

研究論文

青年期における自己志向的完全主義と攻撃性の関連

博士前期課程 2回生 黒木靖恵

要約

本研究では、青年期の心理的不適応と関連の深い、自己志向的完全主義と攻撃性の関連について、様々な媒介変数を用いることで自己志向的完全主義から攻撃性に至るまでの詳細な心理のプロセスを明らかにすることを目的とした。この目的の背景には、完全主義が心理的不適応、精神的不健康と関連する個人特性だと考えられていることがある。研究1では、媒介変数として用いるネガティブな反すう、自己愛、対人恐怖心性の3つの尺度でそれぞれ短縮版尺度を作成した。研究2では、攻撃性の向く対象を自己と他者に分け、自己志向的完全主義から、自己への攻撃性および他者への攻撃性へ至るプロセスの検討を行った。そのプロセスを媒介する変数として、ネガティブな反すう、抑うつ、評価過敏性-誇大性自己愛、対人恐怖心性を組み込みこんだ。その結果、自己志向的完全主義の不適応的側面である不適応的完全主義(失敗過敏・行動疑念)→評価過敏性自己愛→ネガティブな反すう→対人恐怖心性→抑うつ→自己への攻撃性、他者への攻撃性へのそれぞれのプロセスが明らかとなった。

キーワード：自己志向的完全主義、攻撃性、抑うつ、ネガティブな反すう、自己愛、対人恐怖心性

序章

1. 自己志向的完全主義について

過度に完全性を求めることを完全主義(perfectionism)という。完全主義は心理的不適応、精神的不健康と関連する個人特性と考えられている。実際、完全主義に関する多くの研究では、この個人特性が抑うつ、不安、自殺念慮、摂食障害、強迫性障害といった多くの不適応と関連することが示されている(Flett & Hewitt, 2002)。

Hewitt & Flett (1990, 1991b) は、完全主義を多次元的な概念と考え、対人関係を加味した、多次元完全主義尺度を作成している。具体的には、自己に完全性を求める次元(自己志向的完全主義)、他者に完全性を求める次元(他者志向的完全主義)、他者から完全性を求められて

いるように感じる次元(社会規定的完全主義)の3次元である。

しかし、完全主義における研究では一般的に自己志向的完全主義のみが完全主義とみなされており、概念はむやみに拡張すべきではないという指摘がある(辻, 1992)。日本においては、大谷・桜井(1995)がHewitt & Flett (1990, 1991b)の尺度を使って、自己志向的完全主義が高いほど抑うつや絶望感に陥りにくいことを示している。

大谷・桜井(1995)の結果は、自己志向的完全主義には心理的適応に対してポジティブな面とネガティブな面の2側面が存在することを示唆している。そこで、桜井・大谷(1997)は、多次元自己志向的完全主義尺度を作成した。この尺度は、完全でありたいという欲求である「完

全欲求」, 自分に高い目標を課する傾向である「高目標設定」, ミス(失敗)を過度に気にする傾向である「失敗過敏」, 自分の行動に漠然とした疑いをもつ傾向である「行動疑念」の4つの下位尺度から構成されている。このうち、「高目標設定」は抑うつや絶望感と負の相関があるが、「失敗過敏」, 「行動疑念」は抑うつや絶望感と正の相関があることが示されている(桜井・大谷, 1997)。つまり, 自己志向的完全主義には「高目標設定」という適応的側面と, 「失敗過敏」および「行動疑念」という不適応的側面(以降, この2つを総称して不適応的完全主義とする)の2側面があるということである。本研究では, 辻(1992)と同様に, 完全主義の中でも, 自己志向的完全主義に着目し, 近年, 日本において研究成果が蓄積しつつある桜井・大谷(1997)の多次元自己志向的完全主義尺度を用いて研究を行う。

2. 攻撃性について

攻撃性は社会的な問題や健康問題との関係から常に注目されている。定義は様々であるが, 本研究では, 攻撃性を認知的側面(敵意)・情動的側面(怒り)・行動的側面(攻撃行動)から多面的に捉え, 怒り・敵意を要素として含め

た攻撃性を扱う。それを考慮した上で, 以下の大淵(2000)の定義を用いることとする。大淵(2000)は, 「攻撃」と「攻撃性」を次のように使い分けている。「攻撃」とは意図的危害行為で, 観察可能な行動反応のことである。一方, 「攻撃性」とは, そうした行動や反応が生み出される内的な心理過程を指して用いる。例えば, 攻撃的な思考や関心, 攻撃的な感情, 攻撃への意欲や願望などである。また攻撃的な思考や感情を発生させやすい性格特性も, 攻撃性の一部であるとしている。近年, 自己志向的完全主義と攻撃性との間の関連が検討されはじめている(例えば, 齋藤・沢崎・今野, 2008b)。以下ではその研究について概観する。

3. 自己志向的完全主義と他の諸変数との関連の包括的検討

齋藤他(2008b)は, 自己志向的完全主義の不適応的側面である不適応的完全主義から攻撃性にいたるまでのプロセスを, 抑うつ, ネガティブな反すうを媒介変数として検討している。その結果, 不適応的完全主義が敵意, 短気を経由して自己への敵意に至るパスと, ネガティブな反すうおよび抑うつを経由して自己への敵意に

