



# 自己愛傾向に対する敵意帰属と怒りの効果 : 有意領域アプローチによる調整効果の検討

相澤, 直樹

---

**(Citation)**

神戸大学発達・臨床心理学研究, 24:9-15

**(Issue Date)**

2025-02-28

**(Resource Type)**

departmental bulletin paper

**(Version)**

Version of Record

**(JaLCD0I)**

<https://doi.org/10.24546/0100493536>

**(URL)**

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/0100493536>



## 自己愛傾向に対する敵意帰属と怒りの効果 —有意領域アプローチによる調整効果の検討—

### The Effects of Hostile Attribution and Anger on Narcissistic Tendency: Moderation Analysis using Regions Significance Approach.

相澤 直樹\*

Naoki AIZAWA\*

**要約：**本研究では、相澤（2015）により検証された、怒りの情動反応を調整変数とする敵意帰属の自己愛傾向に対する調整効果モデルについて、有意領域アプローチを用いた交互作用の検討をおこなった。その結果、自己愛傾向の有能感・万能感、ならびに、注目・賞賛欲求については、怒りの情動反応が低い場合の敵意帰属の負の効果が広く認められた。それに対し、自己中心性・自己主張性については、怒りの情動反応が高い場合の敵意帰属の正の効果が広くみられた。以上の結果は、怒りの情動反応が有能感・優越感、注目・賞賛欲求の低下を抑制する方向に、また、自己主張的な行動を促進する方向にそれぞれ敵意帰属の効果を調整することを意味する。その他、自己愛性抑うつについては、怒りの情動反応が強い場合の敵意帰属の負の効果が示され、怒りの情動反応が敵意帰属による抑うつを抑制する方向に調整することが示唆された。自己関心・共感性の欠如についても、仮説に一致する調整効果が示唆された。本研究では有意領域アプローチを用いることで、怒りの情動反応の調整効果の詳細が明らかとなった。今後は、実験的手法を用いることで要因間の因果関連を検討したり、臨床心理面接や臨床心理検査による事例研究を用いてモデルの臨床的な有用性を検証する必要がある。

**キーワード：**自己愛傾向、敵意帰属、怒り、調整効果、有意領域アプローチ

自己愛性人格障害は、空想または行動における誇大感、万能感、過度な賞賛の欲求と特権意識、ならびに共感性の欠如を主な特徴とする人格障害の一型である (American Psychiatric Association, 2013)。この障害は、とくに 1970 年代から 1980 年代にかけて境界性人格障害とともに広く研究がなされた。また、同様の特徴は、程度の差はあるものの一般の人々にも広く見られることが知られている (Raskin & Hall, 1979)。それらは、自己愛傾向や自己愛性格と呼ばれ、とくに青年期心性や親密さの問題、攻撃行動等との関連で多くの心理学的研究がなされてきた (小塩・川崎, 2011)。さらに、最近になってマキャベリズムやサイコパスとともに、対人関係の問題を引き起こしやすい性格傾向の一つとしてあらためて注目されつつある (Paulhus & Williams, 2002)。以上のように、自己愛性人格障害、ないしは自己愛傾向は現代人の心理をとらえる上で重要な用語のひとつとなっている。

一方で、近年の認知療法、ならびに、認知行動療法の発展にもない、多くの精神障害が認知モデルの観点から検討されるようになった。自己愛性人格障害、ないしは自己愛傾向も同様であり、これまでいくつかの認知モデルが提起されている (Emmons,

1987; Morf & Rhodewalt, 2001; Rhodewalt & Morf, 1995)。それらのモデルは、さまざまに独自の要素も含むが、おおむね自己像の不安定さや不明確さなどの自己に関する要因、ならびに他者からの評価や刺激などの他者に関する要因、ならびに両者の相互作用により生じる反応や認知処理の要因からなっている。その中で、特に攻撃性や憤怒と自己愛の関係に焦点を当てたものとして Baumeister らによる自己本位性脅威モデルが挙げられる (Bushman & Baumeister, 1998; Baumeister, Smart, & Boden, 1996)。

