

過剰適応概念の検討と再考

— 過剰適応の子どもは親からどのように見られているのか —

今田 奈緒¹・阿部 夏希²・中島 健一郎¹

Examination and reconsideration of over-adaptation: How are junior high-school children and undergraduates with over-adaptation evaluated by their parents?

Nao Imada, Natsuki Abe, and Ken'ichiro Nakashima

The purpose of our study was to reveal how parents (father or mother: total N=953) perceive over-adapted junior high school students (N=384) and undergraduates (N=569) in order to validate a scale for over-adaptation (OAS-RS: Kazama & Hiraishi, 2018). From the results of the cluster analysis based on OAS-RS scale scores, 4 clusters for junior high school students and 5 clusters for undergraduates were extracted. These clusters commonly included an over-adapted group (high levels of self-inhibition and other-oriented attitudes) and a self-inhibition group (only a high level of self-inhibition: internal maladjustment tendency). The main results of ANOVA indicated that the self-rated scores of self-inhibition and other-oriented attitudes were significantly higher than parent-rated scores, suggesting that the parents underestimated the over-adaptation tendency of their over-adapted and self-inhibited children. Our study thus contributed to validating a scale for over-adaptation (OAS-RS).

キーワード : over-adaptation, OAS-RS, evaluation by others

問 題

過剰適応とは、内的な欲求を無理に抑圧してでも外的な期待や欲求にこたえる努力を行うことであり、個人の自己抑制的な性格特徴を反映する内的側面と、他者志向的で適応方略とみなせる外的側面の2側面から成り立つ概念である(石津・安保, 2008)。

風間(2017)は、宮本(1986)を引用しながら、過剰適応という概念が成人のうつ病や心身症患者の病前性格や特徴を説明する言葉として臨床領域から生まれた概念であることを述べたうえで、近年その適用範囲は拡大され、不適応や精神障害を呈した子供や青年の特徴、あるいはそれらを予測するリスクファクターとして記述されるようになったことを指摘している。この指摘に合致するよ

¹ 広島大学大学院人間社会科学研究所

² 広島文教大学人間科学部

うに、これまでに複数の先行研究で過剰適応と精神的健康度の関連が検討されている。そのひとつが益子 (2009) である。この研究では、過剰適応傾向の高い人はそうでない人に比べ、抑うつや強迫、対人恐怖心性や不登校傾向の全ての得点が有意に高いことが示されている。その他、過剰適応研究を整理した展望論文においても過剰適応は精神的健康にネガティブな影響を与えることが示唆されている (浅井, 2012 ; 任, 2019)。文部科学省初等中等教育局児童生徒課 (2023) による令和4年度の調査によると、不登校児童生徒数及びその割合は年々増加しており、自殺した児童生徒数は前回調査から43名増加するなど依然多い状況にある。その背景として不安や悩みを周囲に相談できず、一人で抱え込む可能性が示唆されており、過剰適応傾向の高い個人もこの可能性に該当する点を踏まえると、過剰適応のさらなる検討が必要であると言える。

上述した益子 (2009) を一例に、過剰適応と精神的健康の関連を検討する場合には、過剰適応の個人差を測定する尺度が使われることが多い。そのひとつが石津 (2006) の青年期前期過剰適応尺度である。この尺度は「自己抑制」「自己不全感」「他者配慮」「期待に沿う努力」「人から良く思われたい欲求」の5つの下位因子から構成されており、前者2つは内的側面を構成する下位因子、後者3つは外的側面を構成する下位因子とする因子モデルが採用されている (石津・安保, 2008)。過剰適応を2側面から捉える点は、益子 (2013) においても踏襲されており、内容的側面と構造的側面の証拠について支持されている。さらに、複数の先行研究において構造的側面の証拠が報告されているだけでなく、平井 (2006) に則って一般化可能性の側面の証拠が報告されている (石津・安保, 2009 ; 風間, 2015)。

このように既存の尺度には一定以上の妥当性があると評価できるものの、尺度として無視できない問題点を抱えている。この点について風間・平石 (2018) は、既存の過剰適応尺度の問題点として、過剰適応者の状況や、対人関係を通じての首尾一貫した行動パターンは測定できているものの、個人がさまざまな他者との間でどのような過剰適応状態にあるのか、言い換えれば特定の環境で過剰適応に陥っているのか、という日常場面での実際的な姿を把握するのが難しいことを指摘している。この点を考慮し、風間・平石 (2018) は過剰適応を「両親・友人・教師といった周囲の他者との関係の中で自分の欲求や感情を抑制しながら他者志向的に振舞っている状態」と定義し、それぞれの関係をふまえた過剰適応尺度である OAS-RS を作成した。この尺度は桑山 (2003) や石津・安保 (2008) の尺度項目を参照して作成されており、高次因子として他者志向性と自己抑制、下位因子として両親・友人・教師それぞれの他者志向性と自己抑制が設定されている。

OAS-RS の妥当性について、風間・平石 (2018) では理論的に想定される因子構造が因子分析により確認されており、各下位因子の α 係数も .70 以上と許容範囲にあることが示されていることから、構造的側面の証拠や一般化可能性の側面の証拠が認められている。加えて、外的側面の証拠として、自己抑制型行動特性尺度 (宗像, 1997) との関連も検討されている。この尺度は周りの人に気に入られようとして、自分の本音を抑えてでもその期待に応えようとする「よい子」の特性を測る尺度であり、「自己の抑制・喪失」と「他者の意向に沿おうとする心性」の2因子から構成される (宗像, 1997)。その結果、OAS-RS の関係ごとの他者志向性に関する下位尺度は自己抑制型行動特性尺度の「他者の意向に沿おうとする心性」と強い相関があり、OAS-RS の自己抑制に関する下位尺度は