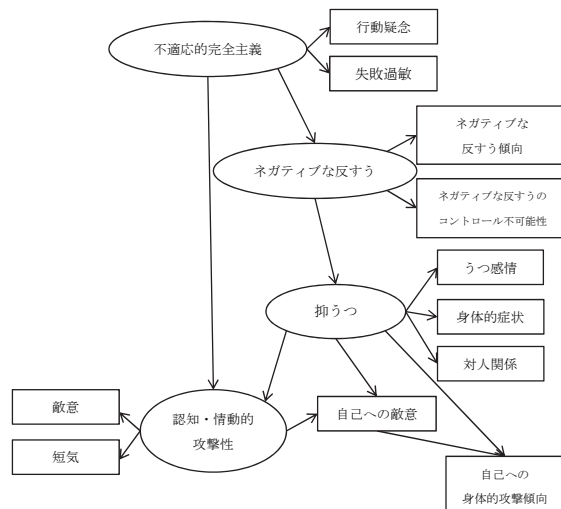


図1 不適応的完全主義, ネガティブな反すう, 抑うつ, 攻撃性, 自己への攻撃性に関するモデル(齋藤他, 2008b)

至るパスが確認されている。さらに、抑うつおよび自己への敵意から自己への身体的攻撃への直接パスも確認されている。不適応的完全主義がネガティブな反すうおよび抑うつを経由して自己への攻撃性に向かうことが確認されている(図1)。

ここで新たに着目したいのは、自己愛と対人恐怖心性という心理的変数である。これらは自己志向的完全主義、攻撃性ともに関連がみられており、これらを新たな媒介変数として組み込むことで、より詳細なプロセスを検討する必要があるのではないかと考える。

4. 自己愛について

自己愛(ナルシズム)は自分自身を愛の対象とする心の状態とされる。自己愛は臨床症状としてしてだけでなく、自分自身への関心の集中と、自信や優越感などの自分自身に対する肯定的感覚、さらにその感覚を維持したいという強い欲求によって説明される自己愛傾向(小塩, 1998)として青年期特有の人格的特徴でもあるとされている。

近年の自己愛研究では2種類の自己愛、つまり他の人々の反応を気にかけず、傲慢で自己中心的なタイプである「誇大型」(誇大性自己愛)と他の人々の反応に過敏で、容易に傷つけられたという感情をもち、羞恥や屈辱を感じやすいタイプである「過敏型」(評価過敏性自己愛)の2つの視点をもって研究がなされている(谷, 2007)。

Kohut理論の自己愛障害は、「自己の欠損状態である」と説明されている。この自己の欠損は、乳幼児期において未分化な「自体愛」から発達したばかりの、幼く万能感に満ちた「誇大自己」や「親の理想像」が、その時期に親によって適切に満たされなかったために、それが残存して歪な発達を遂げたと考えられている。

自己愛に関する以上の知見をふまれば、自己愛と完全主義との間に次のような関連が示唆される。すなわちKobutが指摘した万能感は「自分がなんでもできる」といった感覚であり、完

壁な自己像が想定されているとも考えられる。誇大性自己愛の場合、肥大化した完全な自己像を持つ可能性があると推測される。これらのことから、自己愛は完全主義と関連が見込まれる要因として、本研究で新たな変数として用いることとした。

5. 対人恐怖心性について

対人恐怖は、「対人場面において耐え難い不安・緊張を抱くために、対人場면을恐れ・避けようとする神経症の型」と定義されている(現代精神医学事典, 2011)。対人恐怖症は、思春期・青年期に発症しやすい神経症のひとつである。神経症などの病態で発症とまではいかなくとも、健全な一般青年においても人見知りや過度の気遣い、対人緊張などの対人恐怖の傾向が非常に多く認められることが明らかになっている。自己愛同様、必ずしも臨床症状としてだけでなく、思春期・青年期特有の人格傾向であると言える(対人恐怖心性)。

また、自己愛と対人恐怖心性との関連についての先行研究は多く、清水・海塚(2002)では、自己愛の高まりが対人恐怖心性を増大させると報告している。青年期における精神的健康を考える際、自己愛と対人恐怖心性は、前者が後者の要因になり得るという意味で、密接な関係があると思われる。したがって、両者を同時に取り上げるべきではないかと考えられる。さらに、対人恐怖心性は対人場면을恐れ避けようとする際、引きこもりの様に内にこもるようになる場合のほか、対人場面への恐れが、敵意や短気として相手に攻撃的に向けられる可能性も考えられる。これらのことから、本研究で対人恐怖心性を新たな変数として用いることとした。

研究1：短縮版尺度の作成

研究にあたり、質問紙を構成する尺度の項目数が非常に多いため、調査対象者の負担が大きくなり、疲労効果等による回答の歪みが懸念された。そのため、各尺度から質問項目を改めて選択し、短縮版尺度を作成する必要があると考えた。し