自己本位性脅威モデルは、自尊心と攻撃性に関する理論モデルであり、通常は適応的とみなされる肯定的な自己評価が他者への攻撃性に結びつく可能性を仮定するものである。つまり、肯定的な自己評価を持つ人であっても、それが非現実的に誇張されたものであれば、他者から頻繁にそれとはかけ離れた否定的な評価を受けることとなる。このことは自己への脅威として体験されこととなり、他者への攻撃行動を引き起こすこととなると考えられる。Baumeister らは、そのような非現実的に誇張された自己評価の実像として自己愛を取り上げ、実験研究により上記の仮説を

\* 神戸大学大学院人間発達環境学研究所准教授

検証している (Bushman & Baumeister, 1998; Bushman, Baumeister, Thomaes, Ryu, Begeer, & West, 2009)。

以上の自己本位性脅威モデルは、自己愛傾向に関連する有意義な理論仮説であるといえるが、その目的は主に攻撃行動を説明することにある。言い換えると、自己愛傾向を説明するモデルとはなっていない。そこで、相澤 (2015) は、辻 (2003, 2008) による臨床的発達論を基礎に、他者に対する攻撃性を踏まえた、青年期の自己愛傾向の理論モデルを提唱した (Figure 1)。このモデルでは、発達の観点から思春期青年期における現実自己との出会いが、青年の内面に不安や恐れなどの否定的な情動を引き起こすものと仮定している。そして、それに対して、自己愛傾向の高い青年は、苛立ちや怒りなどの情動を引き起こすことで、能動的に排斥する方向で反応すると仮定する。その結果、もともとの不安や恐れなどの否定的な感情は、“蔑むべき”“弱さ”を意味するもので、“無意味”で“無価値”なものとして体験される。さらに、青年期特有の自他の区別の曖昧さから、これらの否定的な体験は容易に他者に投影されることになる。その結果、他者は“蔑むべき”“弱い”、“無意味”で“無価値”なものとして否定的に体験されやすくなり、また、もともとの攻撃的な情動も混入して“攻撃的”で“敵意的”にも感じ取られやすくなる。このように自己愛傾向の高い青年は、否定的な不安や恐れを排斥することにより、自分自身の誇大的で理想的な自己像を維持することができる。一方で、否定的に歪められた他者イメージのために、自己愛傾向の高い青年は、常に他者からの敵意や悪意に敏感となり、何かにつけ他者に強い怒りで反応しなければならない。これがいわゆる自己愛的憤怒となる。さらに、怒りの感情によって否定的な体験を排斥できない場合には、誇大的で理想的な自己像を維持できなくなり、不安や恐れなどの否定的な感情の広がりにより抑うつ気分が発生する。このことが自己愛抑うつの体験につながると考えられるのである。

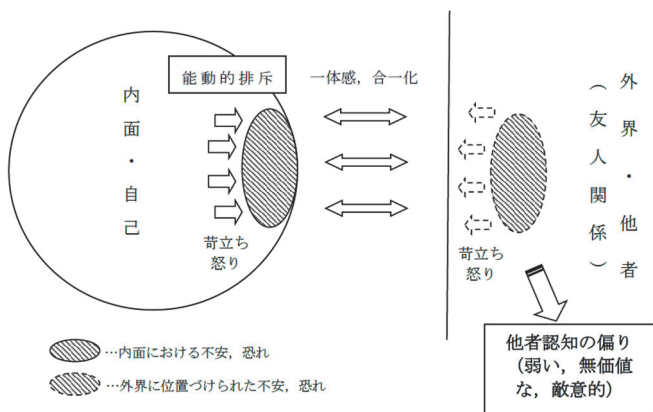


Figure 1 自己愛傾向における対人関係の体験構造 (相澤, 2015, p.96)

相澤 (2015) は、以上の理論モデルを検証するために、場面想定法を用いて敵意帰属、ならびに、怒りの情動反応を測定した上で、自己愛傾向を従属変数、敵意帰属を独立変数、怒りの情動反応を調整変数とする調整効果モデルを検証している (Figure 2)。この調整効果モデルでは主に以下の 2 点が仮定されている。