いずれも「自己の抑制・喪失」とより強い相関を示したことから外的側面の証拠も認められている。

ここまでで述べたように、過剰適応傾向を測定する尺度である青年期前期用過剰適応尺度、OAS-RSの妥当性については一定以上の証拠が報告されている。しかし、第三者が個人の過剰適応傾向を認識しているかどうかについて直接検討がされていない点は問題だと考えられる。過剰適応傾向が高い者の特徴として、自身がおかれた環境に適応していると周囲に認識されている一方で、自己抑制的な内的側面が周囲に認識されていない点があること、そしてこの特徴を持つがゆえに、過剰適応の早期検出が難しいという学校教育や心理臨床上の問題が生じることを考慮すれば、第三者によって過剰適応者がどのように認識されているかという観点からの検討なしでは、過剰適応尺度の妥当性の追加検証を進めることはできないだろう。その点で、第三者が過剰適応傾向の高い個人をどのように捉えているかは、重要かつ直近の検討課題と考えられる。

この点について先行研究では、過剰適応者は第三者の目からは周囲に適応しているように見えるが、精神的健康では臨床群とほぼ同様の問題を抱えている可能性 (益子, 2009) や、過剰適応傾向の高い子供は自己不全感や自己抑制する部分を他者には見せにくい可能性 (石津・安保, 2007) が示唆されている。しかしながら、この指摘は論考であり、第三者からの視点から検討された経験的知見に基づくものではない。過剰適応的な振る舞いが周囲の他者に認識されているかについては、経験的知見が不足している現状にある。過剰適応の概念的定義に第三者の視点が含まれるからこそ、このような現状の解決に資する研究が必要である。

そこで本研究では、風間・平石 (2008) が開発した OAS-RS の妥当性の追加検証と過剰適応概念の再考のために、他者から見た過剰適応者の様相に着目した検討を行う。具体的には Web 調査会社を通じて親子ペアに対して質問紙調査を実施し、自己抑制的な内的側面が周囲の他者に認識されていないかどうか、また他者志向的な振る舞いが周囲の他者に認識されているかどうかについてペアデータを用いた比較検討を行う。小塩 (2010) によると、我々はその人が持つパーソナリティが行動に反映されているという考え方を背景に、環境と結びついて表出する行動や行動の結果を通じて、個人が有するパーソナリティを推測している。この点を踏まえると、自己抑制的な内的側面の直接的な評価は不可能でも、個々人の周囲に対する振る舞いから自己抑制的な内的側面や他者志向的な外的側面を評価ないしは推測することが可能と考えられる。

以上より、過剰適応傾向が第三者に推測されていない場合、過剰適応者の自己抑制についての自己評価の得点が第三者 (この研究では親) からの評価よりも有意に高くなることを本研究の予測とする。

方法

手続き Web 調査会社 (クロスマーケティング社) を通じて質問紙調査への参加を依頼した。本人に関係特定性過剰適応尺度 (OAS-RS)、保護者に同尺度の対両親用の項目を第三者が本人のふるまいを推測できるように改変したものについて回答を求めた。

倫理的配慮 広島大学大学院人間社会科学科倫理審査委員会の審査及び承認を得たうえで調

査を実施した（承認番号：HR-PSY-000291）。参加者全員に調査の概要，回答は任意であること，得られたデータは統計的に処理され個人が特定されることはないこと，回答に正しい答えや間違った答えはなく思ったままに回答するよう説明を行い，同意を得たうえで調査を実施した。³

分析対象者の選定基準 IMC 項目（後述）に違反したものを，全ての設問においてストレートライン回答であったものを除外したうえで，クロスマーケティング社基準のデータスクリーニングを行ったサンプルのみが提供された。このサンプル全体を分析対象者とした。

分析対象者 中学生 384 名（男性 191 名）とその親 384 名（男性 286 名），大学生 569 名（男性 286 名）とその親 569 名（男性 267 名）を対象とした。子どもの学年は中学 1 年生 120 名，2 年生 131 名，3 年生 133 名と大学 1 年生 125 名，2 年生 155 名，3 年生 141 名，4 年生 148 名であった。

使用尺度

IMC 項目 三浦・小林（2018）にならい，「以下の質問にはやや当てはまるを選択して次のページに進む」旨を明記した教示文の後に 3 項目の質問項目を提示し，5 件法で回答を求めた。

子どもの過剰適応的な振る舞いに対する推測 風間・平石（2018）による関係特定性過剰適応尺度（OAS-RS）のうち，対両親用の 16 項目を第三者が本人の振る舞いを推測できるよう項目内容の修正や削除したものを用いた。この作業については，第一著者と第三著者で原案を作成したのち，第二著者に内容確認をしてもらった形で進めた。5 件法（1:あてはまらない-4:あてはまる，5:分からない）で回答を求めた。

保護者に対する過剰適応 風間・平石（2018）による関係特定性過剰適応尺度（OAS-RS）のうち，対両親用の項目を用いた。この尺度は両親に対する自己抑制と他者志向性の 2 因子を測定するものであり，計 16 項目から構成される。対両親用 OAS-RS と同様に 5 件法（1:あてはまらない-5:あてはまる）で回答を求めた。

分析計画

以下に示す一連の分析について HAD（清水，2016）の version17.206 を用いる。以降すべての分析において有意水準は 5% に設定する。

使用した尺度の妥当性と信頼性の検討 OAS-RS（風間・平石，2018）については，信頼性，構成概念妥当性，因子的妥当性が確認されているため，OAS-RS には一定以上の妥当性があると考えている。そこで因子構造が再現されること，言い換えれば構造的側面の証拠が再度得られることを期待し 2 因子構造を仮定した確認的因子分析を行う。この際 CFI は.90 以上，RMSEA は.10 以下，SRMR は.10 以下を適合度の基準とする。適合度が基準を満たした場合，続いて各因子の α 係数を確認する。石井（2000）に基づき α 係数は.50 以上を許容基準とする。この基準を超えた場合に各因子の尺

³ 本調査では異なる目的のために他に複数の尺度（例，人生に対する満足尺度（角野，1994）や CES-D 抑うつ性自己評価尺度（島・鹿野・北村・浅井，1985））に回答を求めている。これらの尺度の詳細や関連データ等については，問い合わせに応じて第一著者から提供することを想定している。