かし、本研究では、自己志向的完全主義から攻撃性に至るまでのプロセスを、様々な媒介変数を用いて明らかにすることを目指していることから、自己志向的完全主義と自己および他者への攻撃性のそれぞれを測定する尺度については、原版で実施することが望ましいと考えられた。そこで、媒介変数として用いる、抑うつ、ネガティブな反すう、評価過敏性—誇大性自己愛、対人恐怖心性の4つの尺度について、質問項目を選択し、短縮版の作成をすることとした。

抑うつ尺度については、齋藤他(2008b)が自己志向的完全主義、攻撃性との間に関連がみられなかったと報告している「ポジティブ感情」を削除することで、適度な下位尺度数および質問項目数(「うつ感情」7項目、「身体的症状」7項目、「対人関係」2項目)におさまった。そこで、残りの3つの尺度について質問項目を選択し、短縮版を作成することとした。

1. 目的

研究2で用いる7つの尺度のうち、ネガティブな反すう尺度、評価過敏性—誇大性自己愛尺度、対人恐怖心性尺度の3つの尺度のそれぞれについて短縮版尺度を作成することを目的とする。その後、作成したそれぞれの短縮版尺度を用いて、研究2を行うこととする。

2. 方法

調査対象者 私立女子大学の大学生、大学院生を対象とした。有効回答者173名。平均年齢19.85歳。

調査時期 2014年11月

調査形態・実施 質問紙法で実施した。大学の講義時間を借りて一斉に配布し、集団法で実施した。回答は全て無記名。所要時間10分程度。

質問紙の構成 質問紙は①フェイス項目、②ネガティブな反すう尺度、③評価過敏性—誇大性自己愛尺度、④対人恐怖心性尺度で構成した。

①フェイス項目 校種、学年、年齢、性別について尋ねた。

②ネガティブな反すう 伊藤・上野(2001)のネガティブな反すう尺度を用いた。「ネガティブな反すう傾向」7項目、「ネガティブな反すうのコントロールの不可能性」4項目の計11項目、2因子からなる。項目は5件法で回答を求めた。

③自己愛 中山・中谷(2006)の評価過敏性—誇大性自己愛尺度を用いた。「評価過敏性」8項目、「誇大性」10項目の計18項目、2因子からなる。項目は5件法で回答を求めた。

④対人恐怖心性 堀井・小川(1996, 1997)の対人恐怖心性尺度を用いた。この尺度は「尺度Ⅰ<自分や他人が気になる>悩み」5項目、「尺度Ⅱ<集団に溶け込めない>悩み」5項目、「尺度Ⅲ<社会的場面で当惑する>悩み」5項目、「尺度Ⅳ<目が気になる>悩み」5項目、「尺度Ⅴ<自分を統制できない>悩み」5項目、「尺度Ⅵ<生きることに疲れている>悩み」5項目の計30項目、6因子からなる。項目は7件法で回答を求めた。

3. 結果と考察

(1) ネガティブな反すう

逆転項目の得点を逆転した後、ネガティブな反すう尺度の11項目に対して因子分析を行った(最尤法・プロマックス回転)。固有値の減衰状況および因子の解釈可能性から2因子解を採用した。第1因子は「しばしば、嫌なことばかり考え続けることがある」など、ネガティブな反すう傾向を志向する項目の負荷が高かった。第2因子は全てが逆転項目であった。「嫌なことを考えていても、それに没頭せず何らかの行動をとることができる」など、ネガティブな反すうのコントロール不可能性を示す項目の負荷が高かった。これらの結果は、伊藤・上野(2001)の因子分析の結果と非常に類似していることが確認できたため、伊藤・上野と同様に第1因子を“ネガティブな反すう”因子、第2因子を“ネガティブな反すうのコントロール不可能性”因子とした。すなわち、“ネガティブな反すう傾向”6項目、“ネガティブな反すうのコントロール

不可能性” 5項目の2下位尺度である。

次に、因子ごとに、因子負荷量の高いものから項目を3つ選出し、それを下位尺度項目として短縮版尺度を作成した。下位尺度ごとにクロンバックの α 係数を求めた(表2)。

ネガティブな反すう傾向は $\alpha = .869$ 、ネガティブな反すうのコントロール不可能性は $\alpha = .783$ とどちらも高い値を示し、一定の信頼性を有することが確認されたので、下位尺度ごとの加算平均を下位尺度得点とした。しかし、下位尺度内の冗長性がないか検討するために、下位尺度内の項目間相関を算出すると、ネガティブな反すう傾向の項目で項目間相関が高い($r = .775$)ものがあり、冗長性が認められた。そこで、因子負荷量が次に高い項目と入れ替えた。その結果、信頼性分析では、 $\alpha = .847$ で十分に高く、いずれの下位尺度内の項目間相関も $r = .7$ 以下であり、信頼性、冗長性ともに問題がないと判断されたため、入れ替えた項目を採用した。

そして、短縮版尺度の測定概念が原版のものと同じであるかについて検討するために、それぞれの下位尺度短縮版と原版の下位尺度得点間の相関分析を行った。ネガティブな反すう傾向は $r = .946$ ($p < .01$)、ネガティブな反すうのコントロール不可能性は $r = .955$ ($p < .01$)といずれも高く、有意な正の相関を示しており、短縮版尺度は原版尺度と同様の概念を測定していることが示された。

