上位(n=10)」、「高地位グループ内下位(n=31)」、「高地位グループ内上位(n=15)」の6 群に分かれた。

グループ間地位と各概念との関連

グループ間地位の上下によって評価懸念,承認欲求,自己価値の随伴性,本来感の各概 念に差があるかについて検討するために,グループ間の地位を下位群,中位群,上位群の 3 群に分け,各群を独立変数,「評価懸念」「承認欲求」「自己価値の随伴性」「本来感」の 各下位尺度得点の平均値を従属変数として一要因分散分析を行った。結果,「評価懸念」の 主効果が有意(F(2, 192) = 3.09 , MSE = 0.77 , p = .048)であった。分散の等質性が有意であると言えなかったため,Games-Howell 法による多重比較を行った結果,グループ間地位高群が低群に比べ有意に低かった(p = .045)。

グループ内地位と学校適応感との関連

グループ内地位の上下によって、評価懸念、承認欲求、自己価値の随伴性、本来感の各概念の平均値に差があるか検討するために、6 群を独立変数、「評価懸念」「承認欲求」「自己価値の随伴性」「本来感」を従属変数として一要因分散分析を行った。結果、「本来感」の主効果のみ有意傾向であった(F(5,189)=, MSE=0.78, p=.075)。群ごとの平均値と標準偏差、最小値、最大値を表 1 に示す。

表1 グループ間地位内上位・下位群ごとの各尺度得点の平均値と標準偏差

		平均値	標準偏差	最小値	最大値
	低地位グループ下位	3. 37	0. 83	1. 00	5. 00
	低地位グループ上位	3. 22	0. 98	1. 13	5. 00
部体膨合	中地位グループ下位	3. 14	1. 04	1.00	5. 00
評価懸念	中地位グループ上位	3.00	0. 83	1. 88	4. 13
	高地位グループ下位	2. 96	0. 96	1.00	4. 63
	高地位グループ上位	2. 90	0. 93	1. 25	4. 38
	低地位グループ下位	3. 09	0. 54	1. 61	4. 56
	低地位グループ上位	3. 22	0. 50	2. 00	4. 28
承司% +	中地位グループ下位	3. 18	0. 68	1.44	4. 39
承認欲求	中地位グループ上位	3. 24	0. 51	2. 50	4. 33
	高地位グループ下位	3. 15	0. 78	1. 39	4. 22
	高地位グループ上位	3. 13	0. 63	1.89	4. 28
	低地位グループ下位	3. 54	0. 63	1. 93	4. 67
	低地位グループ上位	3. 76	0. 48	2. 73	4. 67
自己価値	中地位グループ下位	3.43	0. 75	1. 73	4. 93
の随伴性	中地位グループ上位	3. 51	0. 50	2. 87	4. 60
	高地位グループ下位	3. 63	0. 56	2. 00	4. 47
	高地位グループ上位	3. 54	0. 64	2. 13	4. 60
	低地位グループ下位	2. 76	0. 83	1. 00	4. 86
	低地位グループ上位	2. 98	0. 95	1. 43	5. 00
本来感	中地位グループ下位	3. 14	0. 93	1. 43	4. 71
平木 您	中地位グループ上位	3. 19	0. 57	2. 43	4. 43
	高地位グループ下位	2. 90	0. 84	1. 57	4. 29
	高地位グループ上位	3. 38	1.06	1.86	4. 71

高地位グループ内の地位の上下によって,適応感に差があるか検討するために,高地位グループ下位群と高地位グループ上位群を独立変数,「学校適応感」を従属変数として t 検定を行った。その結果,両群間の平均値の差は有意であった(両側検定: t(44) = -2.31, p = .026)。また,青年用適応感尺度の下位尺度の平均値の差についても t 検定を行ったところ,「被信頼・受容感」において差が有意であった(両側検定: t(44) = -2.9, p = .006)。それぞれの平均値,標準偏差を表 2 に示す。

表 2 高地位グループ下位・上位の学校適応感・青年期適応感の平均値と標準偏差

		平均値	標準偏差
学	高地位グループ下位	3. 70	0. 70
学校適応感	高地位グループ上位	4. 10	0. 46
日心地の白さの感覚	高地位グループ下位	3. 81	0. 75
居心地の良さの感覚	高地位グループ上位	4. 12	0. 73
被信頼・受容感	高地位グループ下位	3. 60	0. 88
似后棋 文合您	高地位グループ上位	4. 21	0. 54
劣等感のなさ	高地位グループ下位	3. 61	0. 83
カ守宓いなC 	高地位グループ上位	3. 96	0. 67

各概念がカースト高地位グループ生徒の学校適応感に及ぼす影響

評価懸念と承認欲求の高さが、自尊感情の自己価値の随伴性と本来感を介して学校適応感に影響を及ぼすというモデルを検討するために共分散構造分析を行った。分析にはAMOS(Version25)を用いて、探索的にモデルを確定する手続きをとった。その結果、評価懸念からのパスが不適当であったため削除した。モデル適合度はGFF=1.000, CFF=1.000, RMSEA=.000 となり、適合していると判断した。以下の図1に最終的なパス図を示す。

カースト高地位グループ内の下位生徒と上位生徒それぞれにおいて、各概念から学校適応感への流れを比較するため、最終的なパス図を用いて多母集団同時分析を行った。その結果、高地位グループ内下位生徒において、賞賛獲得欲求から自己価値の随伴性に正の, 指否回避欲求から自己価値の随伴性に正の有意なパスが見られた(図 2)。高地位グループ内上位生徒においては、自己価値の随伴性から学校適応感に有意な負のパスが見られた(図 3)。また高地位グループ内上位生徒・下位生徒どちらも、本来感から学校適応感に正の, 拒否回避欲求から本来感に負の有意なパスが見られた。高地位グループ内上位生徒・下位生徒それぞれのパス図間で、係数間に有意な差のあるパスは見られなかった。

グループ内地位と学校適応感との関連

グループ内の地位ごとの学校適応感の平均値に差があるか検討するために、グループ内

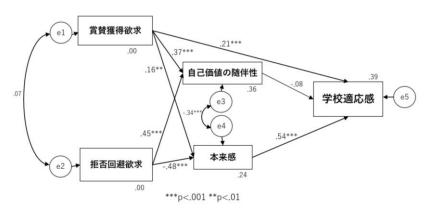


図1 承認欲求の高さが自尊感情の自己価値の随伴性と本来感を介して 学校適応感に及ぼす影響

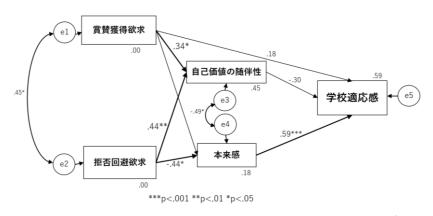


図2 高地位グループ下位生徒における各概念が学校適応感に及ぼす影響

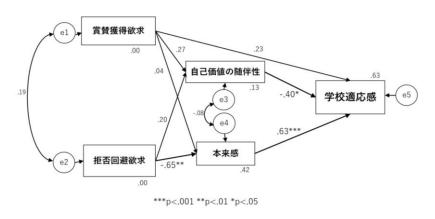


図3 高地位グループ上位生徒における各概念が学校適応感に及ぼす影響

地位下位群,中位群,上位群を独立変数,「学校適応感」を従属変数とする一要因分散分析を行ったところ,主効果が有意(F(2,192)=, MSE=0.464, p=.00)であった。等分散性が有意であったため,Hochbergの方法による多重比較を行った結果,グループ内の地位が下位/中位,中位/上位,下位/上位それぞれの平均値の差が全て有意であった(p=.030, p=.019, p=.00)。グループ内地位ごとの度数,平均値,標準偏差,最大値,最小値を表 3 に示す。

		度数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
	グループ間地位下位	93	3. 34	0.86	1.00	5. 00
評価懸念	グループ間地位中位	53	3. 11	1. 00	1. 00	5. 00
	グループ間地位上位	46	2. 94	0. 94	1. 00	4. 63
	グループ間地位下位	93	3. 12	0. 54	1. 61	4. 56
承認欲求	グループ間地位中位	53	3. 19	0. 65	1. 44	4. 39
	グループ間地位上位	46	3. 14	0. 73	1. 39	4. 28
4 - 1	グループ間地位下位	93	3. 58	0. 60	1. 93	4. 67
自己価値 の随伴性	グループ間地位中位	53	3. 45	0. 71	1. 73	4. 93
**************************************	グループ間地位上位	46	3. 60	0. 58	2. 00	4. 60
	グループ間地位下位	93	2. 80	0.86	1. 00	5. 00
本来感	グループ間地位中位	53	3. 15	0. 87	1. 43	4. 71
	グループ間地位上位	46	3. 06	0. 93	1. 57	4. 71

表3 グループ内地位ごとの平均値と標準偏差

考察

スクールカースト高地位グループに所属する生徒の特徴について

まず、スクールカースト高地位グループに所属する生徒の評価懸念と承認欲求についてであるが、本研究では、スクールカーストにおける高地位グループ内の下位に所属する生徒は、同じく高地位グループ内の上位に所属する生徒と比べ評価懸念が高く、また承認欲求が高いという仮説を立てていた。結果として、高地位グループ内の上位生徒と下位生徒間の評価懸念と承認欲求における差は見られなかったが、評価懸念についてはグループ間の地位ごとに分けられた低地位グループと高地位グループとの間で差があり、高地位グループの評価懸念が低地位グループに比べ低いことが明らかになった。また、高地位グループに属する生徒は、承認欲求のうち、拒否回避欲求が自尊感情の本来感に負の影響を及ぼしていることも示された。これらの結果からは、鈴木(2012)などの先行研究で明らかになっている「スクールカーストの高地位グループ」の特徴を表している部分と、それとは異