度得点を算出する。

適合度が基準を満たさなかった場合 (CFI は.90 以上, RMSEA は.10 以下, SRMR は.10 以下), 構造的側面の証拠が得られなかったと判断したうえで各因子の α 係数を確認し, 尺度の信頼性を確認する。 α 係数が先の基準を満たしていた場合, 尺度の信頼性が担保されたと判断し, 後述の手続きにより尺度得点を算出する。確認的因子分析の結果にかかわらず, α 係数の基準を満たさなかった場合は探索的因子分析に移行する。詳細は探索的検討の節で述べる。

子どもの過剰適応的な振る舞いに対する推測については OAS-RS を第三者が本人のふるまいを推測できるように改変したものであるため, OAS-RS と同様, 自己抑制の推測と他者志向性の推測の 2 因子構造を候補とした確認的因子分析を行う。その後の手続きについては OAS-RS と同様とする。

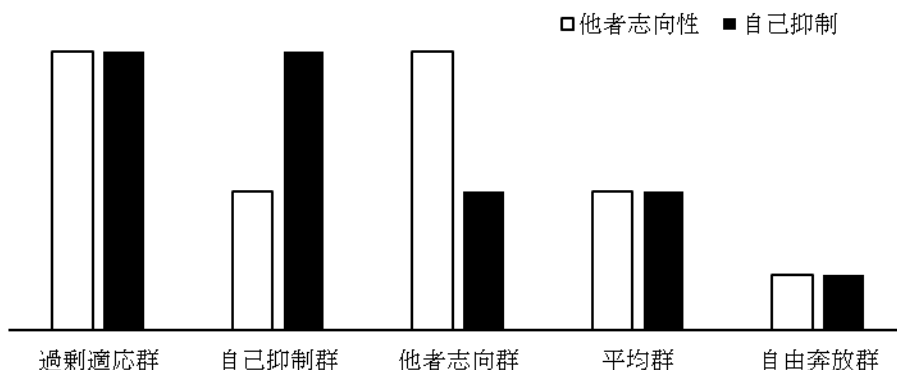
尺度得点の算出 α 係数が基準を満たしていた場合, 両親に対する過剰適応, 子どもの過剰適応的な振る舞いに対する推測のどちらも 5 件法で回答を求めていたため, 回答時の数値をそのまま個人の得点とする形で数値化を行う。この際, 両親に対する過剰適応の逆転項目の処理 (たとえば, 1 と回答していた場合は 5 に変換する) を行う。その後, 両尺度とも自己抑制・他者志向性それぞれの因子に対応する項目群の合計得点を算出し, 項目数で割ることで個人内平均値を算出する。この値を個人ごとの尺度得点とする。

相関係数の算出 OAS-RS の自己評価と他者評価のそれぞれについて, Pearson の積率相関係数 (r) を算出する。

過剰適応状態の類型化と第三者評価との比較 過剰適応状態の類型化を行うため, OAS-RS の下位尺度得点をもとに, Ward 法によるクラスタ分析を実施する。風間・平石 (2018) と同様, 平均得点 ± 0.5 点を基準とし, 他者志向性と自己抑制が高い場合を過剰適応状態と, 両得点が低い状態を自由奔放状態とみなす。風間・平石 (2018) では 9 群が想定されているが, 保護者に対する過剰適応傾向のみを測定しているため, 風間・平石 (2018) で抽出された群のうち, 他者志向性及び自己抑制が高い対保護者過剰適応群, 自己抑制のみが高い対保護者自己抑制群, 他者志向性のみが高い対保護者他者志向群, 他者志向性及び自己抑制が中程度である対保護者平均群, 他者志向性及び自己抑制が低い対保護者自由奔放群の 5 群が抽出されることを想定している (Figure 1)。

その後, 得られたクラスタと自己抑制あるいは他者志向性の評定 (自己評価・他者評価) を独立変数, 自己抑制あるいは他者志向性を従属変数とした 2 要因混合デザインによる分散分析を実施する。有意差が認められた場合, 多重比較を行う。クラスタ分析の結果, 過剰適応群が検出された場合, 過剰適応群において自己抑制と他者志向性の自己評価が他の群に比べて高くなる。また, 過剰適応傾向が第三者に推測されていない場合, 過剰適応型において自己抑制の自己評価の得点が第三者評価よりも有意に高くなることを予測している。

Figure 1
 クラスタ分析の結果の予測



結果

本研究では、先に述べた選定基準に沿って分析対象者を選定したうえで、分析計画に沿って分析を行う予定を立てていた。しかし、子どもの過剰適応的な振る舞いに対する推測において「5: 分からない」を選択した保護者の回答は分析計画に沿った分析を実施するうえでは不相当と考え、分析計画外の新たな選定基準として、これを選択した保護者と子どもの回答データを分析対象外とした。そのため、最終的な分析対象者は中学生 313 名 (男性 155 名) とその親 313 名 (男性 141 名)、大学生 477 名 (男性 238 名) とその親 477 名 (男性 218 名) を対象とした。子どもの学年は中学 1 年生 99 名、2 年生 107 名、3 年生 107 名と大学 1 年生 105 名、2 年生 133 名、3 年生 117 名、4 年生 122 名であった。

OAS-RS の因子構造及び信頼性の検討 OAS-RS に関して 2 因子構造を仮定した最尤法による確認的因子分析を行った。中学生サンプルの結果を Table 1 に示す。中学生の適合度は CFI=.82, RMSEA=.14, SRMR=.14 となった。下位因子ごとに α 係数を算出したところ、他者志向性について $\alpha=.77$ 、自己抑制について $\alpha=.91$ であった。

また、大学生サンプルの結果を Table 2 に示す。大学生の適合度は CFI=.86, RMSEA=.13, SRMR=.11 であった。下位因子ごとに α 係数を算出したところ、他者志向性について $\alpha=.77$ 、自己抑制について $\alpha=.91$ であった。

Table 1

OAS-RSの因子分析の結果(中学生)