(2) 評価過敏性—誇大性自己愛

評価過敏性—誇大性自己愛尺度の18項目に対して因子分析を行った(最尤法・プロマックス回転)。固有値の減衰状況および因子の解釈可能性から2因子解を採用した。第1因子は「私は他に並ぶ人がいないくらい、特別な存在である」など、誇大性自己愛を示す項目の負荷が高かった。第2因子は「他人から間違いや欠点を指摘されると、憂うつな気分が続く」など、評価過敏性自己愛を示す項目の負荷が高かった。これらの結果は、中山・中谷(2006)の因子分析結果と非常に類似していたため、同様に第1因子を“誇大性自己愛”因子、第2因子を“評

価過敏性自己愛”因子とした。すなわち、“誇大性自己愛”10項目、“評価過敏性自己愛”8項目の2下位尺度である。次に因子ごとに、因子負荷量の高いものから3つの項目を選出し、それを下位尺度項目として、短縮版尺度を作成した。

下位尺度ごとにクロンバックの α 係数を求めた。誇大性自己愛は $\alpha = .823$ 、評価過敏性自己愛は $\alpha = .866$ とどちらも高いため、一定程度の信頼性が確認されたので、下位尺度ごとの加算平均を下位尺度得点とした。下位尺度内の冗長性がないかを検討するために、下位尺度項目の項目間相関を算出すると、いずれの項目間相関も $r = .73$ 以下であったため、冗長性が低いと判断し、選出した項目をそのまま採用した。

そして、短縮版尺度の測定概念が原版のものと同じであるか検討するために、それぞれの下位尺度について短縮版と原版の各下位尺度得点間の相関分析を行った。誇大性自己愛は $r = .872$ ($p < .01$)、評価過敏性自己愛は $r = .858$ ($p < .01$)といずれも高く、有意な正の相関を示しており、短縮版尺度は原版尺度と同様の概念を測定していることが示された。

(3) 対人恐怖心性

対人恐怖心性尺度の30項目に対して因子分析を行った(最尤法・プロマックス回転)。固有値の減衰状況および因子の解釈可能性から6因子解を採用した。第1因子は「集団のなかに溶け込めない」など、集団に溶け込めない悩みを示す項目の負荷が高かった。第2因子は「人がたくさんいるところでは気恥ずかしくて話せない」など、社会的場面で当惑する悩みを示す項目の負荷が高かった。第3因子は「人と目を合わせていられない」など、目が気になる悩みを示す項目の負荷が高かった。第4因子は「根気がなく、何ごとも長続きしない」など、自分を統制できない悩みを示す項目の負荷が高かった。第5因子は「他人が自分をどのように思っているのかとても不安になる」など、自分や他人が気になる悩みを示す項目の負荷が高かった。第6因子は「いつも頭が重い」など、生きている

ことに疲れる悩みを示す項目の負荷が高かった。これらの結果は堀井・小川(1996, 1997)の因子分析結果と概ね類似していたことから、堀井・小川と同様に第1因子を“集団に溶け込めない悩み”因子、第2因子を“社会場面で当惑する悩み”因子、第3因子を“目が気になる悩み”因子、第4因子を“自分を統制できない悩み”因子、第5因子を“自分や他人が気になる悩み”因子、第6因子を“生きていることに疲れる悩み”因子とした。すなわち、“集団に溶け込めない悩み”6項目、“社会場面で当惑する悩み”5項目、“目が気になる悩み”5項目、“自分を統制できない悩み”8項目、“自分や他人が気になる悩み”3項目、“生きていることに疲れる悩み”3項目、の6下位尺度である。

次に、因子ごとに、因子負荷量の高いものから3つの項目を選出し、それを下位尺度項目として短縮版尺度を作成した。下位尺度ごとにクロンバックの α 係数を求めた。集団に溶け込めない悩みは $\alpha = .887$ 、社会場面で当惑する悩みは $\alpha = .880$ 、目が気になる悩みは $\alpha = .911$ 、自分を統制できない悩みは $\alpha = .764$ 、自分や他人が気になる悩みは $\alpha = .776$ 、生きていることに疲れる悩みは $\alpha = .819$ とどれも高いことから、一定程度の信頼性が確認されたので、下位尺度ごとの加算平均を下位尺度得点とした。次に、下位尺度内の冗長性がないか検討するために、下位尺度内の項目間相関を確認したところ、集団に溶け込めない悩み($r = .785$)、目が気になる悩み($r = .827$)の2つの下位尺度で項目間相関が高かったため、それぞれ因子負荷量が次に高い項目と入れ替えた。再度、信頼性分析を行うと集団に溶け込めない悩みで $\alpha = .842$ 、目が気になる悩みで $\alpha = .855$ で十分に高く、かついずれの下位尺度内の項目間相関も $r = .74$ 以下であり、信頼性、冗長性ともに問題がないと判断されたため、入れ替えた項目を採用した。