なる特徴を示している部分が見受けられる。本研究における、高地位グループに属する生徒は、学級内の他の生徒からの信頼を受け、またそのことにより他の生徒らに受容されている部分があると考えられる。このことより、学級内でクラスメートから仲間外れにされるといった不安を感じることは少ないと考えられるが、同時にクラスの代表として意見を述べたり、振る舞ったりすることを他の生徒から期待されており、そのような目立つ行動を取る際に、他の生徒からどう思われるだろうかということについて気にしながら発言や行動をしなければならない状況にあったのではないかと推察する。このような意識を持つ生徒が、高地位グループ内での地位の上下にかかわらず存在しため、今回の研究では高地位グループ内での評価懸念と承認欲求の差が見られなかったのではないかと考える。

次に、高地位グループに所属していた生徒の自尊感情の特徴についてである。仮説では、高地位グループ内の下位に所属する生徒の自尊感情は評価懸念と承認欲求からの影響を受け、自己価値の随伴性については高く、本来感は低くなると予測していた。結果、承認欲求のうち賞賛獲得欲求と拒否回避欲求のどちらもが、自己価値の随伴性を高めていた。高地位グループの中で下位に属する生徒は、学級内で認められたい、注目を得たいという欲求から何らかの努力をして高地位グループに所属している可能性が考えられる。また、高地位グループに所属し続けられなくなることで、学級内の他の生徒からの評価が下がることも同時に恐れている可能性があり、様々なところで高地位グループ内での人間関係を維持するために、他者からどれだけ好かれているか、またどう見られているかということを気にしながら過ごしていることが推察される。それらの状況を背景にしながら、「クラス内で人気があり、皆から信頼されている」と称される高地位のグループに所属しているという事実を維持することによって、自己の価値を保つという形での自尊感情を高めることにつながっていることが推察される。

スクールカーストグループ内地位と学校適応感との関連

本研究では、高地位グループ内の下位に所属する生徒は、同じく高地位グループ内の上位に所属する生徒に比べて学校適応感が低くなるという仮説を立てていた。結果として、高地位グループ内下位生徒の学校適応感は上位生徒に比べ低かった。また、適応感の中でも周りから頼られている、期待されていると感じる「被信頼・受容感」について上位生徒よりも下位生徒の方が低いという結果が得られた。先にも述べたが、本研究における高地位グループに所属する生徒は、他のクラスメートからの信頼や期待をされていた生徒の集まりであり、その中でもグループの上位に所属していた生徒はより周囲からの高い期待や評価を受けていたと推察される。高地位グループ内の下位生徒は、上位生徒よりも周囲からの信頼や受容されている感覚が低く、そのことが学校適応感を低下させていた可能性があると考えられる。しかし同時に、高地位グループ内上位生徒において、自尊感情の中でも外的な評価に影響される自己価値の随伴性と学校適応感との間に負の関連が見られた。学級内で他の生徒からの高い評価を受けることは外的な評価に伴う自尊感情を高めること

につながるが、周囲からの期待に応えなければならないというプレッシャーへと変化した場合、学校適応感を下げることにつながる可能性についても示唆された。また、高地位グループ内の地位の上下にかかわらず本来感が高まることにより、学校適応感が高まることが示されている。この結果は、他の概念間における効果の大きさと比較しても最も大きな効果があることが示されており、ありのままの自分を学級内で表現できるということは学校適応感を高める大きな要因の一つとなっていると言えるだろう。

グループ間の地位の要因を排除したグループ内の地位と学校適応感との関連については、グループ内地位が高い生徒の学校適応感が高い結果となった。このことは水野・加藤・川田(2015)の研究で述べられていた通り、地位の高いグループに属していてもその生徒のグループの中での地位が高くなければ、学校への適応は低いということが改めて示されたと言える。

本研究において、高地位グループ内での地位の上下により学校適応感に差があるという ことが明確に示された。これまでスクールカーストの高地位に所属する生徒は学校適応感 が高いとされてきたが、高地位グループに所属する生徒の中にも、学級内で適応感を感じ られずに過ごしている生徒が存在していることが示された。高地位グループ内における地 位の低い生徒は、所属グループの地位の高さにより自己の価値を決定づけている可能性が 示され、高地位グループに所属していることで自己価値の随伴性という自尊感情は保たれ ているが、それは学校適応感の低さに表れているように適応的な自尊感情の高さとは言い 難い。自尊感情の中でも、他者との比較ではなく「自分らしく」いられる感覚である、本 来感を高めることは学校適応感の上昇に大きく貢献することが本研究において示唆されて いる。このことから、ありのままの自分で振る舞っても安全だと感じられる空間を学級内 で作っていくことが,あらゆる生徒の不適応感を改善していくために必要になってくると 考える。久保田(2018)の中学生の学級内における地位格差の発生メカニズムに関する研 究では、学級内の地位格差が生じにくい要因の一つに、生徒が教師に受け入れられている と感じ、かつ教師を信頼している場合に、学級集団内に規律が確立され、自身の所属して いる学級集団に居心地の良さを感じることが明らかになったと述べている。このことか ら、学級内の生徒がグループ間の地位を意識することなく、学級内における教師と生徒の 信頼関係を構築し、教師が生徒に対する受容的・共感的態度を示すことで、学級内の地位 格差に起因する生徒の過ごしづらさが低減するのではないかと考える。鈴木(2012)の研究 では、教師も学級内の「スクールカースト」による地位の差を認識しており、上位グルー プの生徒をクラスの代表として選出するなど、地位の差を利用して学級経営を行うことも あると指摘されている。そうした教師の行動が、学級内での地位格差をより明確にし、学 級内の生徒の「上位に位置することは価値がある」という認識を強めることにつながるこ とが考えられる。教師が生徒の学級内でのグループ間の地位格差を把握しておくことは重 要であるが、それを殊更に強調するような学級の雰囲気を作らないために、生徒の持つ良 さを多面的な視点で見ることや、その良さを認め、伸ばすような言葉掛けを行うことが大切だと考える。そういった対応を教師が日頃から生徒との関わりの中で実践していくことで、学級内で自分らしく振る舞っても大丈夫だという安心感を増やし、安心感が本来感をより高めることにつながり、ひいては学校適応感を高めていくのではないかと考える。

今後の課題

本研究における今後の課題を2点述べる。1点目は、本研究では、対象者が大学生と大学院生であり、中学生時に学校生活の中で感じていたことについて本人の回想により回答を得たことである。先行研究では、中学生を対象にして研究を行っており、中学生が学校生活の中で現在感じている感覚について調査することで、スクールカーストの中に現在身を置く生徒の姿を明らかにすることができたと考える。2点目は、高地位グループ内の下位生徒の特徴について、今回の研究で扱った概念のうち高地位グループ内上位生徒との統計的に明らかな差は見出されなかった。しかし、高地位グループ内の不適応感を持つ生徒の存在が明確になったことで、彼らの持つ特徴について今後より詳細に検討していくことが必要であると言える。今後はインタビュー調査などを用い、高地位グループに所属する生徒が感じている思いを本人の供述などから明らかにしていくことも方法の1つとして考えられる。

今回の研究では高地位グループ内の地位に着目したが、地位の上下といった分類に基づかなくとも、上位生徒の中にも不適応につながる個人の特徴を持つ生徒がいるという可能性も考えられる。これらの見解から、スクールカーストの地位と学校適応感との関連について、より幅広い知見に基づいて研究を進めていく必要があると考える。

引用文献

- Brown, B. B., & Bank, H. V. (2008). Smoke in the Looking Glass: Effects of Discordance Between Self- and Peer Rated Crowd Affiliation on Adolescent Anxiety, Depression and Self-feelings. *Journal of Youth Adolescence*, *37*, 1163–1177.
- 伊藤正哉・小玉正博 (2005). 自分らしくある感覚(本来感)と自尊感情が well-being に及ぼす影響の検討 教育心理学研究, *53*, 74-85.
- 伊藤正哉・小玉正博 (2006). 大学生の主体的な自己形成を支える自己感情の検討・本来感, 自尊感情ならびにその随伴性に注目して-教育心理学研究, 54, 222-232.
- 小島弥生・太田恵子・菅原健介 (2003). 賞賛獲得欲求・拒否回避欲求尺度作成の試み 性格 心理学研究, 11, 86-98.
- 久保田真功(2018). クラス内ステイタスの構造とその発生メカニズムの検討: 中学生を対象とした質問紙調査をもとに 教職教育研究センター紀要, 23, 43-54.
- 水野君平・加藤弘通・川田学 (2015). 中学生における「スクールカースト」とコミュニケーション・スキル及び学校適応感の関係: 学級内における個人の地位と集団の地位と

- いう視点から 子ども発達臨床研究, 7, 13-22.
- 大久保智生 (2005). 青年の学校への適応感とその規定要因 青年用適応感尺度の作成と学校別の検討 教育心理学研究, 53, 307-319.
- 鈴木翔 (2012). 学級内カースト 光文社.
- 臼倉瞳・濱口佳和 (2015). 小学校高学年および中学生における対象別評価懸念と適応との 関連 教育心理学研究, 63, 85-101.

