

<原著>

## 中学生における情動伝染とスクール・モラルが 過剰適応傾向に及ぼす影響

下崎まな佳 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

過剰適応は精神的健康や適応感との関連性、とりわけ負の影響を及ぼす可能性が高い。本研究では、中学生を対象とし、精神的健康に影響を及ぼしている「過剰適応」と「情動伝染」、教師の側から生徒の援助ニーズが発見できる「スクール・モラル」との関連を検証した。怒り伝染や悲しみ伝染といった、情動伝染における「ネガティブ感情の伝染」が高まると、過剰適応傾向も高まることが明らかになった。さらに友人との関係、教師との関係、学級との関係といった「他者との関わり」についての項目が高まると、自己抑制、自己不全感が弱まるということが明らかになった。

キーワード：過剰適応，中学生，情動伝染，自己制御，自己不全感

### はじめに

欧米では、“subjective overachievement”という現象が知られている。Oleson, Poehlmann, Yost, Lynch and Arkin (2000) は、自信喪失が成果への関心と結びついた時の効果に注目し、この関連が“subjective overachievement”という現象に繋がると主張する。本邦で“subjective overachievement”の類似概念として取り上げられているのは「過剰適応」である。石津・安保(2008)によれば、過剰適応とはその名のとおり「行き過ぎた適応」のことで、過剰適応は、“subjective overachievement”における成果のための過剰な努力という見方だけではなく、社会集団への過剰な適応努力という対人関係の視点を含むと考えられる。実際、過剰適応は、石津・安保(2007)において「両親や友人、教師といった他者から期待されている役割・行為に対し、自分の気持ちは後回しにしてでもそれらに答えようとする傾向」、益子(2009)において「自分の気持ちは後回しにしてでも、他者から期待された役割や行為に答えようとする傾向」と定義されている。加えて、本邦で進められている過剰適応研究においては、対人関係上の行き過ぎた適応として捉えられる場合が多いということが指摘されている(益子, 2009)。石津・安保(2008)でも、過

剰適応は無理をし過ぎていたり、頑張り過ぎていたりする状態というイメージが先行しがちであることに言及し、過剰適応を、無理をしがちであるという個人の性格特徴と捉えるのか、環境からの期待に完全に近い形で従うために行う適応方略として捉えるのかとの議論を展開している。過剰適応の概念構造として、桑山（2003）では、過剰適応に「自分自身に対する自信のなさ」や「周囲からの左右されやすさ」などの「対自的側面」と、周囲に良い印象を与えて認められる存在になろうとする他者志向的な態度を中心とした「対他側面」が見られるとの見解を示している。また、石津・安保（2008）により、過剰適応の「内的側面」は過剰適応傾向の者が示す自己抑圧的な性格特徴から構成され、「外的側面」は個人が外的に適応していることを示すために取る行動や、外的適応を維持あるいは上昇させるための適応方略から構成されることが明らかとなっている。すなわち、石津・安保（2008）で言及された、過剰適応を「個人の性格特徴」と「適応方略」の2側面から捉える視点が、実証的にも認められていると言えよう。

北村（1965）によれば、「外的適応」とは、一般に社会的・文化的環境への適応であり、文化規準や社会の要求、職場の期待などに適応することを示す。一方、「内的適応」とは、内外様々の事態に直面する中で、内面的に幸福感と満足感を経験し、心的状態が安定した過程にある場合を指す。加えて、一般に適応が良いと言われるときには、「外的適応」も「内的適応」も共に良いことを意味すると北村（1965）は述べる。そして、桑山（2003）によれば、過剰適応の「適応」とは外的適応の面に相当し、過剰適応的とは、外的適応が過剰なために内的適応が困難に陥っている状態としている。重ねて、過剰適応的な態度は、周囲に同調し、摩擦を回避するという意味では外的適応を促すものであるが、自分の心の中に生じた「生の感情」に向き合うことを妨げるという点では、内的適応に歪みを生じさせるものであると結論づけている。

小林・古賀・早川・中嶋（1994）によると、心身症患者は真面目、仕事中毒、模範的、頑張り屋、他人に気を遣う、自己犠牲的などと表現されるように、感情表現を抑制し、過剰適応を行うとされている。峰松（1999）はうつ病と過剰適応との関連に言及する中で、部下に任せても結局は自分が全部やらないと気が済まず、円満な対人関係を維持せんがために「ノー」と言えず自分の方が折れてばかりで、思い切って「ノー」とは言ったものの後悔することしきりであれば、いつか疲れ果て、倒れてしまうのは当然だとする。そして、このような度を過ぎた適応を過剰適応と言うと表現している。風間・平石（2018）は、不適応や精神障害を呈する青年や成人の中には、周囲に適応しようとするあまり、自らの欲求や気持ちを抑えてしまう「過剰適応」状態の者がいると述べている。また、石津（2006）においても、社会的に適応していると見受けられる人が心理的問題を表出する状態に触れている。そして、こうした問題を抱える人の中には、内面を押し殺し、表面上適応的に振る舞う傾向があり、このような適応行動は「過剰適応」と呼ばれているとする。うつ病になると、自責的になり自己評価の低下を引き起こしたり、不安感を訴えたりし、「白黒思考」

や「自己批判」などのうつ的思考パターンに陥っている（大野・NPO 法人地域精神保健福祉機構・コンボ, 2011）。この特徴は、石津・安保（2008）で言及された、過剰適応傾向の者が示す自己抑圧的な性格特徴に含まれる「自己不全感」と関連性を持つと推測されよう。実際、風間（2015）は大学生を対象に研究を行い、抑うつに直接的な関連性を示すのは、個人の外的適応を促す他者志向的な過剰適応行動よりも、自己不全感、または、自分の気持ちを無理に抑制してしまう自己抑制といった個人の心理的不適応に関わる要因であることを確認している。過剰適応は精神的健康に影響を及ぼすこと、特にネガティブに作用する要因となっている可能性が高いことが、実証的に示されてきている。併せて、過剰適応には2つの側面があるゆえに、「外的側面」と「内的側面」のそれぞれが異なる影響を与えることも示唆されていると言えよう。

また、王（2017）は日中両国の中学生を対象に、性差と学年差によって日中の過剰適応傾向を検討し、両国の共通点として、女子が男子より過剰適応傾向が高いことを明らかにしている。併せて、過剰適応の他者配慮において、日本では学年差が見られなかったが、中国では中学3年生より、中学1年生の方が周囲の人に気を遣う傾向があると示唆している。すなわち、過剰適応は日本だけではなく中国でも見られる現象であるが、その内実には共通点と相違点の双方が確認できる。

ところで、本邦における精神的健康に関しては、厚生労働省（2020b）の「令和2年患者調査」によると、精神及び行動の障害について、令和2（2020）年の総患者数は約503万人となっている。その内訳として、入院患者総数は約236万人と減少傾向だが、外来患者総数は約266万人と増え続けている状態である。厚生労働省自殺対策推進室・警察庁生活安全局生活安全企画課（2022）の「令和3年中における自殺の状況」によると、令和3（2021）年の自殺者数は2万1,007人となり、対前年比で見ると74人減少している。男女別の自殺者を考えると、男性は12年連続で減少しているのに対し、女性では2年連続の増加となっている。対前年比で、男性は116人の減少、女性は42人の増加である（厚生労働省自殺対策推進室・警察庁生活安全局生活安全企画課, 2021）。原因・動機別自殺者数として見ると、精神的健康の問題に関わる人数は約6,000人で、全体のおよそ3割を占めている（厚生労働省自殺対策推進室・警察庁生活安全局生活安全企画課, 2022）。総患者数、自殺者数ともに、数字としては減少しているところも見られるが、その一方で増加している部分があるのも事実で、依然として精神的な不健康が高い水準を記録していることは明らかであり、精神的健康が本邦にとって大きな課題となっていると言えよう。

精神的健康に影響を及ぼす要因としては、「情動伝染」も挙げることができる。日常生活において、楽しそうに笑っている人を見て自分も明るい気持ちになったり、悲しい目にあった友人の話を聞いて自分も暗い気持ちになったりするなど、他者の特定の感情表出を知覚することによって、自分自身も同じ感情を経験する現象は「情動伝染（emotional contagion）」と呼ばれる（木村・余語・大坊, 2007）。Doherty（1997）では、情動伝染尺

度 (The Emotional Contagion Scale : ECS)を作成し、他尺度との比較を行ったところ、反応性、感情性、他者への感受性、社会的機能、自尊感情と正の相関関係、疎外感や自己主張、情動の安定性と負の相関関係を示すことを確認している。木村ら (2007) は、Doherty (1997) の研究で、情動伝染尺度を 1 因子の単次元で捉えた場合に、情動伝染が自尊感情と正、疎外感や情動の安定性と負の関係を示したことに言及し、他者と感情を共有することが必ずしも適応的であるとは限らないと述べている。Costanza, Derlega & Winstead (1988) によれば、ストレスとなる出来事を前にした友人同士が、その出来事に関する自分自身の感情について語り合うことで、否定的な感情が高まるとのことである。そして、木村ら (2007) は、Doherty (1997) の情動伝染尺度 (ECS) から日本語版情動伝染尺度を作成し、「怒り伝染」や「悲しみ伝染」のようなネガティブ感情の伝染は精神的健康を阻害する一方、「喜び伝染」のようなポジティブ感情の伝染は精神的健康を促進しているとの結果を示す。加えて、古賀・岡田 (2019) によれば、情動感染傾向が高い個人が主観的適応感を感じやすい一方で、緊張や不安を喚起しやすい個人は個人的苦痛に陥り、結果的に不適応となる者がいることを示唆している。古賀・岡田 (2019) での「情動感染」は、情動伝染と同じく「Emotional Contagion」の訳語として用いられている。

また、長屋・杉浦 (2013) では、過剰適応と情動伝染との関連について言及されている。そして、男性は過剰適応の状態になると、他者によく思われたいという気持ちが強まった時に、他者の怒りや悲しみといったネガティブな感情に敏感になるという傾向があり、女性は過剰適応の状態になると、怒りに対する敏感さを強め、実際に他者の情動を読み取る際には、他者の強い情動を弱く読み取る傾向が見られることを明らかにしている。併せて、過剰適応は他者の感情表出に対する感受性 (情動伝染) に影響を与えること、さらに、女性の過剰適応の高さは、実際の情動の読み取りにも影響すると示唆されることに触れている。

### 中学生の精神的健康について

風間・平石 (2018) は、青年期は様々な不適応問題が生じやすい時期であり、近年その青年期の精神的健康の低さを裏づけるエビデンスが蓄積していると述べる。石津・安保 (2007) においても、思春期は第 2 の分離個体化の時期とも言われ、心身ともに著しい成長を遂げる時期であり、子どもから大人の過渡期ゆえに不安定さが特徴だと言及されている。併せて、子どもたちはそのような不安定さを抱えながらも成長していくため、思春期危機という言葉に表されるように、精神疾患の好発期であることにも触れている。実際、思春期の精神的健康に関するデータとしては、精神および行動の障害について、令和 2 (2020) 年の 10~19 歳の総患者数は約 30 万人であり、平成 29 (2017) 年と比べ約 15 万人も増加していると示すものがある (厚生労働省, 2020a ; 厚生労働省, 2019)。加えて、令和 3 (2021) 年の 10~19 歳の自殺者は 749 人で、対前年比で見ると 28 人減少してはいるものの、依然として高い水準と言えよう (厚生労働省自殺対策推進室・警察庁生活安全局生