そして、短縮版尺度の測定概念が原版と同じであるかを検討するために、各下位尺度について、短縮版と原版の各下位尺度得点間の相関分析によって検討した。集団に溶け込めない悩み

は $r = .969$ ($p < .01$)、社会場面で当惑する悩みは $r = .880$ ($p < .01$)、目が気になる悩みは $r = .983$ ($p < .01$)、自分を統制できない悩みは $r = .945$ ($p < .01$)、自分や他人が気になる悩みは $r = .916$ ($p < .01$)、生きていることに疲れる悩みは $r = .958$ ($p < .01$)といずれも高く、有意な正の相関を示しており、短縮版尺度は原版尺度と同様の概念を測定していることが示された。

研究2では、3つの尺度として、これらの短縮版尺度を用いることとする。

研究2：不適応的完全主義から攻撃性にいたるプロセスの検討

1. 目的

本研究では、自己志向的完全主義の不適応的側面である、不適応的完全主義(失敗過敏・行動疑念)から、他者への攻撃性、自己への攻撃性、それぞれにいたるまでのプロセスを明らかにすることを目的とする。さらに、媒介変数として、抑うつ、ネガティブな反すう、自己愛、対人恐怖心性をモデルに組み込み、不適応的完全主義から攻撃性にいたるまでの、より詳細な心理的プロセスを明らかにすることを目的とする。

2. 方法

調査対象者 大学生、大学院生を対象とした。

有効回答者数292人(男性96人、女性196人)。平均年齢20.59歳。

調査時期 2014年12月

調査形態・実施 質問紙法で実施した。実施形態として、2種類の方法を取った。1つ目は大学の講義時間を借りて一斉に配布し、集団法で実施する方法。2つ目は個別に手渡して配布し、後日回収する方法。回答は全て無記名で行なった。所要時間15分程度。

質問紙の構成 質問紙は①フェイス項目、②自己志向的完全主義尺度、③日本版BAQ尺度、④自己への攻撃性尺度、⑤抑うつ尺度(CES-D)、⑥ネガティブな反すう尺度、⑦評価過敏性-誇大性自己愛尺度、⑧対人恐怖心

性尺度、で構成した。

- ①フェイス項目 校種, 学年, 年齢, 性別について尋ねた。
- ②自己志向的完全主義 桜井・大谷(1997)の多次元自己志向的完全主義尺度を用いた。この尺度は、「完全欲求」5項目、「高目標設定」5項目、「失敗過敏」5項目、「行動疑念」5項目の計20項目、4因子からなる。6件法で回答を求めた。
- ③攻撃性 安藤他(1999)の日本版BAQ尺度を用いた。「身体的攻撃」6項目、「短気」5項目、「敵意」6項目、「言語的攻撃」5項目の計22項目、4因子からなる。5件法で回答を求めた。
- ④自己への攻撃性 齋藤他(2008b)が作成した自己への攻撃性尺度を用いた。「自己への身体的攻撃傾向」項目「自己への敵意」項目の計19項目、2因子からなる。5件法で回答を求めた。
- ⑤抑うつ 矢富他(1993)のCES-Dを用いた。「うつ感情」7項目、「身体的症状」7項目、「対人関係」2項目、「ポジティブ感情」4項目の計20項目、4因子からなる。しかし「ポジティブ感情」は、齋藤他(2008b)では、他の変数との間で関係が認められていなかった。そこで本研究では「ポジティブ感情」を除く、3因子、16項目を採用する。3件法で回答を求めた。
- ⑥ネガティブな反すう 研究1で作成した、短縮版ネガティブな反すう尺度を用いた。「ネガティブな反すう傾向」3項目、「ネガティブな反すうのコントロールの不可能性」3項目の計6項目、2因子からなる。項目は6件法で回答を求めた。
- ⑦自己愛 研究1で作成した、短縮版評価過敏性—誇大性自己愛尺度を用いた。「評価過敏性」3項目、「誇大性」3項目の計6項目、2因子からなる。項目は5件法で回答を求めた。
- ⑧対人恐怖心性 研究1で作成した、短縮版対人恐怖心性尺度を用いた。「集団に溶け込め

ない悩み」3項目、「社会的場面で当惑する悩み」3項目、「目が気になる悩み」3項目、「自分を統制できない悩み」3項目、「自分や他人が気になる悩み」3項目、「生きることに疲れている悩み」3項目の計18項目、6因子からなる。項目は7件法で回答を求めた。

3. 結果

はじめに、Amosを使用し共分散構造分析を行ったところ、モデルの適合度(GFI=.862, AGFI=.815, CFI=.876, RMSEA=.084)の点で十分な結果が得られなかった。そこで、潜在変数を仮定せず、各下位尺度得点をそれぞれ観測変数として、Amosによるパス解析を行った。しかし、パス解析結果はモデルの適合度(GFI=.582, AGFI=.395, CFI=.516, RMSEA=.159)が極めて低く、モデルとして採用できるものではなかった。