<原著>

攻撃的ツイートに対する拡散行動促進要因に関する 探索的研究

横澤侑奈 信州大学大学院総合人文社会科学研究科 篠田直子 信州大学学術研究院教育学系

概要

近年深刻な社会問題となっている SNS 上で行われる他者への攻撃とその拡散は、わずかな確信をもった投稿者と多くの追随者によって引き起こされると考えられている。本研究では Twitter を題材として、攻撃的ツイートに対する拡散行動促進要因を、攻撃性の高低×数情報の有無の4つの攻撃的ツイート場面を提示し探索的に検討した。その結果、主体的に拡散行動を行う者はごくわずかであること、攻撃性の低いツイートや数情報が提示されたときに拡散行動を行う者がわずかに観察された。拡散行動促進要因としては、個人の反応的攻撃性の高さや道徳的規範意識の弱さが確認できた。

キーワード:誹謗中傷,拡散行動,追随者,反応的攻撃性,道徳的規範意識

問題と目的

インターネット上の誹謗中傷

近年、インターネット上において匿名のまま不特定多数に向けて特定個人の誹謗中傷を書き込んだり、特定個人のアカウントに対して一方的に誹謗中傷のメッセージを発信したりする事例が発生しており、インターネット上の誹謗中傷が深刻な社会問題になっている(総務省プラットホームサービスに関する研究会、2020)。「ある人物や企業が発信した内容や行った行為について、ソーシャルメディアに批判的なコメントが殺到する現象」である炎上は毎年200件程度発生しているが(山口、2015)、誹謗中傷メッセージの炎上により自死に追い込まれたり、生活を失ったりするなどの話題はしばしばメディアでも大きく取り上げられており、その対応は喫緊の問題である。

炎上の主体となる,実際に炎上の書き込みに直接参加する人はインターネット利用者のうちごく限られた一部に過ぎず(総務省,2019),主体的に投稿する人以外の"安易に再投稿・拡散する人"の増加により多くの悪口が集まり集団攻撃となることで,人を傷つけることになることが示されている(総務省『インターネットトラブル事例集』有識者会議(2021),インターネットトラブル事例集(2021 年版))。小山他(2019)は,2018年

12月19日から2019年1月22日に発生した6つの炎上に関してユーザーの炎上参加について分析した結果,アクティブユーザーの約0.3%のみが1回以上のツイートを行っているにすぎず,多くのフォロワー数を持つごく少数の高頻度炎上関与ユーザー間での反応のやりとりによって炎上が広がるという共振構造を指摘している。ある高頻度炎上関与クラスター内の一部で取り上げられた炎上案件は,速やかにクラスター内で共有された後,クラスター内各ユーザーのフォロワーを通じて,広くTwitter全般に拡散されていくのがネット炎上のメカニズムと推測している。つまり,集団攻撃である炎上は主導する一部のユーザーとそれに追随する多くのフォロワーが組み合わさることによって炎上が発生すると考えられる。逆説的にいえば,多くのフォロワーがあってこその炎上と言える。

炎上の発生を誘引しているフォロワー行動は再投稿だけではない。Twitter の利用状況を調査した叶(2019)では、投稿頻度がほぼ毎日の対象者が 33.9%に対し、「いいね」や返信の頻度は 54.2%であったことから、投稿するよりも他者の投稿を拡散する人が多いことが示唆されている。以上から、誹謗中傷等攻撃的ツイートにおける拡散行動の影響は大きいと考えられるが、拡散行動に焦点をあてた研究は多くはない。攻撃的ツイートを炎上させる可能性のある拡散行動の特徴について把握し、インターネット上の誹謗中傷予防に関する示唆を得ることは重要である。では、攻撃的ツイートの拡散はなぜ起こるのだろうか。

攻撃性のモデル

拡散は攻撃対象への間接的攻撃といえる。攻撃性については心理学だけではなく社会学・人類学・動物学・精神医学等々多くの立場から研究されており、理論仮説もさまざまで統一的な見解は得られていないが、近年総合し攻撃性のメカニズムを全体として理解しようとモデルとして集約されつつある(大渕、2011)。二過程モデルと一般的攻撃モデルの2つが代表的なモデルであるが、いずれも攻撃性を喚起させる嫌悪状況をどのように認知し、生じた攻撃性動機づけをどのように評価し制御するかによって、行動の種類(衝動的・熟慮的)が異なるという考え方である。衝動的行動は不快な感情に裏打ちされた攻撃スキーマ(スクリプト)によって起きやすく体験が積みあがることで自動化されやすい。一方、熟慮的行動は先行刺激に対し悪意の帰属や道徳的判断など認知や判断、さらに危害行動に意図性を付与することによって、攻撃対象としての確からしさを付与することによって起きる。この2つの行動はお互いに影響し合いながら他者を攻撃するので、攻撃行動は嫌悪状況自体そのものではなく、それをどのような感情でどう認知し、どう判断するかが行動に影響する。

個人の状況要因

濱口(2017)は、大学生の能動的・反応的攻撃性に関して質問紙調査を行い、人を傷つけること自体を目標とする「反応的攻撃」は先行する欲求不満事態や嫌悪事態によって生じた怒りによって駆動されると指摘している。どれくらい強い攻撃動機づけが形成され

るかは、個人が環境と他者について形成する知覚、また、行為の結果に関する予期と期待、人がある状況において一般にどのように反応するかに関する知識と信念、特定の反応能力を自分がどれくらい持っていると信じているかなどの認知に依存する(大渕、2011)。不快情動(怒り、不満、悲しみ)が他者を攻撃したいという願望(攻撃動因)を生み出すが、自己制御機能が十分に働いているときは、不適切な攻撃反応を抑えることが可能である一方で、自己制御が十分に働かないために攻撃行動が遂行される。抑制的な状況判断が働いているにも関わらず行動を遂行してしまうのは、先行する「欲求不満」によって生じた不快情動が強いためであり、この攻撃行動の矛先は欲求不満を与えた相手だけではなく、対象や形態を変えて表現される。このことから、個人の欲求充足度の状態が攻撃行動に何らかの影響を与えていることが推測できる。

集団力動の要因

攻撃的ツイートの拡散の主体がフォロワーにあると仮定すると、投稿者を中心とした集団の影響を受けていることは明らかである。自分がフォローしている投稿者の発言だから拡散するという状況も多い。このような状態では「リツイート」や「いいね」は攻撃的投稿に対するひとつの同調行動ととらえられる。大西(2008)では自我同一性形成において、「個」を否定した「関係」への志向性を「同調的対人態度」とし、他者との関係を気にするあまり、「個」としての自己を主張することができず、本当の自分を押し殺してひたすら周囲にあわせるという傾向と定義しているが、フォローしている集団への帰属を強いものにするために同調して拡散することも十分考えられる。

インターネット上の行動を統制する要因

攻撃性には道徳的判断が関連していると考えられるが、インターネット上の「情報モラル」も重要な要因である。玉田他(2004)ではインターネットの普及に伴い、情報化に対応した教育を推進する上で、「情報モラル」教育が必要であると言われ続けてきている状況に言及し、道徳的規範知識・情報技術の知識・合理的判断の知識の「3種の知識」による情報モラル指導に必要となる道徳的規範尺度を作成している。この尺度では匿名性についても含まれている。Zimbardoは、人は「匿名性」が保証されている状態におかれると、自己規制意識が低下し「没個性化」が生じることを示している(山口、1980)。自己規制が弱くなることで安易な行動を選択しやすくなる可能性がある。また、多くの中のひとりであれば影響力は少ないだろう、ほかの人も反応しているのだから自分も反応してもよいだろうといった「リスキーシフト」が起きている可能性もあるため、投稿への反応数の情報は重要だと考えられる。さらに、山本他(2019)は、「ウェブアクセスリテラシー」の重要性を指摘している。熟慮的行動とは、必要な情報を収集し判断した上で攻撃するかどうかを決定するが、「ウェブアクセスリテラシー」とは、ユーザーが正確なウェブ情報を取得し、効果的な意思決定を行えるような情報アクセス環境や仕組み作りの重要性に着目し、検索エンジン等の情報アクセスシステムを上手く使いながら、情報を批判的に

精査し、正確なウェブ情報を収集するための能力のことを指す。ここでの批判的であるとは、より良い意思決定や問題解決を行うために、証拠に基づいて理論的に考えたり、自分の考えが正しいかどうかを立ち止まって考えようとする状態と定めているが、これらの情報モラルやウェブアクセスリテラシーを有することの必要性は、現代の情報化された社会においてより感じられ、これはインターネット上における攻撃場面にも通ずるものがあると考える。

以上,攻撃的ツイートへの拡散行動には、個人の攻撃性に関する要因、集団力動に関する要因、インターネット上の社会的行動に関する要因など様々な要因が推察される。よって本研究では、大学生・大学院生における攻撃的なツイートへの反応・拡散行動とその促進要因について、研究 I において拡散行動の実態および促進要因を収集し整理後、研究 II において質問紙調査を行い、拡散行動と促進要因との関係を検討することで、拡散の抑制要因を考察することを目的とした。