- ① 怒りの情動反応が高い場合には、他者に対する敵意帰属が

生じた場合にも自己愛傾向の誇大的万能的、自己主張的自己中心的な傾向が高まる、ないしは、維持されるのに対し、怒りの情動反応が低い場合には、同傾向の誇大的万能的、自己主張的自己中心的な傾向は低下する。

- ② 怒りの情動反応が高い場合には、他者に対する敵意帰属が生じた場合にも自己愛傾向の自己愛性抑うつは低下する、ないしは、維持されるのに対し、怒りの情動反応が低い場合には、同傾向の自己愛性抑うつは高まる。

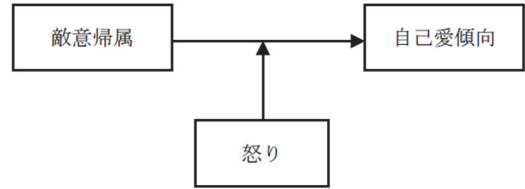


Figure 2 自己愛傾向の調整効果モデル

相澤 (2015) は、青年期の男性を対象とした調査により、上記の仮説の一部を指示する結果を得ている。しかしながら、交互作用項が有意となった際の事後分析において、調整変数の平均値±SD を基準とした点選択アプローチを用いている (小宮・布井, 2018; 林・内藤, 2023)。この手法は、交互作用項が有意になった際に、調整変数に一定の値 (カテゴリ変数の場合はそのカテゴリ値、連続変数の場合は平均値、ならびに、平均値±SD) を代入した分析をおこなうことで、独立変数の従属変数に対する効果を検討する手法である。分析方法の簡便さや結果のわかりやすさから、調整効果の分析では最もよく用いられる。ただし、この点選択アプローチは、選択される調整変数の値が標本に依存するとともに恣意的である点、調整効果の全貌を確認しにくい点などから批判されることが多い。

そのような分析方法の欠点を補う分析方法として、ジョンソン・ネイマン法 (以下、JN 法) による有意領域アプローチが提唱されている (林・内藤, 2023, Hayes, 2013)。この手法は、独立変数の従属変数に対する効果が一定の  $\alpha$  水準 (5%) において有意から非有意になる調整変数の境界値を求めるものである (林・内藤, 2023)。それらの値により独立変数の効果が有意となる調整変数の領域を知ることができる。JN 法が適用されるのは調整変数が連続変数である場合に限定されるが、調整効果の分析が研究者の恣意的な選択に依らない点、調整効果の全貌を知ることができる等の点で有効であると考えられる。そこで、本研究で相澤 (2015) の調査により得られた結果に対し、JN 法による有意領域アプローチを適用することで、調整変数の効果を再検討することとした。この手法により、自己愛傾向と敵意帰属の効果に対する怒りの情動反応の調整効果をより詳細に検討できることが期待される。

## 方法

### 調査手続き

調査協力者は、関西圏の大学生男性 304 名 (平均年齢 19.06 歳、 $SD=1.02$ ) であった。2013 年 7 月に講義時間内において調査質

Table1 各尺度の記述統計, 尺度間相関および信頼性係数

	<i>M</i>	<i>SD</i>	下位尺度間相関							$\alpha$ 係数
			1	2	3	4	5	6	7	
1 敵意帰属	29.227	7.207	-							.710
2 怒り	19.947	3.995	.417 **	-						.670
3 有能感・優越感	17.622	6.181	.021	.137 *	-					.850
4 自己主張性・自己中心性	18.464	5.718	.074	.037	.524 **	-				.780
5 注目・賞賛欲求	21.398	6.414	.031	.228 **	.546 **	.431 **	-			.860
6 自己愛性抑うつ	19.477	5.437	.053	.310 **	-.040	-.143 *	.259 **	-		.760
7 自己愛的憤怒	16.020	5.345	.272 **	.479 **	.222 **	.148 **	.332 **	.442 **	-	.770
8 自己関心・共感の欠如	37.599	10.636	.165 **	.228 **	.309 **	.272 **	.268 **	.172 **	.492 **	.830