そこで、改めてそれぞれの因子間の因果関係を調べるために、重回帰分析を行うこととした。ただし、重回帰分析を行うにあたり、因子数が非常に多く、モデルが複雑化することが考えられた。そこで、モデルをシンプルにするためにそれぞれの尺度について下位尺度を設けず、1つの因子として集約し、新たにモデルをたてなおして分析を行うこととした。新しく用いる因子の信頼性を調べるために、各因子のクロンバックの α 係数を算出することとした。また、本研究は、不適応的完全主義から他者への攻撃性と、自己への攻撃性のそれぞれに至るまでの影響関係を明らかにすることを目的としていたが、先の共分散構造分析においては、他者への攻撃性に行動的側面の攻撃行動を組み込むことが出来なかった。そのため重回帰分析では、認知・情動的攻撃性の側面だけでなく、行動的攻撃性も包括した他者への攻撃性と、自己への攻撃性をそれぞれ分けて分析を行うこととした。

測定尺度の検討

本研究で用いた測定尺度の検討をするために、信頼性分析を行いクロンバックの α 係数を算出

した。その結果、「不適応的完全主義」で $\alpha = .801$, 「他者への攻撃性」で $\alpha = .835$, 「自己への攻撃性」で $\alpha = .935$, 「抑うつ」で $\alpha = .908$, 「ネガティブな反すう」で $\alpha = .813$, 「対人恐怖心性」で $\alpha = .915$ であり、いずれも十分な信頼性が認められたが、「自己愛」は $\alpha = .504$ と低く、信頼性が十分ではないことが示された。

そこで、自己愛尺度について再検討するために、因子分析をした。短縮版評価過敏性—誇大性自己愛尺度の6項目に対して因子分析を行った(最尤法・プロマックス回転)。固有値の減衰状況および因子の解釈可能性から2因子解を採用した。第1因子は「他人から間違いや欠点を指摘されると、憂うつな気分が続く」など、評価過敏性自己愛を示す項目の負荷が高かった。

第2因子は「私は他に並ぶ人がいないくらい、特別な存在である」など、誇大性自己愛を示す項目の負荷が高かった。第1因子を「評価過敏性自己愛」因子、第2因子「誇大性自己愛」を因子とした。「評価過敏性自己愛」3項目、「誇大性自己愛」3項目の2下位尺度である。

信頼性分析を行い、クロンバックの α 係数を算出すると、「評価過敏性自己愛」因子は $\alpha = .803$, 「誇大性自己愛」因子は $\alpha = .770$ であり、尺度を1つに集約した「自己愛」因子よりも信頼性が高く、一定程度の信頼性が認められた(表1)。また、因子間相関を検討すると、 $r = -.230$ で因子どうしは負の相関関係にあり、項目内容も「評価過敏性自己愛」と「誇大性自己愛」では異なるものと判断されたため、以降は「自

表1 記述統計量 (N=292)

	平均値	標準偏差 (SD)	Cronbachの α 係数
不適応的完全主義平均得点	3.756	.687	.801
他者への攻撃性	2.797	.485	.835
自己への攻撃性	2.444	.796	.935
抑うつ平均得点	.510	.437	.908
ネガティブな反すう平均得点	3.732	.951	.813
誇大性自己愛平均得点	2.484	.859	.770
評価過敏性自己愛平均得点	3.155	.874	.803
対人恐怖心性平均得点	2.985	1.038	.915

表2 各因子間の相関係数

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 不適応的完全主義		.293***	.380***	.298***	.326***	-.185**	.445***	.390***
2. 他者への攻撃性			.290***	.326***	.154**	.088	.215***	.164**
3. 自己への攻撃性				.407***	.475***	-.369***	.334***	.503***
4. 抑うつ平均得点					.427***	-.208***	.298***	.473***
5. ネガティブな反すう平均得点						-.253***	.408***	.516***
6. 誇大性自己愛平均得点							-.180**	-.409***
7. 評価過敏性自己愛平均得点								.469***
8. 対人恐怖心性平均得点								

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

己愛」因子ではなく、「評価過敏性自己愛」因子と「誇大性自己愛」因子を用いることとした。下位尺度ごとの加算平均を下位尺度得点とした。

表1に各変数の平均値および標準偏差と、信頼性係数を示す。

自己志向的完全主義と他者への攻撃性および自己への攻撃性との関連

各変数間の相関係数を求めた(表2)。その結果、「自己志向的完全主義」は「他者への攻撃性」($r=.293, p<.001$), 「自己への攻撃性」($r=.380, p<.001$)とそれぞれ有意な正の相関を示した。

不適応的完全主義から、他者への攻撃性、自己への攻撃性にいたるまでの影響要因の検討

不適応的完全主義から、他者への攻撃性、自己への攻撃性にいたるまでの影響要因として、自己愛(評価過敏性自己愛, 誇大性自己愛), ネガティブな反すう, 対人恐怖心性, 抑うつ の5要因を用いた重回帰分析を行った。また, 重回帰分析に基づくパス図を図2に示す。

「不適応的完全主義」から「評価過敏性自己愛」, 「ネガティブな反すう」, 「対人恐怖心性」, 「他者への攻撃性」, 「自己への攻撃性」それぞれに対して, 正の標準偏回帰係数(順に.445, .158, .135, .217, .157)が有意であり, 「誇大性自己愛」に対しては, 負の標準偏回帰係数(-.185)が有意であった。「評価過敏性自己愛」から「ネガティブな反すう」, 「対人恐怖心性」