Twitter の特徴

本研究では、攻撃的なツイートを取り上げた。北村他(2016)では、Twitter は他の SNS と比較した場合に、既知の友人が少なく個人情報の開示度が低い「弱いつながりの SNS」ととらえられる。「弱いつながりの SNS」はネット上の対人関係と結びついており、Facebook や mixi といった既知の友人が多く個人情報の開示度が高い「強いつながりの SNS」と同等以上のオンラインでの友人間の交流が Twitter ではなされていると示されている。このことから、Twitter はオンライン上での交流がメインであり、個人情報の開示度が低い場合でも交流することができると言える。また個人やグループで既知の友人とのやりとりをメインに行う LINE に次いで利用者率が高いことも示されており、既知の友人との交流の場としても Twitter が利用されていると考えられる。さらに LINE とは異なり既知の友人以外との交流のために Twitter が利用されている可能性がある。 Twitter は既知かどうかに関わらず多くの人と繋がることのできる SNS であり、インターネット上での様々なやりとりや出来事に触れる機会が多いものであると考えたため、本研究では Twitter を題材として扱うこととする。

研究 I (予備調査)

目的

SNS における反応行動の実態を確認し、本調査で焦点をあてる反応促進要因・反応抑制要因をピックアップすること、本調査で提示する投稿内容を決定するために、大学生・大学院生が興味をもち反応しやすい投稿の条件を具体的にすることを目的とした。

方法

対象者と手続き A大学の大学院生 9 名(男性 1 名,女性 8 名,M=24 歳)を対象に、2021 年 2 月から 3 月に、一人 30 分~1 時間半の半構造化面接を実施した。「SNS の利用

状況」についてのインタビュー調査であることを説明し、同意の得られた対象者について プライバシーの保護可能な場所にて1対1の面接を実施した。

質問項目 SNS 使用実態 (SNS 使用経験,使用 SNS の使用頻度・目的・使用目的), 反応促進要因,反応抑制要因,拡散・炎上の要因,反応しやすい投稿の特徴

結果と考察

SNS 反応行動の実態 現 Twitter 利用者は 9 名中 8 名であり、使用頻度は毎日から 2・3 日に1回と高かった。ネガティブな投稿としてとらえられているのは、愚痴や辛い状況を吐露している投稿であり、攻撃的ツイートは上げられなかった。応援したいという気持ちから反応しようと思うが、内容がセンシティブなものであったり、深刻であったりすると反応を躊躇する状況が語られた。反応抑制理由は、自分の意見を違う意味で捉えられることを懸念するといった自分の本意を正確に伝えられる手段がないこと、「それ(反応)を見た他の人が傷つく」といった道徳性、「"いいね" がそんなについていない」等、他人の判断や行動の影響が語られた。

拡散・炎上の要因 対象者は全員過去に拡散・炎上には関わった経験がなかったので、一般論として拡散・炎上の要因と考えられるものを挙げてもらった結果、「誰が言ったか分からない・顔が見えない」など匿名性、「みんながやっているから大丈夫」といったリスキーシフト、「皆と同じ行動をしているだけ」といった同調行動、「悪いと思っていない・どうなるか考えていない」といった道徳的規範意識の欠如、「間違いを正したい」といった正義感、「どこにもぶつけられないものをぶつける・人を評価する優越感」といった反応する人のストレス発散の場、「荒らし」」の存在などがあげられた。また、SNSではボタンひとつで深く考えずに操作できるといった、インターネット上の行動における特有の敷居の低さも拡散しやすくなる要因のひとつとして指摘された。

大学生・大学院生が興味をもち反応しやすい投稿の条件 拡散が起きやすいのは、身近で起こった多くの人に認識されている話題、人によって受け取り方が異なる内容の投稿で、自分がどのような発言をしても受け入れられる可能性が高い場合、自分の発言を代替する投稿や好奇心を刺激される投稿等自分の考えや関心に合っている状況等があげられた。

研究 I から、研究 II で使用する攻撃的ツイートとして、調査時期直前に話題としてメディアで取り上げられていた「操作ミスによる他人を巻き込んだ死亡事故」を取り上げ、反応促進要因として、欲求充足の欠如、反応的攻撃性の強さ、同調的反応行動、道徳的規範意識(匿名性を含む)、ウェブアクセスリテラシーの影響を検討することとした。

 $^{^1}$ 「荒らし」とは、不特定多数の人間が参加する形態のコンピュータネットワーク上のリソースに対して、不合理なメッセージの送信や妨害行為などを継続的に行う行為または当該行為を行う者

研究Ⅱ(本調査)

目的

攻撃的ツイートに対する反応行動を確認し、反応促進要因について検討することを目 的とした。

方法

対象者 A 大学の人文学部・教育学部の学部生および文系の大学院生 136 名 (男性 50 名, 女性 83 名, 回答しない 3 名, 18~24 歳) を対象とした。

手続き 2021年10月25日~11月11日にGoogleフォームにて作成した質問紙のURL を,縁故と授業での依頼によってアクセス先を提供し回答を求めた。場面提示の順序によって2つの条件に分けたため,対面場面ではアクセス先を記載した用紙をランダムで配布した(配布型)。オンライン場面では学籍番号の数字下一桁で分けて提示した(提示型)。調査は匿名で行い、個人が特定されないように配慮して実施した。

倫理事項 調査への参加は任意であり、調査のはじめに確認事項を提示し了承が得られた場合のみ実施した。また本調査は、信州大学教育学部研究委員会倫理審査部会の承認を得ている(管理番号 21-15)。

質問項目

A) 攻撃的なツイートに対する反応とその理由

「操作ミスによる他人を巻き込んだ死亡事故」について攻撃性の高低×数情報の有無の4場面を設定し、それぞれの場面における反応とその理由について、質問紙法により回答を求めた。数情報ははじめに無し、次に有りとし、攻撃性の高低についてはカウンターバランスをとった。攻撃性の高い場面としては、運転ミスではなく運転者の人格を否定しているニュアンスをもち、投稿者のネガティブな感情が明らかに感じられるよう設定した(図 1)。場面の設定は、心理学を専門とする大学院生 1 名と教員 1 名で検討した。

- B) 拡散行動促進要因
- 反応的攻撃性

濱口(2017)の作成した能動的・反応的攻撃性尺度の大学生版から,易怒性(4項目),怒り(4項目),報復意図(4項目)を抜粋して使用した。

③ 道徳的規範意識

玉田他(2004)が小・中学校学習指導要領をもとに作成した道徳的規範意識(下位尺度「思慮」「節度」「思いやり・礼儀」「正義・規範」)から、大学生のSNSによる対人関係とかかわりの深い11項目抜粋し、さらに4項目追加した。匿名性も含まれる。

④ ウェブアクセスリテラシー

山本他(2019)が作成した「ウェブアクセスリテラシー尺度(69項目5件法)より、 内容特性に関連したウェブ情報の信憑性検証戦略(7項目)、ウェブ情報の信憑性判断時 に生じうる認知バイアスへの耐性(4項目)、客観性(2項目)を抜粋して使用した。



図1 攻撃的ツイート内容と質問提示順

⑤ 同調的対人態度

大西(2008)の作成した同調的対人態度尺度をそのまま使用した。

⑥ 欲求充足度

吉光 (2012) の作成した欲求階層の満足度尺度をそのまま使用した。本尺度は Maslow (1968) の欲求の 5 段階説をもとに作成され、日本、中国、韓国の大学生を中心とした 若者を対象に妥当性・信頼性が検討されている。

C) ツイート行動(質問紙)

Twitter における使用経験, 1日の利用時間・閲覧頻度・投稿頻度・反応頻度, 閲覧内容・投稿内容(叶, 2019) への回答を求めた。

D) デモグラフィック

年齢、性別、学年の回答を求めた。

尺度の妥当性・信頼性の検討

既存の尺度の修正を加えた尺度に関して、妥当性・信頼性の検討を行った。

道徳的規範尺度 因子分析(最尤法,プロマックス回転)の結果,4因子が抽出され, 2項目が除外された。第1因子は、人が見ているかどうかにかかわらず決められたルール はきちんと守ることができるという項目で「規範」と命名した。第2因子は、日頃から相手に対して「思いやり」の気持ちを持って接しているかどうかで「思いやり」と命名した。第3因子は、悪いことは悪いと注意できるかどうかで「正義」と命名した。第4因子は、正しく情報を吟味する態度を身に付けているかどうかで「思慮」と命名した。また、除外した2項目(「実名だと行動を躊躇することがある」「匿名だとやってはいけないと思っていることでもやってしまうことがある」)は、匿名性に関する項目として単独に扱うこととした。

ウェブアクセスリテラシー尺度 因子分析(最尤法・プロマックス回転)の結果,因子負荷量の小さい1項目を除いたところ,2因子が抽出された。先行研究(山本他,2019)を参考に,第1因子は情報の信憑性を検証する行動を行うかどうかで「信憑性検証戦略」因子と命名した。第2因子は他者の提供している情報を信用するかどうかで「他者信憑性」因子と命名した。

表1は、本研究で検討する攻撃的ツイートへの反応促進要因の下位尺度一覧である。 いずれの尺度も一定の妥当性が確認された。信頼性に関しては、生活安心が.64、思慮 が.63と低かったが、その他の下位尺度は一定程度の内的整合性が示された。

		項目数	範囲	M	SD	α
欲求	自己実現	5	$1 \sim 5$	3. 24	0.75	0.73
充足度	生活安心	4	$1\sim5$	3.58	0.82	0.64
	正義	3	$1 \sim 5$	3.85	0.96	0.81
規範	思いやり	3	$1\sim5$	3.22	0.96	0.79
意識	節度	3	$1\sim5$	3.92	0.87	0.76
	思慮	3	$1\sim5$	3.49	0.80	0.63
同調	同調的対人態度	5	$1 \sim 5$	3. 28	1.47	0.90
反応的	報復意図	4	$1\sim5$	2.68	1.06	0.88
攻擊	易怒性	4	$1\sim5$	2.25	1.00	0.87
久事	怒り持続	4	$1\sim5$	2.47	0.95	0.79
ウェッフ゛	信憑性検証戦略	8	$1 \sim 5$	3.50	0.71	0.82
リテラシー	他者信憑性	4	$1\sim5$	2. 26	0.79	0.81
匿名性	実名だと行動躊躇	1	$1 \sim 5$	3. 53	1.35	
但 泊性	匿名だと制御不能	1	$1\sim5$	1.60	0.86	