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

問紙を配布し, 回答終了後にその場で回収した。調査に際しては, 匿名性や参加の任意性などを説明し, 同意の上で回答するよう依頼した。なお, 事前に神戸大学大学院人間発達環境学研究科研究倫理審査委員会の承認を得た (受付番号 88)。

## 調査内容

以下の心理測定尺度を調査協力者に実施した。(a)敵意帰属の測定にあたっては, 相澤 (2011) による他者意図判断測定法を用いた。これは, 意図の曖昧な他者から損害を受ける対人挑発場面 4 場面 (見知らぬ男性に路上で衝突される場面, 自分が教室で読書しているときに明りを消される場面, タクシーに乗車拒否される場面, 授業の発表を批判される場面) について, その原因を相手の敵意に帰属する敵意帰属, 不可避な条件や偶発的な要因に帰属する非敵意帰属, ならびに, その際に感じる怒りの情動反応の程度を問うものである。敵意帰属, 非敵意帰属については「1. 全くそう思わない~7. きっとそうだと思う」までの, 怒りについては「1. 全く感じない~7. 非常に強く感じる」のそれぞれ 7 段階評定で回答を求めた。この測定法については, 先行研究において身体攻撃性や短気, 敵意との間 (相澤, 2011), ならびに, 対象攻撃性や猜疑心との間で (紺・相澤, 2011) で妥当性を支持する結果が示されている。本研究では, 敵意帰属項目 4 項目, ならびに, 非敵意帰属項目の項目得点を逆転した 4 項目の合計得点, ならびに, 怒り項目の 4 項目の合計得点をそれぞれ敵意帰属得点, 怒り得点

とした。(b)自己愛的傾向の測定にあたっては, 谷 (2006) による自己愛人格尺度短縮版と原田 (2009) による自己関心・共感性の欠如尺度を用いた。前者は, 有能感・優越感, 自己主張性・自己中心性, 注目・賞賛欲求, 自己愛性抑うつ, 自己愛的憤怒の 5 因子構造からなり, 十分な等質性, 再検査信頼性, ならびに, 自我同一性, 自尊感情, 対人恐怖的心性との関連で妥当性を支持する結果が得られている (谷, 2004a,b)。後者は 1 因子構造からなり, 同じく十分な信頼性と妥当性が示されている (原田, 2009)。なお, 調整変数の分析については交互作用項を含む重回帰分析を用いた。統計解析には SPSS ver.21.0, 調整効果の分析には SPSS のアドインである PROCESS ver.2.16.2 (Hayes, 2013) を用いた。

## 結果

### 基本統計量と相関係数の算出

場面想定法の各項目得点の度数分布を確認したところ, 敵意帰属ではやや低得点側に, 非敵意帰属と怒りではやや高得点側に偏る傾向がみられたものの, 極端な L 型分布を示すものはみられなかった。そこで, 敵意帰属項目, ならびに, 得点を逆転した非敵意帰属項目の合計を敵意帰属得点, 怒り項目の合計を怒り得点とした。また, 自己愛人格尺度, 自己関心・共感性の欠如尺度については, 先行研究にならい, それぞれ各下位尺度得点を算出した。各得点の平均値と標準偏差, 信頼性係数, ならびに, 各尺度間の

Table2 交互作用項を含む重回帰分析の結果<sup>1)</sup>

	有能感・優越感	自己主張性・自己中心性	注目・賞賛欲求
敵意帰属	-.826 **	-.530 *	-.615 **
怒り	-.813	-.770 **	-.312
敵意帰属×怒り	.038 **	.028 **	.026 *
$R^2$	.064 **	.034 *	.076 **
	自己愛性抑うつ	自己愛的憤怒	自己関心・共感の欠如
敵意帰属	.466 *	-.240	-.622
怒り	1.189 **	.184	-.726
敵意帰属×怒り	-.026 **	.015	.040 *
$R^2$	.129 **	.244 **	.075 **