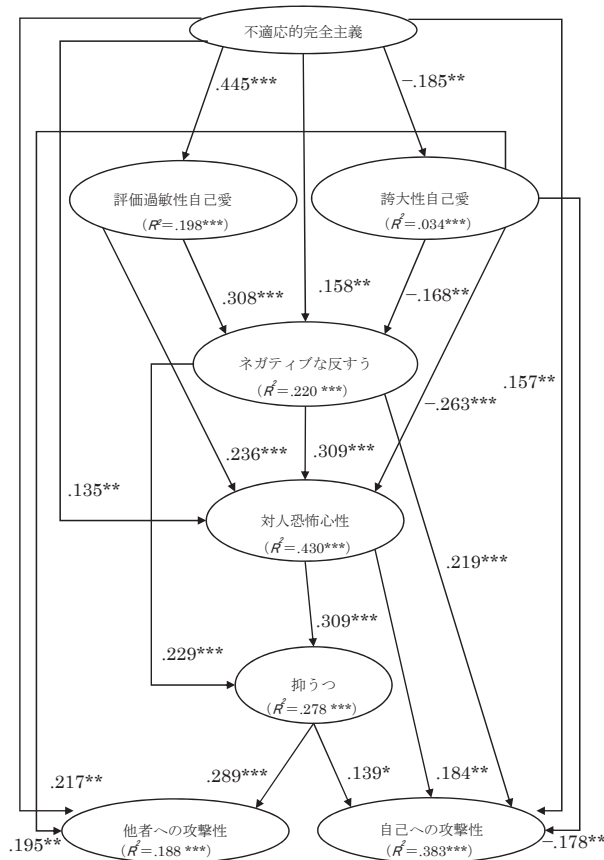


図2 パス・ダイアグラム

それぞれに対して、正の標準偏回帰係数（順に.308, .236）が有意であった。「誇大性自己愛」から「他者への攻撃性」に対しては正の標準偏回帰係数（.195）が有意であり、「ネガティブな反すう」、「対人恐怖心性」、「自己への攻撃性」それぞれに対して、負の標準偏回帰係数（順に-.168, -.263, -.178）が有意であった。「ネガティブな反すう」から「対人恐怖心性」、「抑うつ」、「自己への攻撃性」それぞれに対して、正の標準偏回帰係数（順に.309, .229, .219）が有意であった。「対人恐怖心性」から「抑うつ」、「自己への攻撃性」それぞれに対して、正の標準偏回帰係数（順に.309, .184）が有意であった。「抑うつ」から「他者への攻撃性」、「自己への攻撃性」それぞれに対して、正の標準偏回帰係数（順に.289, .139）が有意であった。それぞれのパスは有意な影響が見られてはいるが、R2値を確認すると、それぞれの攻撃性にいたるプロセスの説明率は2割程度と低かった。

4. 考察

不適応的完全主義から、自己への攻撃性および他者への攻撃性にいたるまでの影響要因の検討

不適応的完全主義から自己および他者への攻撃性に至るまでのプロセスは、ほぼ同一の変数を媒介としていた。すなわち、不適応的完全主義→評価過敏性自己愛→ネガティブな反すう→対人恐怖心性→抑うつ→他者への攻撃性/自己への攻撃性のプロセスをたどるモデルである。

具体的には、失敗を過度に気にしたり、自分の行動に確信が持てないでいる状態は、自分の欠点や失敗を指摘されると全てが否定されたように感じてしまい、そのため自分の欠点や失敗といった嫌なことを何度も反すうし、何度も嫌なことを反すうすることで、自分の欠点や失敗を指摘された場面がより印象付けられるため、対人場面に対する恐怖が高まり、抑うつ状態になり、自己および他者への攻撃性に至るというプロセスだと言える。

本研究の目的であった、不適応的完全主義から他者への攻撃性に至るプロセスには自己愛、

ネガティブな反すう、対人恐怖心性、抑うつが媒介する変数として存在することが明らかとなった。また、不適応的完全主義から自己への攻撃性に至るプロセスにおいても、斉藤他（2008b）のモデルで明らかとなった抑うつ、ネガティブな反すうが本研究においても同一の因果関係で示され、本研究のモデルの妥当性が確認できた。さらに、自己愛と対人恐怖心性が媒介する変数として新たにモデルに組み込まれ、不適応的完全主義から自己への攻撃性に至る、より詳細な心理プロセスが明らかとなった。

誇大性自己愛について

誇大性自己愛は他者への攻撃への直接パス以外の全てのパスで負の影響関係にあることが示された。不適応的完全主義は誇大性自己愛に負の影響を及ぼし、誇大性自己愛は、ネガティブな反すう、対人恐怖心性、自己への攻撃性に負の影響を及ぼすことが明らかとなった。したがって、誇大性自己愛には何らかの適応的な機能があるものと推測される。