項目	因子負荷量		共通性
	F1	F2	
F1: 両親に対する他者志向性 ($\alpha=.77$)			
1. 親にほめてもらえるような行動をすることが多い	0.67	0.00	0.45
3. 親にとってのいい子でいようと意識して行動することが多い	0.77	0.00	0.60
5. 親と違うことを思っている、それを言えないほうである	0.54	0.00	0.29
6. 親の期待に応えるために勉強や部活を頑張る	0.58	0.00	0.34
10. 親に心配をかけさせたくない	0.38	0.00	0.14
12. 親のためなら、多少やりたくないことでも無理してやるほうである	0.66	0.00	0.44
F2: 両親に対する自己抑制 ($\alpha=.91$)			
2. つらいことがあっても親の前では我慢する	0.00	0.71	0.51
4. 親に対して自分の気持ちを抑えてしまうほうだ	0.00	0.76	0.58
7. たとえ学校で嫌なことがあっても、それを親に伝えられないほうである	0.00	0.71	0.50
8. 親に対して、自分の言いたいことがなかなか言えないほうである	0.00	0.83	0.69
9. 親に対して、言いたいことが言えるほうである	0.00	-0.64	0.41
11. 自分の考えがあっても、それを親に伝えられないほうである	0.00	0.89	0.78
13. 親に対して、言いたいことを我慢する方が多い	0.00	0.82	0.67
	因子間相関	—	0.57

Table 2

OAS-RSの因子分析の結果(大学生)

項目	因子負荷量		共通性
	F1	F2	
F1: 両親に対する他者志向性 ($\alpha=.77$)			
1. 親にほめてもらえるような行動をすることが多い	0.66	0.00	0.43
3. 親にとってのいい子でいようと意識して行動することが多い	0.82	0.00	0.67
5. 親と違うことを思っている、それを言えないほうである	0.64	0.00	0.41
6. 親の期待に応えるために勉強や部活を頑張る	0.60	0.00	0.36
10. 親に心配をかけさせたくない	0.26	0.00	0.07
12. 親のためなら、多少やりたくないことでも無理してやるほうである	0.62	0.00	0.38
F2: 両親に対する自己抑制 ($\alpha=.91$)			
2. つらいことがあっても親の前では我慢する	0.00	0.67	0.45
4. 親に対して自分の気持ちを抑えてしまうほうだ	0.00	0.86	0.74
7. たとえ学校で嫌なことがあっても、それを親に伝えられないほうである	0.00	0.68	0.47
8. 親に対して、自分の言いたいことがなかなか言えないほうである	0.00	0.89	0.79
9. 親に対して、言いたいことが言えるほうである	0.00	-0.61	0.37
11. 自分の考えがあっても、それを親に伝えられないほうである	0.00	0.86	0.74
13. 親に対して、言いたいことを我慢する方が多い	0.00	0.86	0.73
	因子間相関	—	0.68

中学生、大学生ともに構造的側面の証拠は得られなかったものの、 α 係数の観点から尺度の信頼性が確認された。この点を踏まえ、先の分析計画に沿って因子ごとに尺度得点を算出した。

子どもの過剰適応的な振る舞いに対する推測の因子構造及び信頼性の検討 この尺度項目は、第三者（本研究では親）が本人のふるまいを OAS-RS の項目内容の観点から推測するように改変したものであったため、OAS-RS と同様に 2 因子構造を仮定した最尤法による確認的因子分析を行った。中学生の親の結果を Table 3 に示す。この適合度は CFI=.85, RMSEA=.11, SRMR=.099 であった。下位因子ごとに α 係数を算出したところ、他者志向性の推測について α =.79, 自己抑制の推測について α =.78 であった。また、大学生の親の結果を Table 4 に示す。大学生の適合度は CFI=.87, RMSEA=.11, SRMR=.14 であった。下位因子ごとに α 係数を算出したところ、他者志向性の推測について α =.80, 自己抑制の推測について α =.79 であった。

Table 3

過剰適応傾向の推測の因子分析の結果(中学生)

項目	因子負荷量		共通性
	F1	F2	
F1：両親に対する他者志向性の推測 (α =.79)			
1. あなたにほめてもらえるような行動をすることが多い	0.61	0.00	0.38
3. あなたにとってのいい子でしようと意識して行動しているように見える	0.81	0.00	0.65
6. あなたの期待に応えようとする様子が見られる	0.69	0.00	0.47
9. あなたに心配をかけないよう振る舞うことが多い	0.55	0.00	0.30
11. 多少やりたくないことでも、あなたのために無理してやっているように見える	0.64	0.00	0.41
F2：両親に対する自己抑制の推測 (α =.78)			
2. つらいことがあってもあなたの前では我慢しているように見える	0.00	0.53	0.28
4. あなたに対して自分の気持ちを伝えることはほとんどない	0.00	0.78	0.60
5. あなたと異なる考えを持っているようには見えない	0.00	0.16	0.02
7. 学校で嫌なことがあったように見えるときでも、それをあなたに伝えることはほとんどない	0.00	0.73	0.53
8. あなたに対して、自分の言いたいことがなかなか言えないほうである	0.00	0.74	0.54
10. 自分の考えがあっても、それをあなたに伝えられないほうである	0.00	0.76	0.58
	因子間相関	—	0.31

Table 4

過剰適応傾向の推測の因子分析の結果 (大学生)

項目	因子負荷量		共通性
	F1	F2	
F1: 両親に対する他者志向性の推測 ($\alpha=.80$)			
1. あなたにほめてもらえるような行動をすることが多い	0.63	0.00	0.39
3. あなたにとってのいい子でいようと意識して行動しているように見える	0.77	0.00	0.59
6. あなたの期待に応えようとする様子が見られる	0.69	0.00	0.48
9. あなたに心配をかけないように振る舞うことが多い	0.61	0.00	0.37
11. 多少やりたくないことでも、あなたのために無理してやっているように見える	0.62	0.00	0.39
F2: 両親に対する自己抑制の推測 ($\alpha=.79$)			
2. つらいことがあってもあなたの前では我慢しているように見える	0.00	0.62	0.39
4. あなたに対して自分の気持ちを伝えることはほとんどない	0.00	0.73	0.54
5. あなたと異なる考えを持っているようには見えない	0.00	0.13	0.02
7. 学校で嫌なことがあったように見えるときでも、それをあなたに伝えることはほとんどない	0.00	0.70	0.49
8. あなたに対して、自分の言いたいことがなかなか言えないほうである	0.00	0.78	0.61
10. 自分の考えがあっても、それをあなたに伝えられないほうである	0.00	0.81	0.66
	因子間相関	—	0.40