<sup>1)</sup> 値は非標準化係数。 \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$

相関係数を Table 1 に示す。信頼性係数では、敵意帰属と怒りでやや低めの値となったが、項目数の少なさの影響によるものと考えられた。

### 自己愛傾向に対する敵意帰属の効果の検討

自己愛傾向に対する、怒りを調整変数とする敵意帰属の効果を検討するため、自己愛人格尺度の各下位尺度、ならびに、自己関心・共感性の欠如尺度を従属変数、敵意帰属を独立変数、怒りを調整変数とする、交互作用項を含む重回帰分析を実施した。なお、一般的な分析にあたっては、独立変数と交互作用項の相関による多重共線性を防ぐために、独立変数と調整変数を中心化する手続きが取られるが、今回は Hayes (2013) の勧めに従い、また、実際の調整変数の変化量との関連が確認しやすいこともあり、変数の中心化は行わなかった。結果を Table 2 に示す。その結果、有能感・優越感、自己主張性・自己中心性、注目・賞賛欲求、自己関心・共感性の欠如で有意な正の交互作用が得られた。このことは、怒り得点が高くなればなるほど、敵意帰属の効果が正の方向に調整されることを示す。また、自己愛性抑うつでは負の調整効果が得られた。この結果は、怒り得点が高くなればなるほど、敵意帰属の効果が負の方向に調整されることを示す。

### 有意領域アプローチによる調整効果の検討

有意な交互作用が検出された従属変数について、JN 法による有意領域の境界点を算出した。結果を Table 3 に示す。この手法では、調整変数の有意領域と非有意領域の境界点が 2 点算出される。そして、同時にその境界点以下と以上の調整変数の分布の比

率が示される。ただし、計算上、独立変数の効果が有意から非有意に移行する境界点であっても、それが調整変数の取りうる範囲外の値であれば、境界点は算出されない。一方で、この結果のみでは実際の調整変数と独立変数の効果の様子がわからない。そのため、一定の間隔での調整変数の値に対応した独立変数の効果とその有意性の推移が算出される。その結果を Table 4 に示す。

以上の 2 つの表を総合すると、調整変数の推移と独立変数、ならびにその有意性の推移の関連を知ることができる。つまり、優越感・有能感を従属変数とした場合、怒り得点が 19.067 以下で敵意帰属の負の効果が有意となり、それは怒り得点の分布全体の低位 40.132% にあたる。同時に、怒り得点が 25.739 以上で敵意帰属の正の効果が有意となり、それは怒り得点の分布の上位 5.921% に過ぎない。このことから、怒り得点が低くなった場合に、敵意帰属が有能感・優越感が低下させる効果は比較的広くみられるも

Table3 JN法による有意領域の境界点

	境界点 <sup>1)</sup>	%境界点以 <sup>2)</sup>	%境界点以上 <sup>3)</sup>
有能感・優越感	19.067	40.132	59.868
	25.739	94.079	5.921
自己主張性・自己中心性	12.125	4.605	95.395
	22.691	73.684	26.316
注目・賞賛欲求	19.345	40.132	59.868
	-	-	-
自己愛性抑うつ	10.629	2.961	97.040
	21.789	63.487	36.513
自己関心・共感性の欠如	-	-	-
	22.503	73.684	26.316