活安全企画課, 2022;厚生労働省自殺対策推進室・警察庁生活安全局生活安全企画課, 2021)。また、文部科学省 (2022) の「令和3年度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」によると、小学校～高校までの不登校者数は約30万人で、対前年比で約6万人の増加である。中でも、不登校の中学生は約16万人で半数以上を占めるうえ、在籍生徒数における割合としても、小学校における1.3%と高校の約1.7%に比べ、中学校では約2.6%とのデータがあり、高い水準を記録している。

石津・安保 (2007) においては、中学生と一部その保護者も対象とした研究で、過剰適応傾向と抑うつ傾向との関連性が認められ、個人が環境に過剰に適応することで個人の抑うつ傾向が高まることを示している。併せて、過剰適応的で外部からは適応しているように見える子どもに関しても、抑うつ傾向のリスクがあると考えられることが実証的に示され、抑うつ傾向の高い子どもであっても保護者からは適応していると見なされているケースが多く存在していることに言及している。益子 (2009) は高校生を対象とした研究によって、過剰適応的な特徴が、抑うつや強迫、対人恐怖や不登校に繋がり得ること、過剰適応傾向の高い群は、臨床群とほぼ同等の精神的健康に関する問題を抱えている可能性があること、過剰適応の内、「自己不全感」が低いパターンを示すものは比較的健康であることが明らかになっている。加えて、石津・安保 (2008) では、中学生を対象とした研究から、過剰適応の内的側面は学校適応感およびストレス反応に負の影響を及ぼすが、適応方略として捉えられる外的側面は学校適応感を支える一方で、ストレス反応にも正の影響を与えたとの結果が示されている。青年期、特に青年期前期と分類される思春期は心身ともに揺さぶられやすい時期であり、種々の問題が表面化してくると考えられる。そして、中学生という年代は、より多くの人々が健康に関する課題に直面し、精神的不健康の状態を呈すタイミングとなっている可能性がある。それゆえ、中学生の生活の大半を占める学校や家庭において、彼らの現状をモニタリングし、いち早く問題を発見していく必要があるだろう。

中学生の精神的健康の問題に関連して、教師が中学生に一次的、二次的教育援助をする際に援助ニーズの高い分野が発見でき、援助の指針が得られるスクール・モラル尺度というものが開発されている (河村, 1999)。石隈 (1996) によると、一次的教育援助は、「すべての子ども」が持つ援助ニーズに対応するものであり、学習・発達面、心理・社会面、進路面において問題を持ち始めた子どもや、これから問題を持つことが心配される「一部の子ども」への援助を二次的教育援助と呼ぶ。二次的教育援助の目的は、子どもの問題が大きくなって子どもの成長を妨害しないようにすることだと石隈 (1996) は述べる。併せて、三次的教育援助の目的は、重大な援助ニーズを持つ「特定の子ども」が自分の持つ強さ (自助資源) や周りの援助資源を活用しながら、自分の問題に対処し学校生活を送れるよう援助することとしている (石隈, 1996)。松山・倉智 (1969) によると、スクール・モラル (school morale) とは、「学校の集団生活ないし諸活動に対する帰属度、

満足度、依存度などを要因とする児童・生徒の個人的、主観的な心理状態」を意味している、これはまた、学校への適応の程度を示すものとも考えることのできる概念である。併せて、スクール・モラルを構成する決定要因として、「学校への関心」、「級友との関係」、「学習への意欲」、「教師への態度」、「テストへの適応」を採り上げることにしている。すなわち、例えば友人関係のスクール・モラルが高い場合には、その個人は友人との関係において高い満足感を抱いており、友人関係において意欲的な関わりができていることを意味していると考えられるのだ（西村・櫻井, 2015）。河村（1999）は、現在の中学生のスクール・モラルを規定する要因と、それを測定するための内容が把握できれば、生徒1人ひとりを多面的に理解することができると考え、生徒を多面的に理解し、生徒個々の援助ニーズの必要な分野を発見できるスクール・モラル尺度の作成を行っている。その結果、中学生のスクール・モラルを規定する主要因は、「友人関係」、「学習意欲」、「教師との関係」、「学級との関係」、「進路意識」の5つであることが示唆されている。

人間にとって、「他者との関わり」のもたらす影響は大きい。山田・岡本（2006）は、他者の視点を想定した時の自己受容の自己認識、つまり、他者に受容されていると感じることによって達成される自己受容があり、他者に受け入れられる体験が安心感を生み、それが自己の受容に繋がると考える。桐田（1984）は、他者と共有される状況や定義の中で、それによってつくられる世界の一員と認められることが、個人に安心感を与えると述べる。併せて、自分自身を評価するためには他者に評価されることが必要となり、他者による拒絶に出会うことは、少なくとも拒絶に直面する状況に焦点づけられた中で、自らを評価する基準のどの側面も脅かされることに通じているとする。井上（2000）によると、教室にいる場合、見知らぬ人、先生、1人あるいは同級生と一緒にいるという順で、表出抑制が少なくなるという他者との関係による効果が示されている。ベネッセ教育研究所（1998）による中学生への調査では、「なぜ学校に来ているのか」への回答として「友だちに会えるから」が最も肯定率が高く、82.6%を占めるという結果があり、中学校生活には友人との関係が大きく影響していることが分かる。また、河村（1999）は、現在の中学生は学校（校則や校風を含めて）や学年、そして、部活動など学級集団内の枠を越えた集団にコミットしようという意識や関わりが少ないことが推測されると述べている。逆に言えば、中学生はより一層学級集団内での関わり、同じ学級に属する教師や友人との関係を重視しているようになっているのかもしれない。

そこで本研究では、様々な問題の表出がより多く見られる中学生を対象とし、精神的健康に影響を及ぼしている「過剰適応」と「情動伝染」、そして、中学生の生活の大部分を占める学校において、教師の側から生徒の援助ニーズの高い分野が発見でき、援助の指針が得られる「スクール・モラル」との関連を解明する。先行研究では調べられていない「情動伝染」の「過剰適応」への影響と、学校への適応感に留まらず、生徒に対する援助の方向性を定める指標としても活用できる「スクール・モラル」と「過剰適応」との関係を

調査していく。具体的には、「過剰適応」の各項目と「情動伝染」、「スクール・モラル」との関連を明らかにすることを目的としている。

## 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 576 名（男性 272 名、女性 278 名、その他 10 名、回答しない 16 名）の協力を得た。内訳は、1 年生 196 名（男性 91 名、女子 97 名、その他 3 名、回答しない 5 名）、2 年生 192 名（男性 92 名、女性 91 名、その他 2 名、回答しない 7 名）、3 年生 188 名（男性 89 名、女性 90 名、その他 5 名、回答しない 4 名）であった。また、全項目必須回答としたため、質問項目に未回答はなかった。

### 調査手続き

2022 年 10 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。

### 倫理的配慮

対象者には次の内容を説明し、インフォームド・コンセントを得た。以下に同意する者のみ、回答を進めてもらった。加えて、本研究は財団法人日本心理学会が研究倫理を定めた倫理規定を厳守して行った。それは (a) 自由意志に基づく参加を前提とする、(b) 承諾後の参加の取り止めを保証する、(c) 不参加・途中での参加中止による不利益がないことを保証する、(d) プライバシーを守り、データは研究代表者が厳重に管理する、(e) 研究以外の目的にデータを使用しないことを約束し厳守するである。

### 質問紙の構成

性別、学年、年齢について尋ねた後、以下の項目について回答を求めた。各尺度項目は、調査実施前に中学校の教員と話し合いを行い、生徒が理解できるような文章となるよう修正した。また、小学校では習わない漢字が使用されている部分については、その漢字の右隣に、括弧書きで読み仮名を加えた。例えば、「もしも私と話している相手が泣き出したら、私も涙（なみだ）がこぼれそうになってしまう」という形での表記とした。

**情動伝染** 中学生の他者の感情表出に対する感受性を測定するために、木村ら（2007）が Doherty（1997）の ECS を翻訳した 15 項目を、日本語版情動伝染尺度として使用した。但し、木村ら（2007）の研究から、国内における使用では、4 項目を削除した 11 項目を使用することが妥当であるとされている。そこで分析の際には、木村ら（2007）の知見を踏まえて 11 項目を分析対象とした。また、木村ら（2007）は、大学生を対象とした研究であったが、調査校との打ち合わせの中で、尺度の項目内容に対する指摘は特になく、文章の改編はほとんど行わなかった。「歯医者さんの待合室で怖がっている子どもの甲高い叫び声を聞くと、私も不安になってしまう」の項目のみ、生徒によりイメージしやすい表現とするため、歯医者さんの部分を病院に変更した。回答形式は、「いつもそうである（4 点）」

「たびたびある (3点)」、「めったにない (2点)」、「決してない (1点)」の4件法であった。

**スクール・モラル** 中学生の学校の集団生活や諸活動に対する主観的な評価を測定するために、河村 (1999) によるスクール・モラル尺度 (中学生用) 20項目を使用した。回答形式は、「非常にあてはまる (4点)」、「ややあてはまる (3点)」、「あまりあてはまらない (2点)」、「全くあてはまらない (1点)」の4件法であった。

**過剰適応傾向** 中学生の過剰適応傾向を測定するために、石津・安保 (2008) の青年期前期用過剰適応尺度 33項目を使用した。回答形式は、「非常にあてはまる (4点)」、「ややあてはまる (3点)」、「あまりあてはまらない (2点)」、「全くあてはまらない (1点)」の4件法であった。

## 結果

本調査では、質問紙の全項目必須回答としたため未回答はなく、回収率は100%であった。しかしながら、年齢の回答を求める項目において、中学1~3年生では存在し難い数値の記載がある等、回答の不備は見られた。そういった欠損値が含まれる人物の回答は除き、分析を行った。分析に使用した回答数は568名分であった (男性266名、女性276名、その他10名、回答しない16名)。内訳は、1年生194名 (男性89名、女子97名、その他3名、回答しない5名)、2年生188名 (男性88名、女性91名、その他2名、回答しない7名)、3年生186名 (男性89名、女性88名、その他5名、回答しない4名) であった。また、性差について検討する際には、性別をその他・回答しないとした26名分は除き、542名のデータを用いて分析を行った。表1, 2, 3に各尺度の記述統計を示した。

表1 日本語版情動伝染尺度各項目の記述統計

項目	度数				欠損値	平均値	標準偏差	尖度	歪度
	1	2	3	4					
1	98	263	180	27	0	2.239	0.790	-0.485	0.131
2	33	92	251	192	0	3.060	0.854	-0.140	-0.677
4	44	118	191	215	0	3.016	0.947	-0.684	-0.581
6	118	210	148	92	0	2.377	0.988	-0.978	0.202
7	81	187	217	83	0	2.532	0.910	-0.787	-0.080
9	90	128	169	181	0	2.776	1.063	-1.132	-0.340
10	87	145	184	152	0	2.706	1.025	-1.079	-0.245
11	51	108	219	190	0	2.965	0.940	-0.572	-0.581
12	132	182	148	106	0	2.401	1.039	-1.145	0.141
13	99	211	175	83	0	2.426	0.942	-0.875	0.113
14	93	172	173	130	0	2.599	1.014	-1.098	-0.081