表1 下位尺度の項目数・平均・SD・α係数

注)回答肢は、1. 全くあてはまらない、2. ややあてはまらない、3. どちらともいえない、4. ややあてはまる、5. あてはまる

下位尺度得点間相関

下位尺度得点間の相関を表 2 に示す。自己実現と生活安心(r=.53),規範と正義(r=.44), 思慮と信憑性検証戦略 (r=.36),報復意図と易怒性(r=.41),報復意図と怒り持続(r=.46), 易怒性と怒り持続(r=.55),同調と他者信憑性(r=.40)に弱いから中程度の正の相関,自己 実現と同調 (r=.37), 自己実現と易怒性 (r=.32), 生活安心と易怒性 (r=.35), 同調と正義 (r=.32), 思いやりと報復意図 (r=.34), 思慮と他者信憑性 (r=.38), 信憑性検証戦略と他者信憑性 (r=.36) の間に弱い負の相関がみられた。以上より,欲求充足度が低いと怒りやすい(易怒性が高い)が,易怒性が高いからといって怒りが持続するわけではないことから,易怒性の高さは衝動的な怒りが影響している可能性が推察された。また,信憑性検証戦略と思慮に正の相関がみられたことから,他者信憑性と同調的対人態度に正,信憑性検証戦略と他者信憑性に負の相関がみられたことから,熟慮する際には情報を検証するが,同調性が高いと情報を十分に検証していない可能性が推察された。

		生活安心	規範	思いやり	正義	思慮	同調	報復意図	易怒性	怒り持続	信憑性 検証戦略	他者 信憑性
欲求 充足度	自己実現	0.53 **	0.08	0. 24 **	0.04	0.07	-0.37 **	-0.07	-0.32 **	-0. 29 **	0.10	0.02
	生活安心		0.22 *	0.22 *	-0.05	-0.07	-0.13	-0.01	-0.35 **	-0. 27 **	-0.12	0.18 *
道徳的 規範 意識	規範			0.36 **	0.44 **	0.00	-0.06	-0.14	-0.26 **	-0.07	0. 15	0.02
	思いやり				0.30 **	0.15	-0.22 *	-0.34 **	-0.45 **	-0.20 *	0. 26 **	-0.02
	正義					0.14	-0.32 **	-0.19 *	-0.13	-0.04	0. 23 **	-0.19 *
	思慮						-0.14	-0.01	-0.17 *	-0.06	0.36 **	-0.38 **
同調	同調的対人態度							0.09	0.22 **	0.06	-0.30 **	0.40 **
反応的 攻撃性	報復意図								0.41 **	0. 46 **	-0.17 *	0.19 *
	易怒性									0.55 **	-0.28 **	0.13
	怒り持続										-0.20 *	0.21 *
ウェブ アクセス リテラシー	信憑性検証戦略											-0.36 **
	他者信憑性											

表2 下位尺度間における Pearson の積率相関係数

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

結果と考察

Twitter 使用実態 Twitter を使用したことのある者は 119名(87.5%)と 9割近くに使用経験が見られ,そのうち 95名(69.9%)が現在も使用していた。利用時間は約半数が 1時間未満であったが,一方で一日に 3時間以上利用しているヘビーユーザーも 15名(11.0%)みられた。7割が週に数回から毎日閲覧していたが,自分が行動を起こすという意味での他者の投稿への反応は 5割,自分で投稿している者は 4割程度であった。閲覧内容の 8割は興味趣味であり,その 3割が投稿も行っていた。

攻撃的ツイートに対する反応とその理由 表3は刺激場面に対する反応内容をまとめたものである。投稿内容の攻撃性の高さや数情報の有無に関わらず「何もしない」という回答をした人が9割前後で、ほとんどの人が反応しなかった。本研究では、投稿に対して何らかの行動を起こすかという点に着目したため、「リプライ欄を見る」や「スクリーンショットを残す」などの反応は何もしないに含まれる。反応しない理由はいずれの場面でも「反応するべきではないと思った」が最も多く、自己選択として反応しないことを選択していた。

			攻撃性	生高		攻撃性低					
		数情報	なし	数情報	あり	数情報	なし	数情報あり			
		N	%	N	%	N	%	N	%		
無 _ <u></u> 反応	なにもしない	132	97. 1	126	92.6	125	91. 9	120	88. 2		
	リツイート	0	0.0	0	0.0	0	0.0	1	0.7		
拡散	引用リツイート	1	0.7	4	2.9	1	0.7	2	1.5		
行動	リプライ	0	0.0	0	0.0	0	0.0	0	0.0		
	いいね	2	1.5	3	2.2	10	7.4	13	9.6		
積極	スパム報告	1	0.7	2	1.5	0	0.0	0	0.0		
反応	炎上させる	0	0.0	1	0.7	0	0.0	0	0.0		

表3 攻撃的ツイートに対する反応内容

4 場面のいずれかで反応した者を反応者(N=22)、いずれの場面でも何もしないと回答したものを無反応者(N=114)の2群に分け、反応理由を攻撃性の高低および数情報の有無で比較したものが表4である。攻撃性の高い投稿では、「内容を否定・訂正したい」「反応すべきではないと思った」が高く、無反応者でも内容を訂正したい思いはあるが、スパムブロックや自分の戒めにするなど投稿者への直接的な反応はしないという自己制御が効いている可能性が示唆された。一方、攻撃性の低い投稿では、「反応に同意できる」「内容は正しいと思う」「特に関心のない内容だった」「なんとなく」が高く、内容に同意できる場合には反応している様子がうかがえた。また、数情報が付加された投稿では「他の人が反応しているので自分が反応する必要がないと思った」「なんとなく」が高くなる傾向がみられたが、大きな差は見られなかった。

反応促進要因の特徴 尺度得点をみると、「自己実現(M=3.24、SD=0.75)」「生活安心(M=3.58、SD=0.82)」など欲求充足度、「正義(M=3.93、SD=0.84)」「規範(M=3.86、SD=0.97)」「思慮(M=3.49、SD=0.32)」「思いやり(M=3.22、SD=0.96)」など道徳的規範意識、「同調的対人態度(M=3.29、SD=0.95)」、「信憑性検証戦略(M=3.51、SD=0.71)」、「実名だと行動を躊躇する(M=3.53、SD=1.34)」の尺度得点が高く、「報復意図(M=2.67、SD=1.06)」「易怒性(M=2.25、SD=0.99)」「怒り持続(M=2.47、SD=0.95)」等反応的攻撃性や「他者信憑性(M=2.25、SD=0.79)」、「匿名だとやってはいけないこともやってしまう(M=1.60、SD=0.86)」の得点が低いことが示された。このことから、本研究の対象者は、欲求充足度、道徳的規範意識が高く、情報に関しては自分でその信憑性を確認するといった規範意識やインターネット上のモラルに対する一定の知識があることから反応する人が少なかったと考えられる。また、そもそも SNS 上の攻撃に対して関わらない、または無関心であるため反応しない可能性も考えられた。

	Į	女撃性高	与	Ŗ	文撃性個	£	数	情報無	ŧ.	数	情報有	
	反応 者	無反 応者	計									
反応に同意できる	3	0	3	26	4	30	12	3	15	17	1	18
内容を否定・訂正したい	13	28	41	4	21	25	8	26	34	9	23	32
内容は正しいと思う	2	4	6	10	11	21	6	8	14	6	7	13
興味・関心があった	2	2	4	6	3	9	3	2	5	5	3	8
特に関心のない内容だった	7	50	57	4	66	70	6	59	65	5	57	62
反応すべきではないと思った	26	188	214	9	164	173	20	178	198	15	174	189
他の人が反応しているので自分が反 応する必要がないと思った	3	17	20	1	21	22	1	13	14	3	25	28
フォロアーにどう思われるか気になった	2	17	19	2	17	19	4	19	23	0	15	15
投稿者にどう思われるか気になった	1	3	4	1	1	2	1	1	2	1	3	4
なんとなく	3	18	21	4	35	39	3	20	23	4	33	37

表 4 各ツイート場面における反応理由

注) 複数回答(N=136)

反応の有無と反応促進要因との関係 反応促進要因について反応者と無反応者における差について t 検定を行った結果,「同調的対人態度」と「実名だと行動を躊躇する」のみに差が見られた。「同調的対人態度」は反応者(M=3.00, SD=1.01),無反応者(M=3.35, SD=0.98)と反応者の方が低い傾向がみられた(t(134)=1.60, p=.056)。一方,「実名だと行動を躊躇する」は反応者(M=4.00, SD=0.85),無反応者(M=3.43, SD=1.41)と反応者の方が高い傾向がみられた(t(134)=-1.86, p=.032)。