<sup>1)</sup> 調整変数 (怒り得点) の有意領域と非有意領域の境界にあたる推定値。

<sup>2)</sup> 境界点以下にあたる分布の割合の推定値。

<sup>3)</sup> 境界点以上にあたる分布の割合の推定値。

Table4 調整変数の値の変化に伴う独立変数の効果

従属変数	有能感・優越感		自己主張性・自己中心性		注目・賞賛欲求		自己愛性抑うつ		自己関心・共感性の欠如	
調整変数	効果 <sup>1)</sup>	p値 <sup>2)</sup>	効果	p値	効果	p値	効果	p値	効果	p値
7.000	.563	.000	.335	.019	.433	.006	.288	.025	-.443	.086
8.050	.524	.000	.305	.022	.406	.005	.261	.029	-.400	.097
9.100	.485	.000	.276	.026	.379	.005	.234	.036	-.358	.111
10.150	.445	.000	.247	.031	.351	.005	.207	.045	-.315	.130
11.200	.406	.000	.218	.039	.324	.005	.181	.058	-.273	.155
12.250	.366	.000	.188	.052	.297	.005	.154	.078	-.230	.191
13.300	.327	.001	.159	.072	.269	.006	.127	.111	-.188	.243
14.350	.288	.001	.130	.106	.242	.006	.101	.166	-.145	.320
15.400	.248	.002	.101	.167	.215	.007	.074	.261	-.103	.437
16.450	.209	.003	.072	.278	.188	.010	.047	.429	-.060	.614
17.500	.170	.008	.042	.480	.160	.015	.020	.707	-.018	.869
18.550	.130	.026	.013	.813	.133	.028	-.007	.896	.025	.806
19.600	-.091	.098	.016	.752	-.106	.062	-.033	.474	.067	.474
20.650	-.051	.332	.046	.361	-.078	.152	-.060	.182	.110	.227
21.700	-.012	.822	.075	.136	-.051	.352	-.087	.056	.152	.096
22.750	.027	.622	.104	.047	-.024	.678	-.113	.017	.194	.042
23.800	.067	.264	.133	.018	.004	.954	-.140	.006	.237	.021
24.850	.106	.105	.163	.009	.031	.647	-.167	.003	.279	.013
25.900	.146	.044	.192	.005	.058	.434	-.194	.002	.322	.009
26.950	.185	.021	.221	.003	.085	.299	-.220	.001	.364	.008
28.000	.224	.011	.250	.003	.113	.214	-.247	.001	.407	.007

<sup>1)</sup> 独立変数 (敵意帰属) の従属変数に対する効果の推定値 (非標準化係数)。斜体が有意となる領域。

<sup>2)</sup> 効果の有意性の t 検定 ( $p < .05$ )。

の、怒り得点が高くなった場合の敵意帰属が優越感・有能感を高める効果は、怒り得点が上位の一部の場合に限られることになる。

一方で、自己主張・自己中心性では、怒り得点が 12.125 以下で敵意帰属の負の効果が有意となるが、それは怒り得点の 4.605% に過ぎない。一方で、怒り得点が 22.619 以上で敵意帰属の正の効果が有意となり、それは怒り得点の分布全体の 26.316% を占める。注目・賞賛欲求については、境界点が 1 つのみしか算出されず、19.345 以下で敵意帰属の負の効果が有意となり、それは怒り得点の分布の 40.132% を占める。その他、自己愛性抑うつについては、怒り得点が 10.629 以下で敵意帰属の正の効果が有意なるが、それは怒り得点分布の 2.961% に過ぎない。一方で、21.789 以上で敵意帰属の負の効果が高まるが、それは怒り得点の全体分布の 36.513% に相当する。最後に、自己関心・共感性の欠如では 1 つの境界点しか算出されず、怒り得点が 22.503 以上で、敵意帰属の有意な正の効果がみられるが、それは怒り得点分布の 26.316% に相当する。

## 考 察

本研究では、相澤（2015）による調査結果をもとに、有意領域アプローチを用いて調整効果の再検討をおこなった。その結果、以下に示すような自己愛傾向に対する敵意帰属の効果の怒りの情動反応による調整効果の特徴が示唆された。

自己愛傾向の中での有能感・優越感については、怒りの情動反応の低下に伴う敵意帰属の負の効果が広くみられた。一方で、敵意帰属の正の効果が有意となるのは、怒りの情動反応が極端に高い場合に限定されることが示された。以上の結果は、怒りの情動反応の調整効果が、実際には怒りの情動反応が低下すればするほど、敵意帰属の高まりが有能感・優越感をより低下させる効果が強まる方向に働くことを意味している。一方で、怒りの情動反応が高い場合でも、敵意帰属の高まりが有能感・優越感を高める効果を示すことは限定的で、ほとんどの範囲で変化は見られないことになる。つまり、怒りの情動反応の高まりは、主に有能感・優越感が低下することを抑制する調整が主であるとみなすことができる。