OAS-RS と同様に、中学生、大学生ともに構造的側面の証拠は得られなかったものの、 α 係数の観点から尺度の信頼性が確認された点を踏まえ、各下位因子ごとに尺度得点を算出した。

OAS-RS と諸変数の関連に関する検討 使用した尺度について尺度得点を算出した。中学生の記述統計量を Table 5、大学生の記述統計量を Table 6 に示す。

Table 5

記述統計量 (中学生)

	<i>M</i>	<i>SD</i>
1. 他者志向性の推測	2.23	0.60
2. 自己抑制の推測	2.37	0.60
3. 他者志向性の自己評価	2.67	0.89
4. 自己抑制の自己評価	2.99	0.70

Table 6

記述統計量 (大学生)

	<i>M</i>	<i>SD</i>
1. 他者志向性の推測	2.33	0.61
2. 自己抑制の推測	2.23	0.62
3. 他者志向性の自己評価	2.88	0.68
4. 自己抑制の自己評価	2.56	0.88

その後 Pearson の積率相関係数 (r) を求めた。中学生の結果を Table 7, 大学生の結果を Table 8 に示す。効果量の大小に関する山田・村井 (2004) の記述に基づいて解釈すると, 中学生・大学生ともに他者志向性の推測と自己抑制の推測, 他者志向性の推測と自己抑制の自己評価, 自己抑制の推測の他者志向性の自己評価に弱い正の相関が見られた。また, 他者志向性の推測と自己評価, 自己抑制の推測と自己評価, 他者志向性の自己評価と自己抑制の自己評価に中程度の正の相関が見られた。

Table 7

相関分析の結果 (中学生)

	1	2	3	4
1. 他者志向性の推測	1.00			
2. 自己抑制の推測	0.32 **	1.00		
3. 他者志向性の自己評価	0.60 **	0.26 **	1.00	
4. 自己抑制の自己評価	0.28 **	0.53 **	0.51 **	1.00

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

Table 8

相関分析の結果 (大学生)

	1	2	3	4
1. 他者志向性の推測	1.00			
2. 自己抑制の推測	0.37 **	1.00		
3. 他者志向性の自己評価	0.54 **	0.33 **	1.00	
4. 自己抑制の自己評価	0.32 **	0.67 **	0.57 **	1.00

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

OAS-RS を用いた過剰適応状態の類型化 OAS-RS の下位尺度得点をもとに Ward 法によるクラスタ分析を実施した。風間・平石 (2018) と同様に 5 群を想定していたが, 解釈可能性の観点から中学生 4 クラスタ, 大学生 5 クラスタへの類型化を採用した。中学生の結果を Figure 2, 大学生の結果を Figure 3 に示す。

Figure 2

中学生のクラスタ分析の結果

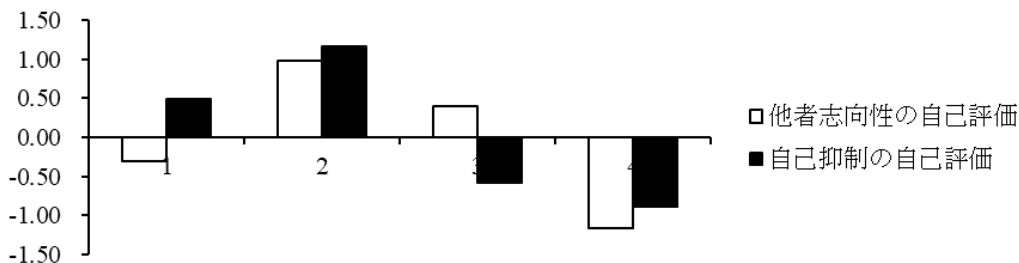
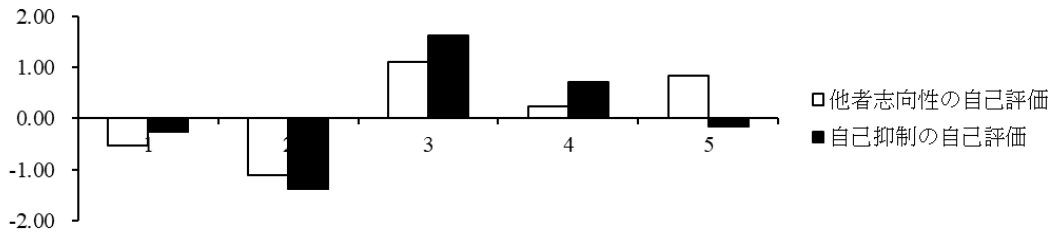


Figure 3
大学生のクラスタ分析の結果



風間・平石 (2018) に倣って平均得点+0.5 点以上だった場合に得点が高く、平均得点-0.5 点以下だった場合を得点が低いとみなし、他者志向性と自己抑制の両方が高い場合をその関係での過剰適応群と定義した。この定義のもと中学生における CL2 を過剰適応群 ($n=82$)、CL3 ($n=87$) を他者志向群、CL4 を自由奔放群 ($n=84$) と命名した。CL1 ($n=60$) については、風間・平石 (2018) の基準に満たなかったものの、他者志向性が平均程度である一方で自己抑制が平均よりも高かったため、他の群と比較する際の便宜上、自己抑制群と命名した。そのため、後述する考察部分では、中学生の自己抑制群を自己抑制的な内的特徴を持つ人々を意味するものとして言及しない。

同様の手続きで大学生における CL1 を平均群 ($n=143$)、CL2 を自由奔放群 ($n=86$)、CL3 を過剰適応群 ($n=66$)、CL4 を自己抑制群 ($n=90$)、CL5 を他者志向群 ($n=92$) と命名した。中学生のクラスタごとの記述統計量を Table 9、大学生のクラスタごとの記述統計量を Table 10 に示す。