表2 青年期前期用過剩適応尺度各項目の記述統計

項目	度数				欠損値	平均値	標準偏差	尖度	歪度
	1	2	3	4					
1	11	46	253	258	0	3.335	0.708	0.712	-0.910
2	13	113	299	143	0	3.007	0.737	-0.199	-0.356
3	14	94	282	178	0	3.099	0.754	-0.117	-0.511
4	50	190	204	124	0	2.708	0.906	-0.847	-0.104
5	30	170	243	125	0	2.815	0.835	-0.645	-0.188
6	23	143	231	171	0	2.968	0.846	-0.699	-0.344
7	56	230	218	64	0	2.511	0.821	-0.523	0.043
8	37	155	246	130	0	2.826	0.856	-0.594	-0.284
9	49	126	217	176	0	2.915	0.933	-0.687	-0.471
10	78	152	180	158	0	2.736	1.013	-1.061	-0.248
11	52	185	196	135	0	2.729	0.926	-0.907	-0.132
12	59	200	205	104	0	2.623	0.900	-0.796	-0.045
13	48	147	238	135	0	2.810	0.894	-0.649	-0.330
14	119	229	140	80	0	2.319	0.959	-0.841	0.290
15	41	124	227	176	0	2.947	0.903	-0.589	-0.487
16	30	96	217	225	0	3.121	0.873	-0.280	-0.716
17	22	83	224	239	0	3.197	0.827	-0.035	-0.794
18	17	59	215	277	0	3.324	0.779	0.546	-1.017
19	27	146	211	184	0	2.972	0.878	-0.789	-0.368
20	22	87	216	243	0	3.197	0.836	-0.118	-0.784
21	48	200	219	101	0	2.657	0.867	-0.709	-0.058
22	55	211	224	78	0	2.572	0.845	-0.605	-0.025
23	42	223	209	94	0	2.625	0.845	-0.687	0.061
24	48	174	239	107	0	2.713	0.867	-0.639	-0.192
25	97	260	152	59	0	2.305	0.873	-0.544	0.308
26	73	239	194	62	0	2.431	0.850	-0.586	0.120
27	72	234	204	58	0	2.437	0.840	-0.569	0.075
28	38	120	239	171	0	2.956	0.883	-0.493	-0.501
29	66	191	198	113	0	2.630	0.930	-0.876	-0.074
30	46	200	210	112	0	2.683	0.880	-0.781	-0.054
31	167	228	122	51	0	2.100	0.927	-0.629	0.479
32	68	199	191	110	0	2.604	0.931	-0.887	-0.029
33	144	241	119	64	0	2.181	0.939	-0.648	0.451

表3 スクール・モラル尺度（中学生用）各項目の記述統計

項目	1	2	3	4	欠損値	平均値	標準偏差	尖度	歪度
1	5	28	154	381	0	3.604	0.626	2.164	-1.548
2	4	19	90	455	0	3.754	0.544	5.977	-2.399
3	24	101	232	211	0	3.109	0.841	-0.308	-0.637
4	10	20	130	408	0	3.648	0.636	4.249	-2.011
5	18	78	290	182	0	3.120	0.756	0.237	-0.645
6	15	43	151	359	0	3.504	0.749	1.747	-1.504
7	8	41	277	242	0	3.326	0.670	0.638	-0.773
8	22	124	255	167	0	2.998	0.818	-0.454	-0.424
9	95	171	182	120	0	2.576	1.002	-1.060	-0.077
10	65	145	199	159	0	2.796	0.976	-0.918	-0.324
11	11	56	280	221	0	3.252	0.709	0.446	-0.732
12	26	73	219	250	0	3.220	0.839	0.167	-0.900
13	16	38	228	286	0	3.380	0.734	1.263	-1.162
14	27	84	242	215	0	3.136	0.836	-0.023	-0.749
15	16	50	198	304	0	3.391	0.764	0.935	-1.174
16	31	117	290	130	0	2.914	0.804	-0.126	-0.475
17	45	108	163	252	0	3.095	0.971	-0.630	-0.713
18	39	118	199	212	0	3.028	0.925	-0.632	-0.579
19	60	140	188	180	0	2.859	0.984	-0.926	-0.384
20	66	171	213	118	0	2.674	0.932	-0.843	-0.175

過剰適応と情動伝染についての検討

過剰適応と情動伝染の関連を検討するため、青年期前期用過剰適応尺度の各下位尺度を目的変数、日本語版情動伝染尺度の各下位尺度を説明変数とした重回帰分析を行った。表4, 5に各変数の平均値、標準偏差を示す。

表4 青年期前期用過剰適応尺度における各変数の平均値、標準偏差

青年期前期用過剰適応尺度 (n = 568)					
	他者配慮	期待に沿う努力	人からよく思われたい欲求	自己抑制	自己不全感
Mean	2.9085	2.7256	3.1623	2.5342	2.5258
SD	0.5222	0.6625	0.6473	0.6382	0.6950

表5 日本語版情動伝染尺度における各変数の平均値、標準偏差

日本語版情動伝染尺度 (n = 568)				
	愛情伝染	怒り伝染	喜び伝染	悲しみ伝染
Mean	2.5182	2.5546	3.0123	2.6180
SD	0.8785	0.7576	0.7951	0.7191

「過剰適応における他者配慮」において、他者配慮を従属変数とし、情動伝染の4つの下位尺度、愛情伝染、怒り伝染、喜び伝染、悲しみ伝染を独立変数とした主効果モデルを構築し、ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「他者配慮＝愛情伝染＋怒り伝染＋喜び伝染＋悲しみ伝染」について、情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果、「他者配慮＝怒り伝染＋喜び伝染＋悲しみ伝染」のモデルが得られた。表 6 に、選出された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 6 他者配慮と情動伝染における偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	1.8123	0.0978	18.5319	$p < .001$
怒り伝染	0.1627	0.0284	5.7323	$p < .001$
喜び伝染	0.1209	0.0273	4.4338	$p < .001$
悲しみ伝染	0.1209	0.0319	3.7926	$p = .0002$

分析の結果、決定係数  $R^2 = 0.191$  は有意であった ( $F(3,564) = 44.507, p < .001, f^2 = 0.237, 1-\beta = 1, adjusted R^2 = 0.187$ )。主効果については、怒り伝染の偏回帰係数が有意であり ( $b = 0.163, t(564) = 5.732, p < .001, \beta = 0.236$ )、怒り伝染が増加すると有意に他者配慮が増加することが見出された。また、喜び伝染の偏回帰係数も有意であり ( $b = 0.121, t(564) = 4.434, p < .001, \beta = 0.184$ )、喜び伝染が増加すると有意に他者配慮が増加することが見出された。悲しみ伝染の偏回帰係数も有意であり ( $b = 0.121, t(564) = 3.793, p < .001, \beta = 0.166$ )、悲しみ伝染が増加すると有意に他者配慮が増加することが見出された。

「過剰適応における期待に沿う努力」において、期待に沿う努力を従属変数とし、情動伝染の4つの下位尺度、愛情伝染、怒り伝染、喜び伝染、悲しみ伝染を独立変数とした主効果モデルを構築し、ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「期待に沿う努力＝愛情伝染＋怒り伝染＋喜び伝染＋悲しみ伝染」について、情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果、「期待に沿う努力＝怒り伝染＋悲しみ伝染」のモデルが得られた。表 7 に、選出された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 7 期待に沿う努力と情動伝染における偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	1.7256	0.1119	15.4207	$p < .001$
怒り伝染	0.2688	0.0369	7.2778	$p < .001$
悲しみ伝染	0.1197	0.0389	3.0748	$p = .0022$

分析の結果、決定係数  $R^2 = 0.142$  は有意であった ( $F(2,565) = 46.849, p < .001, f^2 = 0.166, 1-\beta = 1, adjusted R^2 = 0.139$ )。主効果については、怒り伝染の偏回帰係数が有意であり ( $b = 0.269, t(565) = 7.278, p < .001, \beta = 0.307$ )、怒り伝染が増加すると有意に期待に沿う努力が増加することが見出された。また、悲しみ伝染の偏回帰係数も有意であり ( $b = 0.12, t(565) = 3.075, p = .002, \beta = 0.13$ )、悲しみ伝染が増加すると有意に期待に沿う努力が増加することが見出された。

「過剰適応における人からよく思われたい欲求」において、よく思われたい欲求を従属変数とし、情動伝染の4つの下位尺度、愛情伝染、怒り伝染、喜び伝染、悲しみ伝染を独立変数とした主効果モデルを構築し、ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「人からよく思われたい欲求 = 愛情伝染 + 怒り伝染 + 喜び伝染 + 悲しみ伝染」について、情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果、「人からよく思われたい欲求 = 怒り伝染 + 喜び伝染 + 悲しみ伝染」のモデルが得られた。表8に、選出された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8 人からよく思われたい欲求と情動伝染における偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	1.8186	0.1211	15.0193	$p < .001$
怒り伝染	0.2365	0.0351	6.7325	$p < .001$
喜び伝染	0.1360	0.0337	4.0306	$p = .001$
悲しみ伝染	0.1260	0.0395	3.1912	$p = .0015$

分析の結果、決定係数  $R^2 = 0.193$  は有意であった ( $F(3,564) = 45.036, p < .001, f^2 = 0.24, 1-\beta = 1, adjusted R^2 = 0.189$ )。主効果については、怒り伝染の偏回帰係数が有意であり ( $b = 0.236, t(564) = 6.732, p < .001, \beta = 0.277$ )、怒り伝染が増加すると有意に人からよく思われたい欲求が増加することが見出された。また、喜び伝染の偏回帰係数も有意であり ( $b = 0.136, t(564) = 4.031, p < .001, \beta = 0.167$ )、喜び伝染が増加すると有意に人からよく思われたい欲求が増加することが見出された。悲しみ伝染の偏回帰係数も有意であり ( $b = 0.126, t(564) = 3.191, p = .001, \beta = 0.14$ )、悲しみ伝染が増加すると有意に人からよく思われたい欲求が増加することが見出された。

「過剰適応における自己抑制」において、自己抑制を従属変数とし、情動伝染の4つの下位尺度、愛情伝染、怒り伝染、喜び伝染、悲しみ伝染を独立変数とした主効果モデルを構築し、ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「自己抑制 = 愛情伝染 + 怒り伝染 + 喜び伝染 + 悲しみ伝染」について、情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果、「自己抑制 = 怒り伝染」のモデルが得られた。表9に、選出された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9 自己抑制と情動伝染における偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	2.0583	0.0920	22.3712	$p < .001$
怒り伝染	0.1863	0.0345	5.3955	$p < .001$

分析の結果、決定係数  $R^2 = 0.049$  は有意であった ( $F(1,566) = 29.111$ ,  $p < .001$ ,  $f^2 = 0.051$ ,  $1-\beta = 1$ ,  $adjusted R^2 = 0.047$ )。主効果については、怒り伝染の偏回帰係数が有意であり ( $b = 0.186$ ,  $t(566) = 5.396$ ,  $p < .001$ ,  $\beta = 0.221$ )、怒り伝染が増加すると有意に自己抑制が増加することが見出された。

「過剰適応における自己不全感」において、自己不全感を従属変数とし、情動伝染の4つの下位尺度、愛情伝染、怒り伝染、喜び伝染、悲しみ伝染を独立変数とした主効果モデルを構築し、ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「自己不全感 = 愛情伝染 + 怒り伝染 + 喜び伝染 + 悲しみ伝染」について、情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果、「自己不全感 = 怒り伝染 + 喜び伝染」のモデルが得られた。表 10 に、選出された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10 自己不全感と情動伝染における偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	2.1932	0.1312	16.7110	$p < .001$
怒り伝染	0.2730	0.0377	7.2323	$p < .001$
喜び伝染	-0.1211	0.0360	-3.3662	$p = .0008$