匿名性に関する項目については、「匿名だとやってはいけないこともやってしまうことがある」についても反応者(M=1.74、SD=0.84)、無反応者(M=1.57、SD=0.92)と有意差はないものの反応者の方が高く、反応者は匿名性に左右される傾向が強い可能性があることが示唆された。同調的対人行動については、予想に反して無反応者の方が多かったが、今回のような反応しない人が大多数の集団の中では、反応しないという行動に同調しているとも考えられる。反応的攻撃性についても有意差はないものの反応者は「報復意図(反応者:M=2.87、SD=1.27、無反応者:M=2.67、SD=1.23)」や「怒り持続(反応者:M=2.67、SD=1.23、無反応者:M=2.43、SD=0.68)」でわずかに高い傾向がみられた。以上より、反応者は他人への同調的態度を示さず、反応的攻撃性が高く、匿名性によって自己制御が効かなくなりやすい傾向が見られたが個人差が大きかった。

パターン別反応促進要因の特徴 個人差が大きい傾向がみられたので、4 つの攻撃的ツ

イートのうち反応する攻撃的ツイートによって分類したところ、9パターンが得られた (表 5)。いずれも全く反応しない無反応であったパターン0, 攻撃性の高さの影響がみられたのがパターン1 A・B・C・D・F・G、数情報の有無の影響がみられたのがパターン1 A・B・D・E・F・G、どちらの影響も受けていないのがパターン1 であった。この中で、攻撃性の影響のみを受けているパターン1 と数情報の影響のみを受けているパターン1 と数情報の影響のみを受けているパターン1 な撃性や数情報に関係なくすべてに反応するパターン1 をとりあげ、反応促進要因について全体と比較した (図 1)。

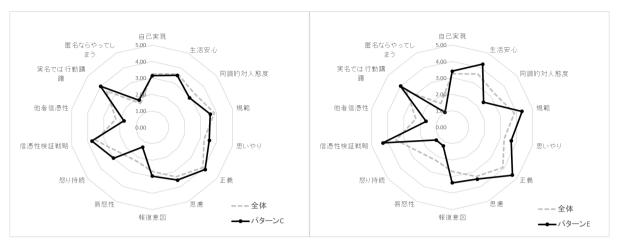
	攻撃性高	攻撃性高	攻撃性低	攻撃性有	N
	数情報無	数情報有	数情報無	数情報有	
パターン0					114
パターンA				反応あり	5
パターンB			反応あり		2
パターンC			反応あり	反応あり	6
パターンD		反応あり			2
パターンE		反応あり		反応あり	2
パターンF		反応あり	反応あり	反応あり	2
パターンG	反応あり				2
パターンH	反応あり	反応あり	反応あり	反応あり	1

表5 攻撃的ツイート場面によるパターン分類

パターン C はツイート内容の攻撃性の高さからのみ影響を受けているパターンで、6名が分類された。欲求充足度は全体と変わらないが、同調的態度・他者信憑性が低く、道徳的規範意識はやや高めである。易怒性は低いが怒りが持続しやすい。つまり衝動的に反応するわけではなく、他人ではなく自分の判断で反応するか決断するタイプと言える。

パターン E は数情報からのみ影響を受けているパターンで, 2 名が分類された。欲求 充足度は高め, 同調的態度・他者信憑性が低く, 道徳的規範意識は高め, 特に正義が 高い。易怒性・怒り持続は低いが報復意図が高く, 信憑性検証戦略も高い。つまり自 分の道徳性で判断し, 情報を吟味するタイプと言える。数情報は判断の材料として使 われると考えられた。

パターン H はツイート内容の攻撃性の高さや数情報には影響されず常に反応するパターンで、1 名が分類された。欲求充足度は高く、規範・思いやりが低い。易怒性・報復意図が高いが怒りは持続しない、信憑性検証戦略が低く他者信憑性が高い。つまり、もともとの攻撃性が高くあまり情報を吟味せず他者の意見に左右されるタイプと言える。道徳性、特に他人を思いやる、社会のルールを遵守するという意識が薄いので衝動的に攻撃する可能性が高い。反応内容は、すべて"いいね"であった。



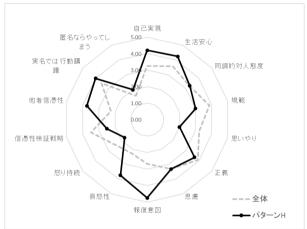


図2 パターン別反応促進要因得点

いずれの個別反応パターンからも、自分の基準よりも他人の動向に追随するようなタイプは見いだせなかったものの、反応的攻撃性の高低と規範意識の強弱が反応するか否かに影響を与えていた。

総合考察

攻撃的ツイートに対する反応とその抑制

攻撃的ツイートの拡散は、個人の反応的攻撃性の高さや相手のことを思いやる道徳的 規範意識の弱さの影響を受けている可能性が示唆された。多くの人が反応しない集団の中 で同調性が低いからこそ、自分の意思を貫いているのが今回の反応者の姿であり、想定し ていた追随型の反応者をとらえることはできなかった。本研究で拡散行動を行っている者 は、他人の反応を判断材料の一つとして考えるタイプと他人の反応に左右されやすいタイ プがあるなど、拡散行動促進要因は個人によりかなり異なる。共通して言えることは、判 断基準として道徳性の影響が強く、正義感が強い場合には反応しやすいと言えることから、 道徳性教育は重要なポイントなるであろう。楠見 (2013) は、リテラシー教育は従来は知識の欠如している対象者に専門家が一方向的に知識をあたえ、啓蒙によって知識を高めることでリスク回避を目指してきたが、近年は対象者の経験に基づく知識を想定した双方向的なコミュニケーションによって、情報を得たうえでの自己決定や社会的決定を目指しており、生活における経験と文脈、科学的証拠と価値観に基づいて、自立的、主体的に情報を集め、意思決定することにより、よき思考者(good thinker)として対処できるようになるためのリスクリテラシー育成の重要性を指摘している。インターネットに関する正しい知識や規範意識を持てるよう、気軽な反応が問題を増悪化させていることや正義に基づいた発言方法も含めたネットリテラシー教育の推進を進めることで、攻撃的な投稿に対する反応しやすさの低減を図ることは重要である。

本研究の対象者は熟慮型判断によって拡散するかどうかを意思決定していたが、ほんのわずかではあるがパターン H の 1 名のように、衝動的な攻撃性の制御ができず拡散行動を行っている場合も確認できた。衝動的な反応として手軽に反応できる"いいね"を選択していたことから、操作のしやすさを低減させることが反応抑制に効果があることが推察される。"いいね"ボタンを押す際に、押してもよいか確認するメッセージを提示することなどは無責任な拡散行動の抑制に繋がるものと考えられる。

さらに、熟慮した上で反応を決定しているタイプには、熟慮する材料を取り除くことは拡散行動を抑制する可能性がある。他者の反応数を可視化できないように仕様を変更したり、あいまいに可視化したり、例えば色などで多いか少ないかの情報を提供すること(川端他、2017)なども行動抑制のための工夫の一つになりえるだろう。個人要因としての攻撃性の自己制御については、すぐに獲得することは困難だが、獲得することで後に後悔するような無責任な行動を回避できる気づきを促すスキルトレーニングなども有効であると考えらえる。個人要因としての攻撃性の自己制御を高め、判断の基準となる道徳的な規範意識を確立することが拡散行動を抑制するヒントとなるであろう。

本研究の限界と今後の展望

本研究では、攻撃的ツイートへの反応者数が著しく少なく量的な分析を行うことが困難であった。これは、対象者の問題と攻撃的ツイート提示法の問題が考えられる。本研究の対象者が国立大学の大学生・大学院生で、基本的な欲求が充足し、攻撃性が高くはなく、獲得している道徳性をもとに自己基準で判断して生活している者が多く、冷静に熟慮システムを駆動させ道徳的に判断する、安易に無責任に反応しない者が多かった可能性がある。また提示場面については、きっかけとなるツイートと反応の状態のみを提示したに過ぎなかった。誹謗中傷が炎上する要因として、ツイートに対する意見が分かれて議論になっている場合に追随しやすいという指摘もある(研究 I)。また、炎上のメカニズムから自分がフォローしている人の発言対する反応から広がることが指摘されているが、今回の提示では攻撃的な投稿への直接的な反応しか意見を求められなかった。今後は、年齢や所属の

幅を広げた集団を対象にしたり対象者の人数を増加させたりすることで、量的な分析や詳細な心理的背景について検討を行うことが求められる。また、質問紙では設定しきれない場面への反応を確認するためには、実験で確認していく必要があろう。

引用文献

- 濱口 佳和 (2017). 大学生の能動的・反応的攻撃性に関する研究―尺度構成と攻撃的行動傾向との関連の検討― 教育心理学研究, 65, 248-264.
- 小山 耕平・浅谷 公威・榊 剛史・坂田 一郎 (2019). ネット炎上におけるユーザーの共振構造 第 33 回大会人工知能学会全国大会論文集 JSAI2019. 2E5J602-2E5J602.
- 大淵憲一(2011). セレクション社会心理学-9 新版 人を傷つける心―攻撃性の社会心理学- サイエンス社.
- 大西 将史 (2008). 同調的対人態度尺度の作成 日本教育心理学会総会発表論文集, *50*, 343.
- 川端 久美子・中田 悠理・木谷 庸二 (2017). SNS における「いいね」がユーザーに与える 心理的影響とその表示方法に関する研究 日本デザイン学会研究発表大会概要集, 64.236.
- 北村 智・佐々木 裕一・河井 大介 (2016). Twitter の心理学―情報環境と利用者行動 誠信書房.
- 楠見孝(2013). 科学リテラシーとリスクリテラシー 日本リスク研究学会誌, 23, 29-36. 総務省プラットホームサービスに関する研究会 (2020). インターネット上の誹謗中傷への対応の在り方に関する緊急提言.
- https://www.soumu.go.jp/main_content/000705948.pdf (最終閲覧:2021年2月28日) 総務省『インターネットトラブル事例集』有識者会議 (2021). 青少年のインターネット 利用におけるトラブル事例等に関する調査研究 2020 年度総務省調査研究 総務省

総合通信基盤局電気通信事業部消費者行政第一課.