Table 9
クラスタごとの記述統計量 (中学生)

	自己抑制群 ($n=60$)	過剰適応群 ($n=82$)	他者志向群 ($n=87$)	自由奔放群 ($n=84$)
	$M (SD)$	$M (SD)$	$M (SD)$	$M (SD)$
1. 他者志向性の推測	2.30 (0.43)	2.63 (0.63)	2.60 (0.50)	1.94 (0.52)
2. 自己抑制の推測	2.51 (0.44)	2.62 (0.58)	2.02 (0.46)	1.88 (0.55)
3. 他者志向性の自己評価	2.78 (0.38)	3.67 (0.42)	3.26 (0.43)	2.18 (0.36)
4. 自己抑制の自己評価	3.11 (0.50)	3.70 (0.39)	2.15 (0.46)	1.88 (0.56)

Table 10
クラスタごとの記述統計量 (大学生)

	平均群 ($n=143$)	自由奔放群 ($n=86$)	過剰適応群 ($n=66$)	自己抑制群 ($n=90$)	他者志向群 ($n=92$)
	$M (SD)$	$M (SD)$	$M (SD)$	$M (SD)$	$M (SD)$
1. 他者志向性の推測	2.18 (0.52)	1.90 (0.57)	2.71 (0.69)	2.35 (0.51)	2.66 (0.50)
2. 自己抑制の推測	2.18 (0.47)	1.66 (0.47)	2.86 (0.58)	2.52 (0.55)	2.08 (0.48)
3. 他者志向性の自己評価	2.51 (0.35)	2.13 (0.58)	3.64 (0.62)	3.04 (0.26)	3.45 (0.27)
4. 自己抑制の自己評価	2.32 (0.36)	1.34 (0.27)	3.99 (0.45)	3.19 (0.30)	2.42 (0.45)

過剰適応傾向の自己評価と他者評価との関連（中学生） 得られたクラスタ（参加者間要因）と他者志向性（参加者内要因）の2要因混合デザインによる分散分析を行った。クラスタ・他者志向性の主効果とクラスタと他者志向性の交互作用が有意であった（順に $F(3, 309) = 135.65, p < .001, \eta^2 = .57$; $F(1, 309) = 351.54, p < .001, \eta^2 = .53$; $F(3, 309) = 29.34, p < .001, \eta^2 = .22$ ）。交互作用が有意であったため単純主効果の検定を行ったところ、自己抑制群、他者志向群、過剰適応群、自由奔放群の単純主効果がそれぞれ有意であった（順に $F(1, 309) = 42.36, p < .001, \eta^2 = .42$; $F(1, 309) = 278.72, p < .001, \eta^2 = .78$; $F(1, 309) = 120.43, p < .001, \eta^2 = .58$; $F(1, 309) = 15.23, p < .001, \eta^2 = .16$ ）。全ての群において他者志向性の他者評価より自己評価が高いという結果であった。

また、他者志向性の他者評価と自己評価の単純主効果が有意であった（順に $F(3, 618) = 39.46, p < .001, \eta^2 = .28$; $F(3, 760) = 155.10, p < .001, \eta^2 = .60$ ）。Holm法による多重比較の結果、他者評価において、過剰適応群と他者志向群、自己抑制群、自由奔放群の順に評定が高かった。過剰適応群と他者志向群の間に有意差は見られなかった。自己評価において、過剰適応群、他者志向群、自己抑制群、自由奔放群の順に評定値が高かった。

次に、得られたクラスタ（参加者間要因）と自己抑制（参加者内要因）の2要因混合デザインによる分散分析を行った。その結果、クラスタ・自己抑制の主効果とクラスタと自己抑制の交互作用が有意であった（順に $F(3, 309) = 174.44, p < .001, \eta^2 = .63$; $F(1, 309) = 194.31, p < .001, \eta^2 = .39$; $F(3, 309) = 61.63, p < .001, \eta^2 = .37$ ）。交互作用が有意であったため単純主効果の検定を行ったところ、自己抑制群、過剰適応群、他者志向群の単純主効果がそれぞれ有意であった（順に $F(1, 309) = 65.75, p < .001, \eta^2 = .53$; $F(1, 380) = 297.50, p < .001, \eta^2 = .79$; $F(1, 309) = 4.81, p = .029, \eta^2 = .053$ ）。自己抑制群、過剰適応群、他者志向群において自己抑制の他者評価より自己評価が高いという結果であった。

また、自己抑制の他者評価と自己評価の単純主効果が有意であった（順に $F(3, 618) = 41.72, p < .001, \eta^2 = .29$; $F(3, 760) = 233.61, p < .001, \eta^2 = .69$ ）。Holm法による多重比較の結果、他者評価において、他者志向群、自由奔放群に比べて自己抑制群、過剰適応群の評定値が高かった。また、他者志向群と自由奔放群、自己抑制群と過剰適応群の間に有意差は見られなかった。自己評価において、過剰適応群、自己抑制群、他者志向群、自由奔放群の順に評定値が高かった。

過剰適応傾向の自己評価と他者評価との関連（大学生） 得られたクラスタ（参加者間要因）と他者志向性（参加者内要因）の2要因混合デザインによる分散分析を行った。その結果クラスタ・他者志向性の主効果とクラスタと他者志向性の交互作用が有意であった（順に $F(4, 472) = 128.10, p < .001, \eta^2 = .52$; $F(1, 472) = 495.76, p < .001, \eta^2 = .51$; $F(4, 472) = 25.07, p < .001, \eta^2 = .18$ ）。交互作用が有意であったため単純主効果の検定を行ったところ、平均群、自由奔放群、過剰適応群、自己抑制群、他者志向群の単純主効果がそれぞれ有意であった（順に $F(1, 472) = 50.01, p < .001, \eta^2 = .26$; $F(1, 472) = 14.10, p < .001, \eta^2 = .14$; $F(1, 472) = 176.65, p < .001, \eta^2 = .73$; $F(1, 564) = 134.67, p < .001, \eta^2 = .60$; $F(1, 564) = 180.80, p < .001, \eta^2 = .67$ ）。全ての群において他者志向性の他者評価より自己評価が高いという結果であった。