分析の結果、決定係数  $R^2 = 0.09$  は有意であった ( $F(2,565) = 27.816$ ,  $p < .001$ ,  $f^2 = 0.098$ ,  $1-\beta = 1$ ,  $adjusted R^2 = 0.086$ )。主効果については、怒り伝染の偏回帰係数が有意であり ( $b = 0.273$ ,  $t(565) = 7.232$ ,  $p < .001$ ,  $\beta = 0.298$ )、怒り伝染が増加すると有意に自己不全感が増加することが見出された。また、喜び伝染の偏回帰係数も有意であり ( $b = -0.121$ ,  $t(565) = -3.366$ ,  $p < .001$ ,  $\beta = -0.138$ )、喜び伝染が増加すると有意に自己不全感が減少することが見出された。

#### 過剰適応とスクール・モラルについての検討

過剰適応とスクール・モラルの関連を検討するため、青年期前期用過剰適応尺度の各下位尺度を目的変数、スクール・モラル尺度（中学生用）の各下位尺度を説明変数とした重回帰分析を行った。表 11 に各変数の平均値、標準偏差を示す。

表 11 スクール・モラル尺度（中学生用）における各変数の平均値，標準偏差

スクール・モラル尺度（中学生用）（n=568）					
	友人との関係	学習意欲	教師との関係	学級との関係	進路意識
Mean	3.5286	3.2368	2.9608	3.2051	2.9142
SD	0.5000	0.5615	0.7009	0.6166	0.7574

「過剰適応における他者配慮」において，他者配慮を従属変数とし，スクール・モラルの5つの下位尺度，友人との関係，学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識を独立変数とした主効果モデルを構築し，ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「他者配慮＝友人との関係＋学習意欲＋教師との関係＋学級との関係＋進路意識」について，情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果，「他者配慮＝学習意欲＋学級との関係」のモデルが得られた。表 12 に，選出された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 12 他者配慮とスクール・モラルにおける偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	1.9480	0.1369	14.2314	$p < .001$
学習意欲	0.1783	0.0424	4.2075	$p < .001$
学級との関係	0.1196	0.0386	3.1014	$p = .002$

分析の結果，決定係数  $R^2 = 0.082$  は有意であった ( $F(2,565) = 25.215$ ,  $p < .001$ ,  $f^2 = 0.089$ ,  $1-\beta = 1$ ,  $adjusted R^2 = 0.079$ )。主効果については，学習意欲の偏回帰係数が有意であり ( $b = 0.178$ ,  $t(565) = 4.207$ ,  $p < .001$ ,  $\beta = 0.192$ )，学習意欲が増加すると有意に他者配慮が増加することが見出された。また，学級との関係の偏回帰係数も有意であり ( $b = 0.12$ ,  $t(565) = 3.101$ ,  $p = .002$ ,  $\beta = 0.141$ )，学級との関係が増加すると有意に他者配慮が増加することが見出された。

「過剰適応における期待に沿う努力」において，期待に沿う努力を従属変数とし，スクール・モラルの5つの下位尺度，友人との関係，学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識を独立変数とした主効果モデルを構築し，ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「期待に沿う努力＝友人との関係＋学習意欲＋教師との関係＋学級との関係＋進路意識」について，情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果，「期待に沿う努力＝進路意識」のモデルが得られた。表 13 に，選出された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 13 期待に沿う努力とスクール・モラルにおける偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	2.2573	0.1088	20.7452	$p < .001$
進路意識	0.1607	0.0361	4.4464	$p < .001$

分析の結果、決定係数  $R^2 = 0.034$  は有意であった ( $F(1,566) = 19.77, p < .001, f^2 = 0.035, 1-\beta = 0.994, adjusted R^2 = 0.032$ )。主効果については、進路意識の偏回帰係数が有意であり ( $b = 0.161, t(566) = 4.446, p < .001, \beta = 0.184$ )、進路意識が増加すると有意に期待に沿う努力が増加することが見出された。

「過剰適応における人からよく思われたい欲求」において、人からよく思われたい欲求を従属変数とし、スクール・モラルの5つの下位尺度、友人との関係、学習意欲、教師との関係、学級との関係、進路意識を独立変数とした主効果モデルを構築し、ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「人からよく思われたい欲求=友人との関係+学習意欲+教師との関係+学級との関係+進路意識」について、情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果、「人からよく思われたい欲求=学級との関係+進路意識」のモデルが得られた。表 14 に、選出された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 14 人からよく思われたい欲求とスクール・モラルにおける偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	2.2802	0.1535	14.8575	$p < .001$
学級との関係	0.1883	0.0450	4.1821	$p < .001$
進路意識	0.0956	0.0367	2.6096	$p = .0093$

分析の結果、決定係数  $R^2 = 0.057$  は有意であった ( $F(2,565) = 17.043, p < .001, f^2 = 0.06, 1-\beta = 1, adjusted R^2 = 0.054$ )。主効果については、学級との関係の偏回帰係数が有意であり ( $b = 0.188, t(565) = 4.182, p < .001, \beta = 0.179$ )、学級との関係が増加すると有意に人からよく思われたい欲求が増加することが見出された。また、進路意識の偏回帰係数も有意であり ( $b = 0.096, t(565) = 2.61, p = .009, \beta = 0.112$ )、進路意識が増加すると有意に人からよく思われたい欲求が増加することが見出された。

「過剰適応における自己抑制」において、自己抑制を従属変数とし、スクール・モラルの5つの下位尺度、友人との関係、学習意欲、教師との関係、学級との関係、進路意識を独立変数とした主効果モデルを構築し、ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「自己抑制=友人との関係+学習意欲+教師との関係+学級との関係+進路意

識」について、情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果、「自己抑制＝友人との関係＋教師との関係」のモデルが得られた。表 15 に、選出された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 15 自己抑制とスクール・モラルにおける偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	3.5385	0.1890	18.7226	$p < .001$
友人との関係	-0.1607	0.0575	-2.7955	$p = .0054$
教師との関係	-0.1477	0.0410	-3.6037	$p = .0003$

分析の結果、決定係数  $R^2 = 0.059$  は有意であった ( $F(2,565) = 17.852, p < .001, f^2 = 0.063, 1-\beta = 1, adjusted R^2 = 0.056$ )。主効果については、友人との関係の偏回帰係数が有意であり ( $b = -0.161, t(565) = -2.796, p = .005, \beta = -0.126$ )、友人との関係が増加すると有意に自己抑制が減少することが見出された。また、教師との関係の偏回帰係数も有意であり ( $b = -0.148, t(565) = -3.604, p < .001, \beta = -0.162$ )、教師との関係が増加すると有意に自己抑制が減少することが見出された。

「過剰適応における自己不全感」において、自己不全感を従属変数とし、スクール・モラルの 5 つの下位尺度、友人との関係、学習意欲、教師との関係、学級との関係、進路意識を独立変数とした主効果モデルを構築し、ステップワイズ増減法による回帰分析を行った。初期モデル「自己不全感＝友人との関係＋学習意欲＋教師との関係＋学級との関係＋進路意識」について、情報量規準 BIC を用いたモデル選択を行った結果、「自己不全感＝友人との関係＋教師との関係＋学級との関係」のモデルが得られた。表 16 に、選出された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 16 自己不全感とスクール・モラルにおける偏回帰係数の検討

	偏回帰係数	標準誤差	t値	有意確率
切片	4.2704	0.1978	21.5870	$p < .001$
友人との関係	-0.1970	0.0694	-2.8370	$p = .0047$
教師との関係	-0.1184	0.0450	-2.6302	$p = .0088$
学級との関係	-0.2181	0.0583	-3.7392	$p = .0002$

分析の結果、決定係数  $R^2 = 0.142$  は有意であった ( $F(3,564) = 31.069, p < .001, f^2 = 0.165, 1-\beta = 1, adjusted R^2 = 0.137$ )。主効果については、友人との関係の偏回帰係数が有意であり ( $b = -0.197, t(564) = -2.837, p = .004, \beta = -0.142$ )、友人との関係が増加すると有意に自己不全感が減少することが見出された。また、教師との関係



の偏回帰係数も有意であり ( $b = -0.118$ ,  $t(564) = -2.63$ ,  $p = .008$ ,  $\beta = -0.119$ ), 教師との関係が増加すると有意に自己不全感が減少することが見出された。学級との関係の偏回帰係数も有意であり ( $b = -0.218$ ,  $t(564) = -3.739$ ,  $p < .001$ ,  $\beta = -0.194$ ), 学級との関係が増加すると有意に自己不全感が減少することが見出された。

#### 青年期前期用過剰適応尺度の性差・下位尺度間の差の検討

性別、下位尺度間において青年期前期用過剰適応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「男性」、「女性」の2水準、「過剰適応の下位尺度」は「他者配慮」、「期待に沿う努力」、「人からよく思われたい欲求」、「自己抑制」、「自己不全感」の5水準であった。表17,18に、性別×過剰適応下位尺度の青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

表17 男性における青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値、標準偏差

男性 (n=266)					
	他者配慮	期待に沿う努力	人からよく思われたい欲求	自己抑制	自己不全感
Mean	2.8445	2.6348	3.1030	2.4447	2.3634
SD	0.5115	0.6520	0.6413	0.5988	0.6375

表18 女性における青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値、標準偏差

女性 (n=276)					
	他者配慮	期待に沿う努力	人からよく思われたい欲求	自己抑制	自己不全感
Mean	2.9891	2.8157	3.2326	2.6268	2.6727
SD	0.4914	0.6402	0.6320	0.6373	0.7077

性別を参加者間、過剰適応を参加者内に配置した2要因分散分析を行った結果、性別の主効果が有意であり ( $F(1,540) = 26.144$ ,  $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = 0.046$ ,  $1-\beta = 1$ ), 過剰適応の主効果が有意であり ( $F(4,2160) = 165.477$ ,  $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = 0.235$ ,  $1-\beta = 1$ ), 性別×過剰適応の交互作用も有意であった ( $F(4,2160) = 2.767$ ,  $p = .026$ ,  $\eta_p^2 = 0.005$ ,  $1-\beta = 0.98$ )。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、他者配慮において有意であり ( $F(1,540) = 11.279$ ,  $adjusted\ p = .001$ ,  $\eta_p^2 = 0.02$ ), また期待に沿う努力において有意であり ( $F(1,540) = 10.626$ ,  $adjusted\ p = .001$ ,  $\eta_p^2 = 0.019$ ), 人からよく思われたい欲求において有意であり ( $F(1,540) = 5.615$ ,  $adjusted\ p = .018$ ,  $\eta_p^2 = 0.01$ ), 自己抑制において有意であり ( $F(1,540) = 11.736$ ,  $adjusted\ p = .001$ ,  $\eta_p^2 = 0.021$ ), 自己不全感においても有意であった ( $F(1,540) = 28.512$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $\eta_p^2 = 0.05$ )。したがって、

他者配慮, 期待に沿う努力, 人からよく思われたい欲求, 自己抑制, 自己不全感において, 男性の平均値が女性よりも小さいことが見出された。

一方, 過剰適応の単純主効果は, 男性において有意であり ( $F(4,2160) = 98.428$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $\eta_p^2 = 0.154$ ), また女性においても有意であった ( $F(4,2160) = 69.279$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $\eta_p^2 = 0.114$ )。

多重比較を行った結果, 男性において, まず, 他者配慮が期待に沿う努力, 自己抑制, 自己不全感よりも有意に大きく (each,  $t(265) = 6.002$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(265) = 9.569$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(265) = 10.414$ ,  $adjusted\ p < .001$ ), 人からよく思われたい欲求の平均よりも有意に小さかった ( $t(265) = 6.962$ ,  $adjusted\ p < .001$ )。次に, 期待に沿う努力が人からよく思われたい欲求よりも有意に小さく ( $t(265) = 13.294$ ,  $adjusted\ p < .001$ ), 自己抑制, 自己不全感よりも有意に大きかった (each,  $t(265) = 4.051$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(265) = 5.583$ ,  $adjusted\ p < .001$ )。最後に, 人からよく思われたい欲求が自己抑制, 自己不全感平均よりも有意に大きく (each,  $t(265) = 13.31$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(265) = 14.147$ ,  $adjusted\ p < .001$ ), 自己抑制が自己不全感よりも有意に大きい傾向があった ( $t(265) = 1.902$ ,  $adjusted\ p = .058$ )。