- https://www.soumu.go.jp/use_the_internet_wisely/trouble/(最終閲覧:2021年2月28日)
- 玉田 和恵・松田 稔樹・遠藤 信一 (2004). 3 種の知識による情報モラル判断学習を実施する ための道徳的規範尺度の作成とそれに基づく学習者の類型化 教育システム情報学会 誌, 21, 331-342.
- 叶 少瑜 (2019). 大学生の Twitter 使用, 社会的比較と友人満足度との関係 社会情報学, 8. 111-124.
- 山口 真一 (2015). 実証分析による炎上の実態と炎上加担者属性の検証 情報通信学会誌, 33,53-65.
- 山口 勧 (1980). 恐怖喚起と匿名性が攻撃行動に与える影響について 実験社会心理学, 20,

1-8.

- 山本 祐輔・山本 岳洋・大島 裕朗・川上 浩司 (2019). ウェブアクセスリテラシー尺度の開発 情報処理学会論文誌 データベース, *12*, 24-37.
- 吉光 正絵 (2012). 東アジアの女子学生の音楽選好と欲求階層の関係 長崎県立大学国際情報学部研究紀要, 13, 305-315.

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室 令和3年度業務内容のあらまし

1 心理教育相談室規則·心理教育相談室運営委員会規則

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室内規 (趣旨)

第1条 この内規は、信州大学大学院総合人文社会科学研究科規程(令和2年信州大学規程第325号)第5条の規定に基づき、信州大学大学院総合人文社会科学研究科(以下「研究科」という。)に置く心理教育相談室(以下「相談室」という。)に関し必要な事項を定める。

(目的)

第2条 第2条 相談室は、心理臨床に関する高度専門職業人養成のための教育訓練を行う とともに、心理臨床に関する地域からの相談(以下「相談」という。)に応えるため、心理 臨床における実践的な教育及び研究の推進に寄与することを目的とする。

(業務)

- 第3条 相談室は、次の各号に掲げる業務を行う。
- 一 相談に関すること。
- 二 心理臨床及びその周辺領域に係る学術調査・研究並びにその発表と刊行に関すること。
- 三 臨床心理学の実践的活動とそれに基づく理論の体系化に関すること。
- 四 研究科総合人文社会科学専攻心理学分野臨床心理学コース(以下「臨床心理学コース」という。)の臨床心理実習の指導に関すること。
- 五、学校及び地域社会等へのコンサルテーションに関すること。
- 六 その他相談室に必要な業務に関すること。

(組織)

- 第4条 相談室は、次の各号に掲げる者を置く。
- 一 相談室長
- 二相談員
- 三 相談研修員
- 四 その他の職員

(運営委員会)

第5条 相談室に、相談室の運営に関する重要事項を審議するため、信州大学大学院総合 人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会(以下「運営委員会」という。)を置く。 2 運営委員会に関し必要な事項は、別に定める。

(相談室長)

- 第6条 相談室長は、相談員の互選により定め、研究科長が委嘱する。
- 2 相談室長は、相談室の業務を掌理する。
- 3 相談室長の任期は、1年とする。ただし、再任を妨げない。
- 4 相談室長に欠員を生じた場合の後任の室長の任期は、前任者の残任期間とする。 (相談員)
- 第7条 相談員は、次の各号に掲げる者のうち、相談に関する学識及び経験を有する者をもって充てる。
 - 一 研究科総合人文社会科学専攻に所属する専任教員
 - 二 研究科長又は副研究科長が特に必要と認めた者
- 2 相談員は、運営委員会の推薦に基づき、研究科長が委嘱する。研究科委員会は、研究科長の求めに応じて、審議し、意見を述べることができる。
- 3 相談員の任期は、2年とする。ただし、再任を妨げない。 (相談研修員)
- 第8条 相談研修員は、臨床心理学コースに在籍する学生をもって充てる。
- 2 相談研修員は、相談員の指導を受け、相談員が行う業務の補助をする。

(相談の種類)

- 第9条 相談室は、第2条の目的を達成するために、次の各号に掲げる相談を行う。
- 一初回面接
- 二 継続面接
- 三 遊戯療法・行動トレーニング
- 四 保護者面接
- 五 家族面接
- 六 集団面接
- 七 コンサルテーション
- 八 心理査定
- 九 個人スーパーヴィジョン

(相談の実施)

- 第 10 条 相談は、研究科の教育研究に支障を生じるおそれがないと認められる場合に限り、行うことができる。ただし、相談室長を含む相談員2名以上の合議に基づき、相談室運営に著しい支障をきたすと判断される場合には、相談を中止することができる。この著しい支障をきたすと判断される場合については別に定める。(相談の申込み)
- 第 11 条 相談を申し込もうとする者は、所定の申込書を相談室長に提出し、その承認を 得なければならない。

(相談料金)

第12条 前条の承認を得た者は、相談の種類に応じ、信州大学諸料金規程(平成16年信州大学規程第111号)第2条に規定する相談料金を納付しなければならない。

(事務)

第13条 相談室に関する事務は、教育学部事務部において処理する。

(その他)

第14条 この内規に定めるもののほか、相談室に関し必要な事項は、研究科長が別に定める。研究科委員会は、研究科長の求めに応じて、審議し、意見を述べることができる。

附則

- 1 この規則は、令和2年9月11日から施行し、令和2年4月1日から適用する。
- 2 この内規施行の際,現に信州大学大学院教育学研究科心理教育相談室内規第4条に規定する相談室長及び相談員である者は、第6条及び第7条の規定にかかわらず,引き続き相談室長及び相談員としてその任期を継続する。

信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会内規(報告)

第1条 この内規は、信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室内規(令和2年9月10日総合人文社会科学研究科代議員会決定)第5条第2項の規定に基づき、信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会(以下「運営委員会」という。)の組織及び運営に関し必要な事項を定める。

(審議事項)

第2条 運営委員会は、次の各号に掲げる事項を審議する。

- 一 信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室(以下「相談室」という。)の 運営に関すること。
- 二 相談室の事業計画に関すること。
- 三相談室の予算及び決算に関すること。
- 四相談料金に関すること。
- 五 その他相談室の運営に関し必要な事項に関すること。

(組織)

第3条 運営委員会は、次の各号に掲げる委員をもって組織する。

- 一 相談室長
- 二 信州大学大学院総合人文社会科学研究科総合人文社会科学専攻に所属する専任教員 のうちから選出された者3人
- 三 その他相談室長が必要と認める者若干名

- 2 前項第2号に規定する委員の任期は、2年とする。ただし、再任を妨げない。
- 3 第1項第2号に規定する委員に欠員が生じた場合の後任の委員の任期は、前任者の残任期間とする。

(委員長)

- 第4条 運営委員会に委員長を置き、相談室長をもって充てる。
- 2 委員長は、運営委員会を招集し、その議長となる。
- 3 委員長に事故があるときは、委員長があらかじめ指名した委員が、その職務を代行する。

(議事)

- 第5条 運営委員会は、委員の過半数の出席がなければ、議事を開くことができない。
- 2 運営委員会の議事は、出席委員の過半数をもって決し、可否同数のときは、議長の決するところによる。

(委員以外の者の出席)

第6条 運営委員会が必要と認めたときは、運営委員会に委員以外の者の出席を求め、その意見を聴くことができる。

(庶務)

第7条 運営委員会の庶務は、教育学部事務部において処理する。

(雑則)

第8条 この内規に定めるもののほか、運営委員会の運営に関し必要な事項は、別に定める。

附則

この内規は、令和2年9月11日から施行し、令和2年4月1日から適用する。

2 令和3年度心理教育相談室構成員

相談員: 奥村真衣子, 上村惠津子, 篠田直子, 島田英昭, 下山真衣, 高橋知音(室長), 高橋 史, 茅野理恵, 永松裕希, 水口 崇, 三谷絵音, 宮地弘一郎, 三和秀平, 向井秀文相談研修員: 総合人文社会科学研究科心理学分野臨床心理学コース大学院生

事務: 髙栁正恵

3 令和3年度心理教育相談室運営委員会構成員

高橋知音(委員長), 篠田直子, 高橋 史, 茅野理恵, 水口 崇, 向井秀文

4 心理教育相談室の業務

(1)相談業務

①外来クライエントに対する相談

相談受付は平日の午前 10 時 30 分から午後 14 時 30 分まで。受付電話番号は、026-238-4038。 面接は月曜日から金曜日(祝祭日を除く)の午前 9 時から午後 17 時まで行っている。

②相談受理および面接展開

次のステップで進める。

- a. 原則として心理教育相談室にて、事務局がクライエントからの電話申し込みにて相談を 受けつける。その際「1週間程度で心理教育相談室から返事をする」と応える。
- b. その後、事務局から相談員に受諾またはスーパーバイズの可否を問い合わせる。
- c. スーパーバイズが可の場合、相談室研修員にスーパーバイザーを連絡し、受諾の可否を 問い合わせる。相談担当者は直接相談申込者に連絡をし、面接設定を行う。なお相談担 当者が相談室研修員(大学院生)の場合は、原則としてインテークは相談室研修員陪席 下でスーパーバイザーが行い、次回からどのような形態で相談をするかを面接申込者と 話し合い決める。
- d. その結果, 相談の形態は次の4つの形態になることが予想される。
 - 1. 相談員が直接相談を担当する。
 - 2. 相談室研修員がスーパーバイザーについて相談を担当する。
 - 3. 相談員と相談室研修員が同時に面接を担当する(例:親子並行面接の場合,相談員が 保護者の相談を受け、相談室研修員が子どもの遊戯療法を担当する)
 - 4. 学部長により相談員として委嘱された上記相談員以外の臨床心理相談に関する学識及び臨床経験を有する者が直接相談を担当する。