本研究における誇大性自己愛は「私は他に並ぶ人がいないくらい、特別な存在である」「私には持って生まれたすばらしい才能がある」「自分はきっと将来成功するのではないかと思う」の3項目によって測定している。小塩（1998）は青年期特有の人格の特徴として、自分自身への関心の集中と、自信や優越感などの自分自身に対する肯定的感覚、更にその感覚を維持したいという強い欲求によって説明される、自己愛傾向を指摘している。これは本研究で測定している誇大性自己愛と同様の概念だといえる。つまり、自己愛傾向（本研究での誇大性自己愛）は自己注目的に自己評価を肯定的に維持する機能だといえるので、青年期においては特に、心理的健康にプラスの影響をもたらすものだといえる。本研究の調査は青年期である大学生、大学院生を対象としているため、自己愛傾向を有していると考えられることから、誇大性自己愛が、心理的健康の要因にプラスの影響を与えていることが推測される。不適応的完全主義から、

攻撃性へ至るまでのプロセスを明らかにする関係上、影響要因はどれも心理的不健康を測定する要因を用いており、誇大性自己愛がそれらに負の影響を与えていることは、上述のことから説明でき、青年期において自己愛傾向（本研究での誇大性自己愛）は心理的健康にプラスの影響を与えるということが確認されたといえるだろう。

誇大性自己愛からは、他者への攻撃性、自己への攻撃性それぞれに直接パスがのびており、他者への攻撃性には正の影響を、自己への攻撃性には負の影響を及ぼしている。ここから、誇大性自己愛によって、攻撃性を向ける対象が他者か自己かに分かれることが推測される。

今後の課題

本研究では、抑うつ、ネガティブな反すうの他に、新たな変数として自己愛、対人恐怖を加えた上で、不適応的完全主義から自己および他者への攻撃性へのプロセスがそれぞれ明らかとなった。しかし、共分散構造分析では当てはまりのよいモデルが得られなかったために、重回帰分析を行った都合上、各因子がどのように影響を及ぼしているのかが不明瞭となってしまった。そのため、今後は、各因子の影響関係も明らかとする研究が必要であろう。また、他者への攻撃性、自己への攻撃性と分けて分析し、それぞれのプロセスを明らかにすることはできたが、両者は同一のプロセスを辿るものが多く、他者への攻撃性にいたる要因、自己への攻撃性にいたる要因を区別することが難しかった。区別を明確にするには、他の要因との関連を検討する必要があると考えられる。

引用文献

- 安藤明人・曾我祥子・山崎勝之・島井哲志・嶋田洋徳・宇津木成介・大芦治・坂井明子（1999）. 日本版 Buss-Perry 攻撃性質問紙（BAQ）の作成と妥当性、信頼性の検討 心理學研究, **70** (5), 384-392.
- 荒井崇史・湯川進太郎（2006）. 言語化による怒り

の制御 カウンセリング研究, **39**, 1-10.

- Flett, G. L., & Hewitt, P. L. (Eds.) (2002). *Perfectionism: Theory, research, and treatment*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1990). Perfectionism and depression: A multidimensional analysis. *Journal of Social Behavior and Personality*, **5**, 423-438.
- Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1991a). Dimensions of perfectionism in unipolar depression. *Journal of Abnormal Psychology*, **100**, 98-101.
- Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1991b). Perfectionism in the self and social contexts: Conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology*, **60**, 456-470.
- 堀井俊章・小川捷之 対人恐怖心性尺度の作成（1996）. **20**, 55-65.
- 堀井俊章・小川捷之 対人恐怖心性尺度の作成（続報）（1997）. 上智大学心理学年報 **21**, 43-51.
- 伊藤拓・上野一郎（2001）. ネガティブな反すう尺度の作成およびうつ状態との関連性の検討 カウンセリング研究, **34** (1), 31-42.
- 中山留美子・中谷素之（2006）. 青年期における自己愛の構造と発達の変化の検討 教育心理学研究, **54** (2), 188-198.
- 大淵憲一（2000）. 攻撃と暴力—なぜ人は傷つけるのか 丸善
- 大谷佳子・桜井茂男（1995）. 大学生におけ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, **66**, 41-47.
- 小塩真司（1998）. 青年の自己愛傾向と自尊感情、友人関係のあり方との関連 教育心理学研究, **46** (3), 280-290.
- 齋藤路子・沢崎達夫・今野裕之（2008a）. 完全主義と帰属スタイルおよび抑うつの関連の検討 目白大学心理学研究, **4**, 101-109.
- 齋藤路子・沢崎達夫・今野裕之（2008b）. 自己志向の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** (1), 60-71.

齋藤路子・今野裕之・沢崎達矢 (2009). 自己志向の完全主義の特徴: 精神的不健康に関連する諸特性との関連から 対人社会心理学研究, **9**, 91-100.

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 心理學研究, **68** (3), 179-186.

清水健司・海塚敏郎 (2002). 青年期における対人恐怖心性と自己愛傾向の関連 教育心理学研究, **50**, 54-64.

谷冬彦 (2007). 人格心理学領域における研究動向と展望 教育心理学年報, **46**, 72-80.

辻平治郎 (1992). 完全主義の構造とその測定尺度の作成 甲南女子大学人間科学年報, **17**, 1-14.