また女性において, まず, 他者配慮が期待に沿う努力, 自己抑制, 自己不全感よりも有意に大きく (each,  $t(275) = 4.926$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(275) = 9.203$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(275) = 7.219$ ,  $adjusted\ p < .001$ ), 人からよく思われたい欲求よりも有意に小さかった ( $t(275) = 6.62$ ,  $adjusted\ p < .001$ )。次に, 期待に沿う努力が人からよく思われたい欲求よりも有意に小さく ( $t(275) = 12.607$ ,  $adjusted\ p < .001$ ), 自己抑制, 自己不全感よりも有意に大きかった (each,  $t(275) = 4.286$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(275) = 3.282$ ,  $adjusted\ p = 0.001$ )。最後に, 人からよく思われたい欲求が自己抑制, 自己不全感よりも有意に大きかった (each,  $t(275) = 12.717$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(275) = 12.175$ ,  $adjusted\ p < .001$ )。

### 青年期前期用過剰適応尺度の学年差・下位尺度間の差の検討

学年, 下位尺度間において青年期前期用過剰適応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。「学年」は「中学1年生」, 「中学2年生」, 「中学3年生」の3水準, 「過剰適応の下位尺度」は「他者配慮」, 「期待に沿う努力」, 「人からよく思われたい欲求」, 「自己抑制」, 「自己不全感」の5水準であった。表 19, 20, 21 に, 学年×過剰適応下位尺度の青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

表 19 中学1年生における青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値, 標準偏差

	中学1年生 (n = 194)				
	他者配慮	期待に沿う努力	人からよく思われたい欲求	自己抑制	自己不全感
Mean	2.8782	2.7158	3.1289	2.4853	2.4863
SD	0.5121	0.7021	0.6436	0.6218	0.6901

表 20 中学2年生における青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値, 標準偏差

中学2年生 (n = 188)					
	他者配慮	期待に沿う努力	人からよく思われたい欲求	自己抑制	自己不全感
Mean	2.8584	2.6535	3.1468	2.5076	2.5328
SD	0.5347	0.6396	0.6966	0.6477	0.6899

表 21 中学3年生における青年期前期用過剰適応尺度得点の平均値, 標準偏差

中学3年生 (n = 186)					
	他者配慮	期待に沿う努力	人からよく思われたい欲求	自己抑制	自己不全感
Mean	2.9906	2.8088	3.2129	2.6121	2.5600
SD	0.5128	0.6364	0.5979	0.6415	0.7068

学年を参加者間, 過剰適応を参加者内に配置した 2 要因分散分析を行った結果, 学年×過剰適応の交互作用は有意ではなかった ( $F(8,2260) = 0.62, p = .761, \eta_p^2 = 0.002, 1-\beta = 0.61$ ) が, 学年の主効果が有意傾向であり ( $F(2,565) = 2.909, p = .055, \eta_p^2 = 0.01, 1-\beta = 0.999$ ), 過剰適応の主効果も有意であった ( $F(4,2260) = 166.074, p < .001, \eta_p^2 = 0.227, 1-\beta = 1$ )。

学年の主効果について多重比較を行った結果, 中学1年生が中学3年生よりも有意に小さく ( $t(2837) = 3.149, adjusted\ p = .003$ ), 中学2年生も中学3年生より有意に小さかった ( $t(2837) = 3.096, adjusted\ p = .003$ )。

過剰適応の主効果についても多重比較を行った結果, まず, 他者配慮が期待に沿う努力, 自己抑制, 自己不全感よりも有意に大きく (each,  $t(567) = 7.59, adjusted\ p < .001, t(567) = 13.359, adjusted\ p < .001, t(567) = 12.184, adjusted\ p < .001$ ), 人からよく思われたい欲求よりも有意に小さかった ( $t(567) = 9.922, adjusted\ p < .001$ )。次に, 期待に沿う努力が人からよく思われたい欲求よりも有意に小さく ( $t(567) = 18.521, adjusted\ p < .001$ ), 自己抑制, 自己不全感よりも有意に大きかった (each,  $t(567) = 6.104, adjusted\ p < .001, t(567) = 6.241, adjusted\ p < .001$ )。最後に, 人からよく思われたい欲求が自己抑制, 自己不全感よりも有意に大きかった (each,  $t(567) = 18.648, adjusted\ p < .001, t(567) = 18.542, adjusted\ p < .001$ )。

#### 日本語版情動伝染尺度における性差・下位尺度間の差の検討

性別, 下位尺度間において日本語版情動伝染尺度得点の平均値を 2 要因分散分析で検討した。「性別」は「男性」「女性」の 2 水準, 「情動伝染の下位尺度」は「愛情伝染」「怒り伝染」「喜び伝染」「悲しみ伝染」の 4 水準であった。表 22, 23 に, 性別×情動伝染下位尺度の日本語版情動伝染尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

表 22 男性における日本語版情動伝染尺度得点の平均値, 標準偏差

男性 (n = 266)				
	愛情伝染	怒り伝染	喜び伝染	悲しみ伝染
Mean	2.4561	2.4123	2.9793	2.4085
SD	0.8916	0.7738	0.7676	0.6399

表 23 女性における日本語版情動伝染尺度得点の平均値, 標準偏差

女性 (n = 276)				
	愛情伝染	怒り伝染	喜び伝染	悲しみ伝染
Mean	2.5990	2.7005	3.1033	2.8394
SD	0.8425	0.7030	0.7823	0.7155

性別を参加者間, 情動伝染を参加者内に配置した 2 要因分散分析を行った結果, 性別の主効果が有意であり ( $F(1,540) = 27.739, p < .001, \eta_p^2 = 0.049, 1-\beta = 1$ ), 情動伝染の主効果が有意であり ( $F(3,1620) = 79.439, p < .001, \eta_p^2 = 0.128, 1-\beta = 1$ ), 性別×情動伝染の交互作用も有意であった ( $F(3,1620) = 7.1, p < .001, \eta_p^2 = 0.013, 1-\beta = 0.999$ )。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, 愛情伝染において有意であり ( $F(1,540) = 3.68, adjusted\ p = .063, \eta_p^2 = 0.007$ ), また怒り伝染において有意であり ( $F(1,540) = 20.624, adjusted\ p < .001, \eta_p^2 = 0.037$ ), 喜び伝染において有意であり ( $F(1,540) = 3.463, adjusted\ p = .063, \eta_p^2 = 0.006$ ), 悲しみ伝染においても有意であった ( $F(1,540) = 54.473, adjusted\ p < .001, \eta_p^2 = 0.092$ )。したがって, 愛情伝染, 怒り伝染, 喜び伝染, 悲しみ伝染において, 男性の平均値が女性よりも小さいことが見出された。

一方, 情動伝染の単純主効果は, 男性において有意であり ( $F(3,1620) = 52.459, adjusted\ p < .001, \eta_p^2 = 0.088$ ), 女性においても有意であった ( $F(3,1620) = 33.734, adjusted\ p < .001, \eta_p^2 = 0.059$ )。多重比較を行った結果, 男性において, 愛情伝染が喜び伝染よりも有意に小さく ( $t(265) = 9.553, adjusted\ p < .001$ ), 怒り伝染が喜び伝染よりも有意に小さく ( $t(265) = 9.472, adjusted\ p < .001$ ), 喜び伝染が悲しみ伝染よりも有意に大きかった ( $t(265) = 12.207, adjusted\ p < .001$ )。

また, 女性において, まず, 愛情伝染が怒り伝染よりも有意に小さい傾向があり ( $t(275) = 1.883, adjusted\ p = .06$ ), 喜び伝染, 悲しみ伝染よりも有意に小さかった (each,  $t(275) = 10.052, adjusted\ p < .001, t(275) = 4.56, adjusted\ p < .001$ )。次に, 怒り伝染が喜び伝染, 悲しみ伝染よりも有意に小さかった (each,  $t(275) = 7.107, adjusted$

$p < .001$ ,  $t(275) = 2.712$ ,  $adjusted\ p = .008$ )。最後に、喜び伝染が悲しみ伝染よりも有意に大きかった ( $t(275) = 5.262$ ,  $adjusted\ p < .001$ )。

#### 日本語版情動伝染尺度の学年差・下位尺度間の差の検討

学年、下位尺度間において日本語版情動伝染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。「学年」は「中学 1 年生」、「中学 2 年生」、「中学 3 年生」の 3 水準、「情動伝染の下位尺度」は「愛情伝染」、「怒り伝染」、「喜び伝染」、「悲しみ伝染」の 4 水準であった。表 24, 25, 26 に、学年×情動伝染下位尺度の日本語版情動伝染尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

表 24 中学 1 年生における日本語版情動伝染尺度得点の平均値, 標準偏差

中学1年生 (n=194)				
	愛情伝染	怒り伝染	喜び伝染	悲しみ伝染
Mean	2.3454	2.6409	2.8557	2.5567
SD	0.8363	0.7564	0.8269	0.7476

表 25 中学 2 年生における日本語版情動伝染尺度得点の平均値, 標準偏差

中学2年生 (n=188)				
	愛情伝染	怒り伝染	喜び伝染	悲しみ伝染
Mean	2.6631	2.5532	3.1037	2.6206
SD	0.8700	0.7854	0.7968	0.6844

表 26 中学 3 年生における日本語版情動伝染尺度得点の平均値, 標準偏差

中学3年生 (n=186)				
	愛情伝染	怒り伝染	喜び伝染	悲しみ伝染
Mean	2.5520	2.4659	3.0833	2.6792
SD	0.9038	0.7231	0.7369	0.7215

学年を参加者間、情動伝染を参加者内に配置した 2 要因分散分析を行った結果、学年の主効果が有意傾向であり ( $F(2,565) = 2.886$ ,  $p = .056$ ,  $\eta_p^2 = 0.01$ ,  $1-\beta = 0.999$ )、情動伝染の主効果が有意であり ( $F(3,1695) = 75.622$ ,  $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = 0.118$ ,  $1-\beta = 1$ )、また、学年×情動伝染の交互作用が有意であった ( $F(6,1695) = 5.994$ ,  $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = 0.021$ ,  $1-\beta = 0.999$ )。そのため、単純主効果検定を行った。

その結果、学年の単純主効果は、愛情伝染において有意であり ( $F(2,565) = 6.577$ ,  $adjusted\ p = .002$ ,  $\eta_p^2 = 0.023$ )、また怒り伝染において有意であり ( $F(2,565) = 2.546$ ,  $adjusted\ p = .092$ ,  $\eta_p^2 = 0.009$ )、喜び伝染においても有意であった ( $F(2,565) = 5.848$ ,

*adjusted p* = .004,  $\eta_p^2 = 0.02$ )。そして、多重比較を行った結果、愛情伝染において、中学1年生が中学2年生、中学3年生よりも有意に小さかった (each,  $t(565) = 3.572$ , *adjusted p* = .001,  $t(565) = 2.319$ , *adjusted p* = 0.031)。また怒り伝染において、中学1年生が中学3年生よりも有意に大きい傾向があり ( $t(565) = 2.257$ , *adjusted p* = .073)、喜び伝染においては、中学1年生が中学2年生、中学3年生よりも有意に小さかった (each,  $t(565) = 3.074$ , *adjusted p* = .006,  $t(565) = 2.806$ , *adjusted p* = .007)。