③相談料金

初回面接・家族面接等が 3,000 円, 継続面接等が 2,000 円, 心理検査が 1,000 円~3,000 円とする。

(2)教育業務

①総合人文社会科学研究科心理学分野臨床心理学コース在籍の大学院生に対する研修

臨床心理士養成ならびに公認心理師養成カリキュラムに沿って、相談研修員(臨床心理学コース在籍の大学院生)に対する教育研修を行う。具体的には、相談研修員は毎月1回程度実施する事例検討会への参加、および個別のスーパービジョンを受けることにより教育研修を深める。

(3)地域への成果の還元

①『信州心理臨床紀要』の発行

心理教育相談室の成果を公刊し、他大学心理教育相談室および相談機関に送付する。こ

のとき送付先の大学相談室発行紀要の送付を依頼する。紀要の交換により、他大学相談室 および相談機関との交流・連携を図っていく。当面、『信州心理臨床紀要』は年1回とする。 そのため編集委員会を設置する。編集委員長のもとで、編集計画、執筆依頼、出版に関す る実務、講演の記録・編集 [相談室研修員が担当]、校正 [執筆者に依頼] 等の業務を進め る)。編集委員長は心理教育相談室関係教員の互選により決める。当面その任期は 2 年と する。ただし再任を妨げない。

(4) 広報活動

①「心理教育相談室」ホームページの運営

以下の URL において運営を行っている。

https://www.shinshu-u.ac.jp/faculty/education/course/psychology/soudan.html

5 連絡先

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室

380-8544 長野市西長野6-口

電話: 026-238-4038

メール: e-sodan@shinshu-u. ac. jp

(文責 高橋知音)

令和3年度心理教育相談室活動報告

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室(以下「相談室」)における,令和3年4月1日~令和4年3月31日までの活動の概要について報告する。

I 相談室の歩み

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室は、当初教育学部教育相談室として平成 12 年 4 月 1 日に発足した。教育学部の地域サービスの一環として設置されたこともあり、開設当初は教育臨床領域の相談が多かった。

平成14年4月1日,大学院教育学研究科学校教育専攻臨床心理学専修の設置にあわせて,旧教育相談室は大学院教育学研究科心理教育相談室として新しい活動を始めることとなった。学内規程上学部に位置づけられていた心理教育相談室は,同年12月4日に大学院研究科委員会において同年4月1日に遡って正式に大学院実習施設として認定された。これにより,相談活動領域は教育臨床のみならず医療,福祉,産業領域へと広がった。

なお、平成 16 年度より信州大学大学院教育学研究科学校教育専攻臨床心理学専修は、 財団法人日本臨床心理士資格認定協会の指定する第1種大学院と認定され、臨床心理士養 成のために特化した大学院となっている。また、平成 16 年 10 月には北西校舎を改装した 相談室が完成し、施設・設備面の環境が整った。

平成 19 年 1 月には相談の有料化が図られた。これに伴い、学部会計係との連携の基、 経理面での手続きも整備された。

令和2年4月1日,総合人文社会科学研究科の設置にあわせて,相談室は信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室となった。

令和4年3月1日現在,心理教育相談室構成員として,専任教員・特任教員(相談員)は13名,内7名は臨床心理士資格取得者である。相談研修員は,大学院2年生の人数が9名,1年生が11名で,計20名となっている。以上に加え,事務局1名,総計34名で相談業務にあたった。

Ⅱ 令和3年度の相談活動

① ケース総数

ケース総数は、73 件であった(表1)。昨年度と比較すると、新規ケースは増加した。 内訳は、カウンセリング・心理療法を中心とする臨床心理面接が57件、親面接を中心とする心理教育相談が11件、専門家を対象とする教育指導面接は4件心理検査は1件であっ た。

② 年齢および性別ケース件数

年齢及び性別ケース件数を表 2 に示した。新規ケースでは、昨年度にくらべ幅広い年代にわたっていた。

③相談内容の内訳

相談内容の内訳と、ケース件数を表3に示した。

相談内容は多岐にわたるが、臨床心理面接では、自己理解、家族関係に関わる相談がやや 多く見受けられた。

③ 延べ面接回数

表 4 に延べ面接回数を示した。昨年度と比較すると,延べ面接回数は 366 回から 494 回 と増加した。1 月,2 月に新型コロナ感染症の感染者数増加に伴い閉室期間があったため 相談件数が減ったものの、それ以外の月では 10 月を除いて相談件数が増加した。

内訳を見てみると, 臨床心理面接が 359 回, 次いで心理教育相談 73 回であった。月別 の面接回数は, 11 月, 12 月, 3 月が多かった。

	臨床心理面接 (カウンセリング・ 心理療法)	心理教育相談 (親面接)	教育指導面接 (専門家へのコンサル テーション)	心理検査 (アセスメント)	計
前年度からの 継続ケース	25	6	0	0	31
今年度からの 新規ケース	32	5	4	1	42
計	57	11	4	1	73

表1 ケース総数

表2 年齢および性別ケース数

	年齢	0~3	4~6	7 ~ 12	13~15	16~18	19~22	23~30	31~35	36~40	41~50	51~	計
前年度からの 継続ケース	男		1	1	1	3		2		1	1	1	11
	女				1	3		2		1	9	4	20
今年度からの 新規ケース	男			1	2	2	1	1	2	2		1	12
	女			3	2	2	3	3	2	4	7	4	30
計		0	1	5	6	10	4	8	4	8	17	10	73

表3 相談内容内訳とそれに対応するケース数

臨床心理面接		心理教育面接		教育指導面接		心理検査		
相談内容	件数	相談内容	件数	相談内容	件数	検査内容	件数	
不登校	6	不適応	3	職場での子供への関わり方	0	WISC	0	
自己理解	11	盗癖	0	子供の療育	0	WAIS	2	
社会不適合	2	不登校	1	その他	4	K-ABC	0	
情緒不安定	6	学習上の障害	0			田中ビネー	0	
対人関係	6	言語障害	0			性格検査	0	
脳外傷・機能障害	0	発達障害	2			その他	0	
うつ	1	親子関係	1					
家族関係	8	担任との関わり	0					
発達障害	3	その他	4					
言語障害	0							
その他	13							
計	56	計	11	計	4	計	2	

表4 延べ面接回数

R. 3年4月~R. 4年3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	1月	2月	3月	計
受理面接 (インテーク)	3	2	3	2	2	2	8	2	3	3	1	5	36
臨床心理面接 (カウンセリング・心理療法)	32	26	36	34	26	31	26	43	41	19	6	39	359
心理教育面接 (親面接)	6	6	8	6	5	5	6	6	6	7	3	9	73
教育指導面接 (専門家へのコンサルテーション)	0	2	2	3	2	2	2	5	3	2	1	1	25
心理検査 (アセスメント)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
計	41	36	49	45	35	40	42	56	53	31	11	55	494

R. 4年3月末現在

(文責 高橋 知音)

信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室紀要『信州心理臨床紀要』編集要項

2021年3月5日信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会制定

- 1. 掲載論文
- (1) 『信州心理臨床紀要』は、臨床心理学およびその関連領域に関する論文等(以下「論文」とする。) を掲載する。
- (2)論文は、原則として未公刊のものとするが、編集委員会が特に認めたものはこの限りでない。
- (3)論文は、被験者やクライエントのプライバシーに十分配慮し、日本心理臨床学会倫理基準、日本心理学会倫理規程等に従ったものとする。
- (4)論文の掲載の可否は編集委員会で決定する。
- (5)論文の著作権は著者に帰属する。著者は論文の投稿に際して当該論文を複製する権利(複製権)及び公開する権利(公衆送信権)を編集委員会に許諾したものとする。
- 2. 投稿資格
- (1)信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室規則に定める相談員
- (2)その他,編集委員会が特に認めた者
- 3. 執筆要項
- (1)論文体裁は、心理臨床学研究(日本心理臨床学会)、心理学研究(日本心理学会)等に準拠するものを別に定める。
- (2)論文の分量には特に制限を加えない。
- (3)掲載にあたって著作権者の了承が必要な内容を含む場合、著者の責任で解決しておく。
- 4. 編集及び発行
- (1) 『信州心理臨床紀要』の編集及び発行に関する事項は編集委員会で決定する。
- (2)編集委員会は、信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室規則に定める相談員 5 名以上で構成し、互選により編集委員長を選出する。
- (3)発行はインターネット上で行う。
- (4)年1回, 6月に発行する。
- 5. その他
- (1)この要項の変更は、信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会の承認を得るものとする。

編集委員(令和3年度)

島田英昭(編集委員長)

篠田直子 高橋知音 高橋史 茅野理恵 水口崇 三和秀平 向井秀文

信州心理臨床紀要 第 21 号 ISSN 2436-326X 2022 年 6 月 1 日発行編集・発行:信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室 〒380-8544 長野市西長野 6 のロ 信州大学教育学部