また、他者志向性の他者評価と自己評価の単純主効果が有意であった（順に $F(4, 944) = 40.59, p < .001, \eta^2 = .26$; $F(4, 944) = 145.56, p < .001, \eta^2 = .55$ ）。Holm法による多重比較の結果、他者評価にお

いて、過剰適応群と他者志向群、自己抑制群、平均群、自由奔放群の順に評定値が高かった。また、過剰適応群と他者志向群の間に有意差は見られなかった。自己評価においては、過剰適応群、他者志向群、自己抑制群、平均群、自由奔放群の順に評定値が高かった。

次に、得られたクラスタ（参加者間要因）と自己抑制（参加者内要因）の 2 要因混合デザインによる分散分析を行った。その結果、クラスタ・自己抑制の主効果とクラスタと自己抑制の交互作用が有意であった（順に $F(4, 472)=303.14, p<.001, \eta^2=.72$; $F(1, 472)=284.09, p<.001, \eta^2=.38$; $F(4, 472)=97.0, p<.001, \eta^2=.45$ ）。交互作用が有意であったため単純主効果の検定を行ったところ、平均群、自由奔放群、過剰適応群、自己抑制群、他者志向群の単純主効果がそれぞれ有意であった（順に $F(1, 472)=11.71, p<.001, \eta^2=.076$; $F(1, 472)=36.37, p<.001, \eta^2=.30$; $F(1, 472)=346.27, p<.001, \eta^2=.84$; $F(1, 472)=168.08, p<.001, \eta^2=.65$; $F(1, 472)=43.40, p<.001, \eta^2=.32$ ）。平均群、他者志向群・自己抑制群・過剰適応群において他者評価よりも自己評価が高く、自由奔放群において自己評価よりも他者評価が高いという結果であった。また、自己抑制の他者評価と自己評価の単純主効果が有意であった（順に $F(4, 944)=82.39, p<.001, \eta^2=.41$; $F(4, 944)=395.85, p<.001, \eta^2=.77$ ）。Holm 法による多重比較の結果、他者評価において過剰適応群、自己抑制群、平均群と他者志向群、自由奔放群の順に評定値が高かった。この際平均群と他者志向群に有意差は見られなかった。また、自己評価においても、同様の結果が得られた。

考 察

本研究では、風間・平石 (2018) が開発した OAS-RS の妥当性の追加検証と過剰適応概念の再考のために、他者から見た過剰適応者の様相の把握を目的とした検討を行った。過剰適応の定義を踏まえれば、過剰適応者は協調的で社会的に適応しているように見えても、心理的に適応しているとは言い難い人々だと換言できる (阿部, 2020)。つまり、第三者から見て優れた環境適応をしており、不適応的な側面に関しては他者から気づかれていないことが過剰適応者の前提となっている。この前提のもと、過剰適応型において自己抑制の自己評価の得点が他者評価よりも有意に高くなることを予測とした。

分散分析の結果、中学生・大学生ともに過剰適応群の自己抑制の自己評価の得点が、親からの評価よりも有意に高かった。他者志向性についても同様の結果が得られた。このことから、過剰適応者の自己抑制・他者志向性は実際より過小評価されていると言えるだろう。加えて、自己抑制の推測と自己評価の差分に着目すると、中学生・大学生ともに過剰適応群の差分の値が最も大きかった。このことから保護者は過剰適応群の自己抑制を特に過小評価している可能性が推測される。これは、過剰適応傾向の高い子どもは自己不全感や自己抑制する部分を他者には見せにくい可能性があるという石津・安保 (2007) の示唆と整合的である。この点において、本研究は過剰適応傾向を測定する OAS-RS の妥当性を補う知見を報告したと言えるだろう。加えて、先行研究において未検討となっていた他者からみた過剰適応者の様相を明らかにしたからこそ、この研究には後続研究の参照情報となるという点で意義もあると考えられる。

今後の課題 過剰適応傾向は第三者から過小評価されていることが示された一方で、分散分析の他の結果に着目すると、過剰適応群の推測の得点が他の群に比べて高いことも示されている。後者のパターンは中学生や大学生が自身の自己抑制や他者志向性を高く評定していることによる可能性はあるとはいえ、他の群とは異なり、親からそのような推測されている点は留意すべきだろう。過剰適応に位置づく人々の自己抑制が周囲の人々から認識されていないかどうかをより詳細に調べるためには、本研究のような量的研究だけではなく、親子を対象とした質的調査も必要と考えられる。

また、過剰適応と関連するメンタルヘルス変数として、先行研究では抑うつ (益子, 2009; 奥野・小林, 2015) や強迫 (益子, 2009), 対人恐怖 (益子, 2009), 摂食障害 (2015) などが挙げられている。しかし、これらの研究では石津 (2006) が作成した青年期前期用過剰適応尺度や、石津・斎藤 (2011) が作成した大学生用過剰適応尺度が使用されている。そのため、OAS-RS を用いて検出した過剰適応との関連について追加検討する必要がある。加えて、過剰適応が健康面でのリスクファクターであることを、根拠を持って主張するためには、過剰適応とこれらの変数との因果関係に関する証拠を積み重ねる必要もある。この点についても今後検討していくことが求められる。

本研究では研究に要する費用の都合上、OAS-RS のうち、保護者に対する過剰適応傾向のみを扱った。そのため、他の関係 (友人・教師) に対する過剰適応者が第三者に認識されているかどうかについては不明である。この点についても本研究と同様のアプローチにより検討する必要があるだろう。ここで、親以外の関係に関して風間・平石(2018)は、両親・友人・教師の三者すべてに対して過剰適応状態にある者は学校適応感が低くストレス反応を示すのに対して、友人に対してのみ過剰適応状態にある者は学校適応感とストレス反応のいずれも他の群との間に有意差が認められないことを報告している。さらに平石 (2011) では、青年期の対人関係が大人との非対称なタテの関係と、同年代との対称的なヨコの関係に分類されると述べている。これらのことから保護者に対する過剰適応や教師に対する過剰適応と、友人に対する過剰適応は質的に異なる可能性が示唆される。今後この点について検討することで、第三者から見た過剰適応者の様相をより多面的に把握することが可能になると期待される。