一方、情動伝染の単純主効果は、中学1年生において有意であり ( $F(3,1695) = 22.01$ , *adjusted p* < .001,  $\eta_p^2 = 0.038$ )、また中学2年生において有意であり ( $F(3,1695) = 29.864$ , *adjusted p* < .001,  $\eta_p^2 = 0.05$ )、中学3年生においても有意であった ( $F(3,1695) = 35.337$ , *adjusted p* < .001,  $\eta_p^2 = 0.059$ )。

多重比較を行った結果、まず、中学1年生において、愛情伝染が怒り伝染、喜び伝染、悲しみ伝染よりも有意に小さかった (each,  $t(193) = 4.427$ , *adjusted p* < .001,  $t(193) = 8.231$ , *adjusted p* < .001,  $t(193) = 3.444$ , *adjusted p* = .001)。また、怒り伝染が喜び伝染よりも有意に小さく ( $t(193) = 3.164$ , *adjusted p* = .002)、喜び伝染が悲しみ伝染よりも有意に大きかった ( $t(193) = 5.035$ , *adjusted p* < .001)。次に、中学2年生において、愛情伝染が喜び伝染よりも有意に小さく ( $t(187) = 6.78$ , *adjusted p* < .001)、怒り伝染が喜び伝染よりも有意に小さく ( $t(187) = 7.902$ , *adjusted p* < .001)、喜び伝染が悲しみ伝染よりも有意に大きかった ( $t(187) = 7.909$ , *adjusted p* < .001)。最後に、中学3年生において、愛情伝染が喜び伝染よりも有意に小さく ( $t(185) = 8.37$ , *adjusted p* < .001)、悲しみ伝染よりも有意に小さい傾向があった ( $t(185) = 1.985$ , *adjusted p* = .058)。また、怒り伝染が喜び伝染、悲しみ伝染よりも有意に小さく (each,  $t(185) = 8.708$ , *adjusted p* < .001,  $t(185) = 3.644$ , *adjusted p* < .001)、喜び伝染が悲しみ伝染よりも有意に大きかった ( $t(185) = 6.746$ , *adjusted p* < .001)。

#### スクール・モラル尺度 (中学生用) における性差・下位尺度間の差の検討

性別、下位尺度間においてスクール・モラル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「男性」、「女性」の2水準、「スクール・モラルの下位尺度」は「友人との関係」、「学習意欲」、「教師との関係」、「学級との関係」、「進路意識」の5水準であった。表27, 28に性別×スクール・モラル下位尺度のスクール・モラル尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

表 27 男性におけるスクール・モラル尺度 (中学生用) 得点の平均値, 標準偏差  
男性 (n = 266)

	友人との関係	学習意欲	教師との関係	学級との関係	進路意識
Mean	3.5573	3.2791	3.0489	3.2387	2.9248
SD	0.4696	0.5428	0.6566	0.5967	0.7651

表 28 女性におけるスクール・モラル尺度（中学生用）得点の平均値，標準偏差

女性 (n=276)					
	友人との関係	学習意欲	教師との関係	学級との関係	進路意識
Mean	3.5245	3.2129	2.8868	3.1839	2.9312
SD	0.4937	0.5618	0.7126	0.6204	0.7325

性別を参加者間，スクール・モラルを参加者内に配置した 2 要因分散分析を行った結果，性別の主効果が有意でなく ( $F(1,540) = 2.606, p = .107, \eta_p^2 = 0.005, 1-\beta = 0.997$ )，スクール・モラルの主効果が有意であり ( $F(4,2160) = 140.434, p < .001, \eta_p^2 = 0.206, 1-\beta = 1$ )，性別×スクール・モラルの交互作用が有意傾向であった ( $F(4,2160) = 2.245, p = .062, \eta_p^2 = 0.004, 1-\beta = 0.955$ )。

スクール・モラルの主効果について多重比較を行った結果，友人との関係が学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識よりも有意に大きく (each,  $t(541) = 12.188, adjusted p < .001, t(541) = 20.591, adjusted p < .001, t(541) = 15.162, adjusted p < .001, t(541) = 19.09, adjusted p < .001$ )，学習意欲が教師との関係，進路意識よりも有意に大きかった (each,  $t(541) = 9.689, adjusted p < .001, t(541) = 9.823, adjusted p < .001$ )。また，教師との関係が学級との関係よりも有意に小さく ( $t(541) = 8.572, adjusted p < .001$ )，学級との関係が進路意識よりも有意に大きかった ( $t(541) = 8.059, adjusted p < .001$ )。

#### スクール・モラル尺度（中学生用）における学年差・下位尺度間の差の検討

学年，下位尺度間において日本語版情動伝染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。「学年」は「中学 1 年生」，「中学 2 年生」，「中学 3 年生」の 3 水準，「スクール・モラルの下位尺度」は「友人との関係」，「学習意欲」，「教師との関係」，「学級との関係」，「進路意識」の 5 水準であった。表 29, 30, 31 に，学年×スクール・モラル下位尺度のスクール・モラル尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

表 29 中学 1 年生のスクール・モラル尺度（中学生用）得点の平均値，標準偏差

中学1年生 (n=194)					
	友人との関係	学習意欲	教師との関係	学級との関係	進路意識
Mean	3.5219	3.2461	2.8351	3.2951	2.8595
SD	0.4443	0.5231	0.6737	0.5130	0.7216

表 30 中学2年生のスクール・モラル尺度（中学生用）得点の平均値，標準偏差

中学2年生 (n=188)					
	友人との関係	学習意欲	教師との関係	学級との関係	進路意識
Mean	3.4987	3.1636	2.9348	3.1250	2.9016
SD	0.5536	0.6292	0.7332	0.6911	0.8062

表 31 中学3年生のスクール・モラル尺度（中学生用）得点の平均値，標準偏差

中学3年生 (n=186)					
	友人との関係	学習意欲	教師との関係	学級との関係	進路意識
Mean	3.5659	3.3011	3.1183	3.1922	2.9839
SD	0.4980	0.5206	0.6684	0.6268	0.7414

学年を参加者間，スクール・モラルを参加者内に配置した2要因分散分析を行った結果，学年の主効果が有意傾向であり ( $F(2,565) = 2.815, p = .06, \eta_p^2 = 0.01, 1-\beta = 0.999$ )，スクール・モラルの主効果が有意であり ( $F(4,2260) = 144.66, p < .001, \eta_p^2 = 0.204, 1-\beta = 1$ )，学年×スクール・モラルの交互作用が有意であった ( $F(8,2260) = 4.466, p < .001, \eta_p^2 = 0.016, 1-\beta = 0.999$ )。そのため，単純主効果検定を行った。

その結果，学年の単純主効果は，学習意欲において有意であり ( $F(2,565) = 2.863, adjusted p = .077, \eta_p^2 = 0.01$ )，また教師との関係において有意であり ( $F(2,565) = 8.146, adjusted p < .001, \eta_p^2 = 0.028$ )，学級との関係においても有意であった ( $F(2,565) = 3.729, adjusted p = .039, \eta_p^2 = 0.013$ )。そして，多重比較を行った結果，学習意欲において，中学2年生が中学3年生よりも有意に小さい傾向があり ( $t(565) = 2.367, adjusted p = .053$ )，教師との関係においては，中学1年生が中学3年生よりも有意に小さく ( $t(565) = 3.983, adjusted p < .001$ )，中学2年生も中学3年生よりも有意に小さかった ( $t(565) = 2.556, adjusted p = .016$ )。また，学級との関係において，中学1年生が中学2年生よりも有意に大きかった ( $t(565) = 2.707, adjusted p = .02$ )。

一方，スクール・モラルの単純主効果は，中学1年生において有意であり ( $F(4,2260) = 71.812, adjusted p < .001, \eta_p^2 = 0.113$ )，また，中学2年生において有意であり ( $F(4,2260) = 44.894, adjusted p < .001, \eta_p^2 = 0.074$ )，中学3年生においても有意であった ( $F(4,2260) = 37.6, adjusted p < .001, \eta_p^2 = 0.062$ )。

多重比較を行った結果，中学1年生において，まず，友人との関係が学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識よりも有意に大きかった (each,  $t(193) = 7.204, adjusted p < .001, t(193) = 14.498, adjusted p < .001, t(193) = 7.141, adjusted p < .001, t(193) = 12.441, adjusted p < .001$ )。次に，学習意欲が教師との関係，進路意識より



も有意に大きかった (each,  $t(193) = 8.297$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(193) = 7.257$ ,  $adjusted\ p < .001$ )。最後に、教師との関係が学級との関係よりも有意に小さく ( $t(193) = 9.312$ ,  $adjusted\ p < .001$ )、学級との関係が進路意識よりも有意に大きかった ( $t(193) = 7.68$ ,  $adjusted\ p < .001$ )。

中学2年生においては、まず、友人との関係が学習意欲、教師との関係、学級との関係、進路意識よりも有意に大きかった (each,  $t(187) = 7.543$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(187) = 11.121$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(187) = 9.347$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(187) = 10.69$ ,  $adjusted\ p < .001$ )。次に、学習意欲が教師との関係、進路意識よりも有意に大きかった (each,  $t(187) = 4.816$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(187) = 4.677$ ,  $adjusted\ p < .001$ )。最後に、教師との関係が学級との関係よりも有意に小さく ( $t(187) = 3.803$ ,  $adjusted\ p < .001$ )、学級との関係が進路意識よりも有意に大きかった ( $t(187) = 3.644$ ,  $adjusted\ p < .001$ )。

また、中学3年生において、まず、友人との関係が学習意欲、教師との関係、学級との関係、進路意識よりも有意に大きかった (each,  $t(185) = 6.414$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(185) = 9.756$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(185) = 9.962$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(185) = 10.779$ ,  $adjusted\ p < .001$ )。次に、学習意欲が教師との関係、学級との関係、進路意識よりも有意に大きかった (each,  $t(185) = 3.579$ ,  $adjusted\ p < .001$ ,  $t(185) = 2.641$ ,  $adjusted\ p = .011$ ,  $t(185) = 5.902$ ,  $adjusted\ p < .001$ )。最後に、教師との関係が学級との関係よりも有意に小さい傾向があり ( $t(185) = 1.741$ ,  $adjusted\ p = .083$ )、進路意識よりも有意に大きく ( $t(185) = 2.291$ ,  $adjusted\ p = .025$ )、また、学級との関係が進路意識よりも有意に大きかった ( $t(185) = 3.512$ ,  $adjusted\ p < .001$ )。

## 考察

### 過剰適応と情動伝染との関連

本研究では、中学生における過剰適応傾向と情動伝染、スクール・モラルとの関連を検討した。はじめに、過剰適応傾向と情動伝染について論じる。過剰適応を目的変数、情動伝染を説明変数とした重回帰分析の結果、怒り伝染が高まると、他者配慮、期待に沿う努力、人からよく思われたい欲求、自己抑制、自己不全感も高まることが示された。加えて、悲しみ伝染が高まると、過剰適応における「自己抑制」を除く4項目が高まるという結果が得られた。すなわち、怒り伝染や悲しみ伝染といった、情動伝染における「ネガティブ感情の伝染」が高まると、過剰適応傾向も高まるということが明らかになった。