同様の調整効果の特徴は、注目・賞賛欲求にもみられる。怒りの情動反応の調整効果は、実際には怒りの情動反応が低下した際の敵意帰属の負の効果のみがみられた。それに対し、怒りの情動反応の範囲内では、敵意帰属の正の効果が有意となる領域はみられなかった。したがって、実際には、怒りの情動反応が低い場合に、敵意帰属が高まると注目・賞賛欲求が低下する効果のみが認められたことになる。このような結果も、怒りの情動反応の高まりは、敵意帰属が生じた際に注目・賞賛欲求が低下することを防ぐ調整効果が主であることを示している。以上のような結果は、自己愛傾向の有能感・優越感、ならびに、注目・賞賛欲求に対し怒りの情動反応の調整効果が防衛的な特徴を持つことを示唆する。つまり、怒りの情動反応の高まりは、敵意帰属の正の効果を強めるよりも、負の効果を緩衝する方向に主に働くとみなすことができる。

以上の特徴とは正反対の調整効果は、自己愛傾向の自己主張性・自己中心性で見られた。つまり、自己主張性・自己中心性を従属変数とした場合、主に怒りの情動反応が高い場合に、敵意帰属が自己主張性・自己中心性に正の効果をもたらす領域が広くみられた。それに対して、敵意帰属の負の効果がみられたのは、怒りの情動反応のごく限られた領域であった。以上の結果は、自己主張性・自己中心性については、怒りの調整効果は、敵意帰属が強まれば強まるほど、自己主張性・自己中心性が高まる方向が主となることを示す。

同じ自己愛傾向の下位尺度の中で、なぜ上記のような調整効果の際がみられたのかについては、今回の調査からは明瞭なことはいえない。ただし、想定されるのは自己愛傾向の各下位側面の特徴の違いの影響である。つまり、有能感・優越感、主に自己愛の高い人が持つ自己に関するポジティブな感覚感情であり、注目・賞賛欲求はその照らし返しを他者に求める欲求である。つまり、これらの側面は自己愛的な人のポジティブな気分感情体験に由来するものと推測される。一方で、敵意帰属はかなりネガティブな対人関係上での出来事であり、それを感じた人は一般にかなり否定的な気分感情を体験しやすいものと思われる。したがって、両者の関係では、ポジティブな感覚感情体験がネガティブな方向に低下する関連がみられやすかったのではないかと推測される。一方で、自己愛傾向の自己中心性・自己主張性は、その項目内容からも「自分の考えをはっきり言う」、「自分の言いたいことを主張する」などの自己主張的な行動への意識を測定している。そのように自己愛的な人の反応行動とくに関連する側面であると考えられる。通常、敵意帰属は報復や反撃等の攻撃的行動を引き起こすことが知られている（Crick & Dodge, 1994）。したがって、今回調査した敵意帰属も自己愛的傾向の行動反応面と正の関連が抽出されやすかったものと推測される。以上のようなことから、自己主張性・自己中心性については、怒りの情動反応の調整効果は、敵意帰属の正の効果として表れやすかったのではないかと考えられる。

その他、自己愛性抑うつについては、怒りの情動反応の負の調整効果がみられた。つまり、怒りの情動反応が高くなると、敵意帰属の自己愛性抑うつへの効果が負の方向に調整されることを示す。さらに、調整効果の詳細を見ると、怒りの情動反応が高い場合に敵意帰属の強さが抑うつ傾向を低減する効果が広く認められる。以上の関連は、上記の調整効果とは異なるものの、理論上は納得しうるものである。なぜなら、怒りの情動反応を強い場合では、敵意帰属が高まっても抑うつの気分は低減されることを示唆するからである。このような関連は、前述の有能感・優越感、ならびに、注目・賞賛欲求に関する結果と表裏一体の関連にあるものと推測される。