本研究から第三者からの過剰適応傾向の正確な把握が難しいことが示唆されたものの、過剰適応が心身症以外の病前性格になりうるという指摘 (益子, 2009) を踏まえると、過剰適応に対する早期介入の方法を提案・検証する必要がある。この点について阿部 (2020)は過剰適応の抑止のために Fear of negative evaluation (FNE) に対する介入が予防的な方策として有効である可能性を示唆している。阿部 (2020) によると、FNE とは他者からの否定的な評価に対する心配、および否定的に評価されるのではないかとという予測に対する不安の程度 (Watson & Friend, 1969) であり、評価懸念が高い個人は周囲の人々への自己主張を抑えがちで自己効力感が低く (Werner, Goldin, Ball, Heimberg, Gross, 2011) 規則に従順で周囲の様子に気を配るという行動特徴が見られる (Kendell, Krain, & Treadwell, 1999)。本研究において自己抑制に対する介入が過剰適応の低減に有効である示唆が得られたが、FNE に介入することでこれを低減できるのではないだろうか。しかし、阿部 (2020) では石津 (2006) の作成した青年期前期用過剰適応尺度を用いて過剰適応者を弁別しているため、OAS-RS も同様に FNE が過剰適応の規定因となるどうか追加検討する必要がある。加えて、臼倉・

濱口 (2014) は、石川・坂野 (2005)を参照しつつ、児童の不安症状の発生や深刻化は、親や教師といった周囲の対人環境に依存している可能性のあることを指摘している。そのため関係を特定した過剰適応傾向を測定することができる OAS-RS と FNE の関連を検討することによって、過剰適応傾向の高い児童が置かれている周囲の環境のうち、とりわけどこに着目して介入を実施すべきかを特定することも期待できる。

過剰適応が学校教育や心理臨床実践において着目すべき対象であるからこそ、ここであげた課題を解決するような研究を重ねていく必要があると考えられる。

謝 辞

本研究は JSPS 科研費 JP21K13738 の助成を受けて実施された。

引用文献

- 阿部 夏希 (2020). 過剰適応の生起メカニズムの解明——評価懸念とストレス認知に着目して——
広島大学大学院教育学研究科博士論文
- 浅井 継悟 (2012). 日本における過剰適応研究の研究動向 東北大学大学院教育学研究科研究年報,
60 (2), 283-294.
- 平石 賢二 (2011). 同性・異性の友人関係 平石賢二 (編) 改訂版 思春期・青年期のころ——か
かわりの中での発達—— (pp.75-89) 北樹出版
- 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 (1), 23-31. https://doi.org/10.5926/jjep1953.56.1_23
- 石津 憲一郎・安保 英勇 (2009). 中学生の過剰適応と学校適応の包括的なプロセスに関する研究
——個人内要因としての気質と環境要因としての養育態度の影響の観点から—— 教育心理学
研究, 57 (4), 442-453. <https://doi.org/10.5926/jjep.57.442>
- 石津 憲一郎・齋藤 英俊 (2011). 大学生版過剰適応尺度作成の試み 日本カウンセリング学会第 44
回大会発表論文集, 156.
- 石井 秀宗 (2000). 信頼性について知る Quality Nursing, 6, 447-452.
- 角野 善司 (1994). 人生に対する満足尺度 (the Satisfaction With Life Scale[SWLS]) 日本版作成の試
み 日本教育心理学会総会発表論文集第 36 回総会発表論文集, 192.
- 風間 惇希 (2017). 青年期における過剰適応研究の動向と今後の課題 名古屋大学大学院教育発達
科学研究科紀要, 64, 127-140. <https://doi.org/10.18999/nupsych.64.1.11>

- 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), 1-23.
https://doi.org/10.20688/jsyap.30.1_1
- 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科紀要, 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.
https://doi.org/10.24503/jasmh.12.1_69
- 益子 洋人 (2013). 過剰適応研究の動向と今後の課題——概念的検討の必要性—— 文学研究論集, 38, 53-72.
- 三浦 麻子・小林 哲郎 (2018). オンライン調査における努力の最小限化が回答行動に及ぼす影響 行動計量学, 45 (1), 1-11. <https://doi.org/10.2333/jbhmk.45.1>
- 文部科学省初等中等教育局児童生徒課 (2023). 令和 4 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結果の概要 文部科学省初等中等教育局児童生徒課 Retrieved February 2, 2024 from https://www.mext.go.jp/content/20231004-mxt_jidou01-100002753_2.pdf
- 宗像 恒次 (1997). 本当の自分を見つける本——いい子症候群からの脱却—— PHP 研究所
- 任 玉洁 (2019). 過剰適応に関する文献的研究と今後の課題 中央大学大学院研究年報 文学研究科篇, 48, 65-73
- 小塩 真司 (2010). はじめて学ぶパーソナリティ心理学：個性をめぐる冒険 ミネルヴァ書房
- 島 悟・鹿野 達男・北村 俊則・浅井 昌弘 (1985). 新しい抑うつ性自己評価尺度について 精神医学, 27(6), 717-723.
- 清水 裕士 (2016). フリーの統計分析ソフト HAD：機能の紹介と統計学習・教育、研究実践における利用方法の提案 メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, 59-73.
- 高橋 麻菜美・岡林 秀樹 (2022). 大学生のアレキシサイミア傾向と友人と親への過剰適応および怒り感情の制御との関連 明星大学心理学研究紀要, 40, 11-22.
- 臼倉 瞳・濱口 佳和 (2014). 評価懸念研究の動向と今後の展望——その形成プロセスに着目して—— 筑波大学心理学研究, 48, 49-58.
- 山田 剛史・村井 潤一郎 (2004). やわらかアカデミズム・<わかる>シリーズ よくわかる心理統計 ミネルヴァ書房