長屋・杉浦 (2013) によると、男性は、他者によく思われたい気持ちが強まった時に、他者の怒りや悲しみといったネガティブな感情に敏感になるという傾向があり、女性は過剰適応の状態になると、怒りに対する敏感さを強めることが示されている。過剰適応とネガティブ感情の伝染との関連が示唆されたという点で、本研究も長屋・杉浦 (2013) と共

通する結果が得られた。このように、過剰適応とネガティブ感情の伝染は関連が見られ、双方ともに精神的な健康に影響を及ぼし得るものと考えられる。また、後でも述べるが、男性よりも女性は過剰適応傾向にあり、情動伝染も生じやすかった。よって、中学生を対象とした本研究の結果は、長屋・杉浦（2013）の結果を支持するものであった。

また、喜び伝染が強まると、他者配慮、人からよく思われたい欲求が強まり、自己不全感が弱まることが示された。喜び伝染の高まりは、石津・安保（2008）の定義による、外的適応を支える適応方略で他者志向的に働く、過剰適応の「外的側面」に当たる他者配慮、人からよく思われたい欲求を高める一方で、個人の特性に関わる「内的側面」である自己不全感を低下させることが考えられる。

長屋・杉浦（2013）において、男性では、桑山（2003）で作成された過剰適応尺度における「対自」から怒り伝染に正、また、石津・安保（2008）が作成し、益子（2009）が改訂した過剰適応尺度における「自己抑制」からは愛情伝染、悲しみ伝染に負、「よく思われたい欲求」からは、怒り伝染、悲しみ伝染に負の影響を与えることが示されている。女性では、「自己抑制」から愛情伝染に負、「よく思われたい欲求」からは愛情伝染、怒り伝染、悲しみ伝染に正の影響を与えることが明らかとなっている。過剰適応における「外的側面」・「内的側面」と、愛情伝染や喜び伝染のようなポジティブ感情の伝染との関連が見られたという点で、本研究も長屋・杉浦（2013）と共通する結果が得られたと言えよう。

古賀・岡田（2019）では、情動感染の傾向が高い個人は主観的適応感が高まることが示唆されている。青年期前期用過剰適応尺度は、自分自身の過剰適応状態について自らが評定するものであり、得られるのは主観的な情報と推測される。それゆえ、情動伝染が高まると主観的な適応感が高まるように、主観的な過剰適応も高まったと考えられる。

また、情動伝染は「他者の特定の感情表出を知覚することによって、自分自身も同じ感情を経験する現象」（木村ら、2007）で、情動伝染は他者への意識を前提としている。石津・安保（2008）は、青年期前期用過剰適応尺度の「外的側面」に当たる他者配慮、期待に沿う努力、人からよく思われたい欲求は、環境からの期待に完全に近い形で従うために行う適応方略であり、他者志向的なものと理解できると指摘している。加えて、日本語版情動伝染尺度に関しても、自分自身の状態を自らが評定するものであるため、得られるのは主観的な情報だと推測される。すなわち、情動伝染の得点が高い人ほど、自らの「他者への意識」に自覚的であるのかもしれない。そして、自覚していることは、「他者への意識」がより強い状態とも考えられるゆえ、過剰適応における他者志向的な「外的側面」の高まりに影響を及ぼしている可能性がある。加えて、外的側面の働きとして、役割期待に応えようとする外に向けての適応努力（小林ら、1994）を行い、他者の要求に応えようとするれば、目標が高くなる分、それが叶えられないと感じることも多くなり、自己評価の低下を引き起こすと考えられる（益子、2009）。また、自分の気持ちは後回しにしてでも他者からの期待に応えようとしていく（石津・安保、2007）ことで、過剰適応における個人特性的

な「内的側面」である自己抑制、自己不全感も高まると推測される。

木村ら(2007)において、ネガティブな感情の伝染に関しては、第1に怒り伝染について、GHQ28における「不安と不眠」、「うつ傾向」、「社会的活動障害」との間に有意な正の相関関係が見られた。第2に「悲しみ伝染」について、「身体的症状」、「不安と不眠」との間に有意な正の相関関係が見られた。大野・NPO 法人地域精神保健福祉機構・コンボ(2011)では、うつの思考パターンとして自己批判があることや、「自責」がうつ病の特徴であり、自己評価が下がる、自分がダメに思えると述べている。加えて、うつ病になると心の奥底に不安感を抱えており、不安感だけを訴える場合には、不安障害という別の障害に診断されるが、うつ病でも不安を持つ人は多く、2つの診断名がつくことがあるとの記載もある(大野・NPO 法人地域精神保健福祉機構・コンボ, 2011)。小林ら(1994)によれば、心身症患者は真面目、仕事中毒、模範的、頑張り屋、他人に気を遣う、自己犠牲的などと表されるように、感情表現を抑制し、過剰適応を行うとされている。すなわち、ネガティブな感情の伝染によって不安が喚起されたり、うつ傾向を呈したりすることで、感情表現の抑制に関わるであろう「自己抑制」や、自己批判・自責に繋がると考えられる「自己不全感」に影響を及ぼしたと推測される。

ネガティブな感情とは対照的に、ポジティブな感情の伝染である喜び伝染については、「うつ傾向」との間に有意な負の相関関係が見られている(木村ら, 2007)。加えて、Doherty(1997)では、情動伝染が自尊感情と正の相関関係があるとの結果を示している。情動伝染尺度は、Doherty(1997)において、ポジティブとネガティブの両方の感情に対する反応を測定するものであり、多次元解を示唆する可能性があるとするも、1因子解が最も適しているとの結果から、単次元の尺度とされている。木村ら(2007)は、他者の喜びを自分のことのように感じる事ができれば、ポジティブ感情を経験する機会が増すであろうし、他者の悲しみや怒りを自分のことのように感じる事ができれば、協調的に社会生活を送ることができるだろうとしている。その一方で、他者と感情を共有することが必ずしも適応的であるとは限らないと述べる。実際、Costanzo et al.(1988)によれば、ストレスとなる出来事を前にした友人同士が、その出来事に関する自分自身の感情について語り合うことで、否定的な感情が高まったり、より一層否定的な感情になったりすることである。そして、木村ら(2007)では、怒り伝染や悲しみ伝染のようなネガティブ感情の感受性が慢性的に高い人は、精神的健康が阻害される可能性が示された一方、喜び伝染のようなポジティブ感情の感受性が慢性的に高い人は、精神的健康が増進される可能性が示唆されている。すなわち、Doherty(1997)で示された情動伝染と自尊感情との正の相関関係は、ポジティブ感情の伝染、とりわけ喜び伝染によるものかもしれない。木村ら(2007)によれば、喜び伝染は「うつ傾向」との間に有意な負の相関関係があり、うつの思考パターンとしての自己批判や自責、自己評価の低下(大野, 2011)等に影響を及ぼすと考えられる。それによって、喜び伝染が強まると、自己批判・自責に繋がると考えら

れる「自己不全感」が弱まるとの結果が得られたと推測される。

### 過剰適応とスクール・モラルとの関連

続いて、過剰適応傾向とスクール・モラルについて論じる。過剰適応を目的変数、スクール・モラルを説明変数とした重回帰分析の結果、友人との関係、教師との関係が強まると、過剰適応における自己抑制、自己不全感が弱まることが示された。また自己不全感は、学級との関係が強まった際にも弱まるという結果が得られた。すなわち、友人との関係、教師との関係、学級との関係といった「他者との関わり」についての項目が高まると、過剰適応における個人特性的な「内的側面」である自己抑制、自己不全感が弱まるということが明らかになった。

スクール・モラルは、学校への適応の程度を示すものとも考えられる概念である（松山・倉智，1969）。石津・安保（2008）によると、「学校適応感」に対し、男女ともに、過剰適応の内的側面である自己抑制と自己不全感は負の影響を与えていた。ここで言う「学校適応感」は、大久保（2005）の学校への適応感尺度から「居心地の良さの感覚」因子を測定したものである（石津・安保，2008）。「過剰適応における内的側面と、学校への適応感との負の関連」という点において、本研究においても石津・安保（2008）と共通する結果が得られた。

友人関係のスクール・モラルが高い場合には、その個人は友人関係において高い満足感を感じており、友人関係において意欲的な関わりができていることを意味している（西村・櫻井，2015）。これを踏まえると、学校生活における「他者との関わり」、友人や教師、学級との関係に満足し、意欲的に関係を紡いでいける感覚があるほど、過剰適応の「内的側面」、つまり、過剰適応傾向の者が示す自己抑圧的な性格特徴が緩められると言えよう。

井上（2000）によると、私的で、リラックスして、非形式的な状況ほど、感情の表出抑制が弱い。教室にいる場合、見知らぬ人、先生、1人あるいは同級生と一緒にいるという順で、表出抑制が少なくなるという他者との関係による効果が示されている。桐田（1984）は、自己を評価するためには他者に評価されることが必要となり、他者により拒絶されることは、少なくとも拒絶に直面する状況下では、自らを評価する基準のどの側面も脅かされることに通じているとする。そして、拒絶されることに伴う自尊心の傷は、当面する状況において、自らを評価できないことに基づくとも述べる。また、山田・岡本（2006）は、自己受容における受容する内容において、2つの側面を想定している。1つは、能力や外見など個人の持つ属性に対する自分自身の判断による受容であり、「自己による自己受容」と表現できるものである。もう1つは、他者の視点を想定した時の自己受容の自己認識、つまり、他者に受容されていると感じることによって達成される自己受容である。他者に受け入れられる体験が安心感を生み、それが自己の受容、表現するならば「他者を通しての自己受容」に繋がると考えている。

スクール・モラルにおける友人との関係、教師との関係、学級との関係が高まる、す

なわち、学校内での他者との関係に満足感が高く、意欲的に関わっていける人は、自らを一員として認め、受け入れてくれるような、リラックスして関係を紡げる他者の存在があると考えられる。そのため、安心感を持って人々と付き合うことができ、感情を抑制することもなく、自分自身を価値あるものとして、むしろ自らの存在を受容して生活できていると推測される。そうなれば、過剰適応における自己抑制や自己不全感が低減されるというのも想像に難くない。

### 過剰適応の性差, 学年差, 下位尺度間の差

次に、過剰適応傾向の性差, 学年差, 下位尺度間の差について論じる。過剰適応における5つの下位尺度全てにおいて、男性よりも女性の得点の方が高かった。すなわち、男性よりも女性の方が過剰適応傾向にあることが明らかとなった。風間(2015)は大学生を対象とした研究であるが、石津(2006)による過剰適応尺度の「良く思われようとする行動」のみ、男性よりも女性の得点の方が高いと明らかにしている。「良く思われようとする行動」は、石津(2006)の「人からよく思われたい欲求」が他者志向的行動の1つの指標であることから、その行動的側面を強調するために風間(2015)が改名したものである。また、風間・平石(2018)は、両親・友人・教師に対する過剰適応の測定尺度として、関係特定性過剰適応尺度(OAS-RS)を用いて中学生を対象に研究を行っており、友人に対する他者志向性と自己抑制得点に男女差が見られ、女子の方がより過剰適応的に振る舞っていることが示されている。加えて、王(2017)は日中両国の中学生を対象に、性差と学年差によって日中の過剰適応傾向を検討している。日本の中学生には石津(2006)の青年期前期用過剰適応尺度、中国の中学生には王(2017)によって作成された中国語版過剰適応尺度を用いて調査を行い、両国の共通点として、女子が男子より過剰適応傾向が高いことを明らかにした。よって、本研究は先行研究の結果を支持したと言える。

加えて学年差に関し、過剰適応の得点が、中学1年生よりも中学2年生、中学2年生よりも中学3年生の方が高かった。すなわち、学年が上がるほど過剰適応傾向が強まることが明らかとなった。風間・平石(2018)では、OAR-SRで測定された過剰適応において、中学1年生から中学2年生にかけて、両親に対する他者志向性や自己抑制が低くなり、中学2年生から中学3年生にかけて、友人及び教師への他者志向性が高くなることが示唆されている。また、王(2017)は、過剰適応の他者配慮において、日本では学年において有意差が見られなかったが、中国では中学3年生より、中学1年生の方が周囲の人に気を遣う傾向があると明らかにしている。本研究の結果は、過剰適応に対する学年差が認められたという点では先行研究と共通するが、因子と学年の詳細には違いもあった。

また、過剰適応の下位尺度間において、自己抑制と自己不全感の得点が最も低く、期待に沿う努力、他者配慮、人からよく思われたい欲求の順に高くなっていくことが示された。自己抑制と自己不全感は、過剰適応の「個人の特性的な内的側面」(石津・安保, 2008)である。一方、期待に沿う努力、他者配慮、人からよく思われたい欲求は外的適応を支える

ための適応方略で、他者志向的な外的側面を反映している（石津・安保，2008）。すなわち、過剰適応における「内的側面」よりも、「外的側面」の方が機能する傾向にあることが明らかとなった。

#### 情動伝染の性差，学年差，下位尺度間の差

続いて、情動伝染の性差，学年差，下位尺度間の差について論じる。情動伝染における4つの下位尺度全てにおいて、男性よりも女性の得点の方が高かった。すなわち、男性よりも女性の方が情動伝染しやすいことが明らかになった。木村ら（2007）では、調査対象が大学生であり、怒り伝染と悲しみ伝染において、男性に比べて女性の得点の方が有意に高く、愛情伝染と喜び伝染では得点に違いが見られなかったことを示している。また、Doherty（1997）によると、女性は男性よりも感受性が高く、情動伝染が生起しやすいとの結果が得られている。よって本研究の結果は、木村ら（2007）と一部共通し、Doherty（1997）を支持するものとなった。

加えて学年差に関し、愛情伝染，喜び伝染において、中学1年生よりも、中学2年生，中学3年生の得点が高かった。すなわち、中学2年生，中学3年生の方が中学1年生よりも、愛情伝染，喜び伝染といった情動伝染における「ポジティブ感情の伝染」をしやすいということが明らかになった。

また、情動伝染の下位尺度間において、愛情伝染，怒り伝染，悲しみ伝染よりも喜び伝染の得点が高かった。すなわち、喜怒哀楽では喜びが最も伝染しやすいということが明らかになった。

#### スクール・モラルの学年差，下位尺度間の差

最後に、スクール・モラルの学年差，下位尺度間の差について論じる。スクール・モラルの「教師との関係」において、中学1年生よりも中学2年生，中学2年生よりも中学3年生の得点が高かった。すなわち、学年が上がるにつれ、教師との関係への満足度が高まり、教師と意欲的な関わりができていくということが示された。河村（1999）では、学習意欲のみ学年差が認められなかったが、他の4つの領域では有意な差が認められている。4領域とも、中学3年生が中学1年生，中学2年生に対して有意に高いことが示唆されたのである。よって、本研究の結果は河村（1999）を一部支持したと言えよう。

また、スクール・モラルの下位尺度間において、学習意欲，教師との関係，学級との関係，進路意識よりも友人との関係の得点が高かった。すなわち、友人との関係への満足度が高く、友人と意欲的な関わりができていくということが示された。ベネッセ教育研究所（1998）による中学生への調査では、「なぜ学校に来ているのか」への回答として「友だちに会えるから」が最も肯定率が高く、82.6%を占めており、中学校生活に友人との関係が大きく影響していることが分かる。すなわち、中学生にとって友人関係の重要度が高い、もしくは、「友人関係が大切である」という価値観が深く根差していると推測される。そのため、学校生活の中でもそれを強く意識していると考えられ、スクール・モラルへの回

答結果を左右する要因となっているかもしれない。

### 今後の課題

第1に、日本語版情動伝染尺度は「中学生用」との指定がなく、木村ら（2007）の研究では大学生への調査として使用されているものであった。また、木村ら（2007）において、項目内容から「愛情伝染」の項目は、恋人や非常に親密な異性を対象にした場合を想定している可能性があり、回答者の属性が大学生であったことを合わせて考えると、恋人の有無やこれまでの恋愛経験などを今後考慮する必要があるとの記述が見られる。そのため、特に、情動伝染における「愛情伝染」の項目に関しては、中学生、中でも中学1年生にとって想像し難く、概念として把握しづらい内容となっていた可能性がある。よって今後は、年齢を考慮した的確な質問項目を設定することが望ましいだろう。

第2に、学校の状況や性質の影響である。藤原・河村（2014）は高校生を対象とした研究ではあるが、各学校の特性を考慮したうえでスクール・モラルの下位領域を捉えていく必要があること、学校タイプによって学校適応と関連しているスクール・モラルの下位領域は異なることを指摘している。また、校種によっても重点は一致しない可能性がある。このようなことを踏まえれば、多様な学校を対象にして同等の調査を行う必要があると考えられる。加えて、小学校や高等学校を対象とした調査を行い、校種による共通点と相違点を検証していくことが求められよう。

### 付記

本稿は信州大学大学院総合人文社会科学研究所総合人文社会科学専攻心理学分野の2022年度修士論文として提出された論文に加筆・修正を加えたものである。

### 引用文献

- ベネッセ教育研究所（1998）。「中学生のもつ『場』における意欲」研究報告書—学校と家族—ベネッセコーポレーション株式会社。
- Costanza, R. S., Derlega, V. J., & Winstead, B. A. (1988). Positive and negative forms of social support: Effects of conversational topics on coping with stress among same-sex friends. *Journal of Experimental Social Psychology*, 24 (2), 182-193.
- Doherty, R. W. (1997). The emotional contagion scale: A measure of individual differences. *Journal of Nonverbal Behavior*, 21 (2), 131-154.
- 藤原和政・河村茂雄（2014）. 高校生における学校適応とスクール・モラルとの関連—学校タイプの視点から— *カウンセリング研究*, 47 (4), 196-203.
- 井上 弥（2000）. 感情表出抑制に及ぼす人・場所状況と他者意識の効果 *感情心理学研究*, 7 (1), 25-31.
- 石津憲一郎（2006）. 過剰適応尺度作成の試み *日本カウンセリング学会第 39 回大会発表*

論文集, 137.

- 石津憲一郎・安保英勇 (2007). 中学生の抑うつ傾向と過剰適応—学校適応に関する保護者  
 評定と自己評定の観点を含めて— 東北大学大学院教育学研究科研究年報, *55* (2), 271-  
 288.
- 石津憲一郎・安保英勇 (2008). 中学生の過剰適応傾向が学校適応感とストレス反応に与え  
 る影響 教育心理学研究, *56*, 23-31.
- 石隈利紀 (1996). 学校心理学に基づくカウンセリングとは カウンセリング研究, *29* (3),  
 226-239.
- 河村茂雄 (1999). 生徒の援助ニーズを把握するための尺度の開発 (2) —スクール・モラール  
 尺度 (中学生用) の作成— カウンセリング研究, *32* (3), 283-291.
- 風間惇希 (2015). 大学生における過剰適応と抑うつに関連—自他の認識を背景要因とし  
 た新たな過剰適応の構造を仮定して— 青年期心理学研究, *27*, 23-38.
- 風間惇希・平石賢二 (2018). 青年期前期における過剰適応の類型化に関する検討—関係特  
 定性過剰適応尺度 (OAS-RS) の開発を通して— 青年心理学研究, *30*, 1-23.
- 北村晴朗 (1965). 適応の心理 誠信書房.
- 木村昌紀・余語真夫・大坊郁夫 (2007). 日本語版情動伝染尺度 (the Emotional Contagion  
 Scale) の作成 対人社会心理学研究, *7*, 31-39.
- 桐田克利 (1984). 他者による拒絶と自尊心 ソシオロジ, *29* (1), 69-86.
- 小林豊生・古賀恵里子・早川滋人・中嶋照夫 (1994). 心理テストからみた心身症—パーソ  
 ナリティと適応様式からみた心身症— 心身医学, *34* (2), 105-110.
- 古賀春和・岡田顕宏 (2019). 情動感染のしやすさは個人の適応感を高めるのか? 北海道  
 心理学研究, *41*, 65.
- 厚生労働省 (2019). 平成 29 年患者調査 政府統計の総合窓口 (e-Stat) Retrieved from  
<https://www.e-stat.go.jp/> (2022 年 12 月 17 日)
- 厚生労働省 (2020a). 令和 2 年患者調査 政府統計の総合窓口 (e-Stat) Retrieved from  
<https://www.e-stat.go.jp/> (2022 年 12 月 17 日)
- 厚生労働省 (2020b). 令和 2 年 (2020) 患者調査の概況 厚生労働省 Retrieved from  
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/kanja/20/index.html> (2022 年 12 月 17 日)
- 厚生労働省自殺対策推進室・警察庁生活安全局生活安全企画課 (2021). 令和 2 年中におけ  
 る自殺の状況 警察庁 Retrieved from  
<https://www.npa.go.jp/publications/statistics/safetylife/jisatsu.html> (2022 年 12 月  
 17 日)
- 厚生労働省自殺対策推進室・警察庁生活安全局生活安全企画課 (2022). 令和 3 年中におけ  
 る自殺の状況 警察庁 Retrieved from  
<https://www.npa.go.jp/publications/statistics/safetylife/jisatsu.html> (2022 年 12 月



17日)

- 桑山久仁子 (2003). 外界への過剰適応に関する一考察—欲求不満場面における感情表現の仕方を手がかりにして— 京都大学大学院教育学研究紀要, *49*, 481-493.
- 益子洋人 (2009). 高校生の過剰適応傾向と、抑うつ、強迫、対人恐怖心性、不登校傾向との関連—高等学校2校の調査から— 学校メンタルヘルス, *12 (1)*, 69-76.
- 松山安雄・倉智佐一 (1969). 学級におけるスクール・モラルに関する研究 (第1報) 大阪教育大学紀要第IV部門, *18*, 19-36.
- 峰松則夫 (1999). 過剰適応してませんか?!...現代社会のうつ病チェック 刑法, *110*, 28-35.
- 文部科学省 (2022). 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 (令和3年度) 政府統計の総合窓口 (e-Stat) Retrieved from <https://www.e-stat.go.jp/> (2022年12月17日)
- 長屋佐和子, 杉浦いつみ (2013). 情動伝染及び情動読み取りの感受性と過剰適応の関係 日本心理学会第77回大会発表論文集, 842.
- 西村多久磨・櫻井茂男 (2015). 中学生における基本的心理欲求とスクール・モラルとの関連—学校場面における基本的心理欲求充足尺度の作成— パーソナリティ研究, *24 (2)*, 124-136.
- Oleson, K. C., Poehlmann, K. M., Yost, J. H., Lynch, M. E., & Arkin, R. M. (2000). Subjective overachievement: Individual differences in self-doubt and concern with performance. *Journal of Personality*, *68 (3)*, 491-524.
- 大野 裕・NPO 法人 地域精神保健福祉機構 (コンボ) (監修) (2011). うつ病の人の気持ちがわかる本 講談社.
- 山田みき・岡本祐子 (2006). 現代青年の自己受容—自己による自己受容と他者を通しての自己受容の観点から— 広島大学大学院教育学研究科紀要第三部, *55*, 339-348.
- 王 暁 (2017). 中学生の過剰適応に関する日中比較—性差と学年差による検討— 学校心理学研究, *17 (1)*, 59-69.