最後に、自己愛傾向に関連する自己関心・共感性の欠如については、怒りの情動反応が高い場合の敵意帰属の正の効果のみが有意となった。つまり、怒りの情動反応を強く持つ場合、敵意帰属が高くなればなるほど、他者への共感性が低下し、搾取的な態度をとることになることを示す。敵意帰属は、悪意のある存在として他者をかなり否定的に評価するものである。したがって、この要因が他者への非共感的な態度や搾取的な対応と正の関連が見出

されやすかったことは十分に予想されるものである。

以上のように、今回の研究では、調整効果の検定として有意領域アプローチを用いた分析を実施した。重回帰分析における交互作用項の有意性については相澤（2015）と同一である。一方で、相澤（2015）においては、交互作用の事後検定に点選択アプローチ（単純傾斜の検定）が用いられていたため、調整効果の一部の特徴しか明らかになっていなかった。本研究では、有意領域アプローチを用いることで、自己愛傾向の諸側面に対して敵意帰属が有意な効果を示す怒りの情動反応の得点範囲、ならびに、推定される一般青年（母集団）の割合を示すことができた。このことにより、怒りの情動反応の調整効果の特徴をより詳細に検討することができたものと思われる。

ただし、今回の使用した横断的調査では各要因間の因果関係を論じることには限界がある。今後は要因を操作した実験的手法も導入することで、それぞれの要因の因果関係を詳細に検討する必要がある。また、今回は比較的シンプルな調整効果モデルを用いた。しかしながら、自己愛傾向と敵意帰属、怒りの関連については、調整効果と媒介効果の両者が含まれる調整媒介モデルや媒介調整モデルなど、より複雑な因果関連も想定される。今回は使用した統計解析ソフトの制限でそれらの分析は実施しなかったものの、今後より専門化された統計ソフトを用いて追加の分析をおこなう余地は残されている。さらに、自己愛はそもそも臨床心理学領域の問題である。したがって、今回の知見の有効性は臨床心理学的なデータによっても傍証されなければならない。そのためには、臨床心理面接や臨床心理検査の事例研究をおこなうことが有効な手段であると考えられる。

【付記】本研究は、平成 27 年度に神戸大学大学院人間発達環境学研究科に提出された博士論文の一部に大幅な加筆修正を加えたものである。

### 《引用文献一覧》

相澤直樹 (2011). 対人葛藤場面における他者の意図の判断と情緒反応について—場面想定法による敵意帰属と嫌悪判断の測定とその妥当性— 心理臨床学研究, 29(3), 365-370.

相澤直樹 (2015). 青年期における対人恐怖傾向と自己愛傾向に関する心理発達の研究 平成 27 年度神戸大学大学院人間発達環境学研究科博士論文

American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders: DSM-5* (5th ed.). American Psychiatric Press.

Baumeister, R. F., Smart, L., & Boden, J. M. (1996). Relation of threatened egotism to violence and aggression: The dark side of high self-esteem. *Psychological Review*, 103(1), 5-33. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.103.1.5>

Bushman, B. J., & Baumeister, R. F. (1998). Threatened egotism, narcissism, self-esteem, and direct and displaced aggression: Does self-love or self-hate lead to violence? *Journal of Personality and Social Psychology*, 75(1), 219-229. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.75.1.219>

Bushman, B. J., Baumeister, R. F., Thomaes, S., Ryu, E., Begeer, S., & West, S. G. (2009). Looking again, and harder, for a link between low self-esteem and aggression. *Journal of Personality*, 77(2), 427-446. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2008.00553.x>

Crick, N. R., & Dodge, K. A. (1994). A review and reformulation of social information-processing mechanisms in children's social adjustment. *Psychological Bulletin*, 115(1), 74-101. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.115.1.74>

Emmons, R. A. (1987). Narcissism: Theory and measurement. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 11-17. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.52.1.11>

原田新 (2009). 新たな自己愛人格尺度の作成 神戸大学大学院人間発達環境学研究科研究紀要, 2, 25-32.

林洋一郎・内藤知加恵 (2023). 仮説検証型研究における仮説の形式：主効果,調整,媒介,調整媒介についてのチュートリアル 産業・組織心理学研究, 36(2), 189-211.

Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based Approach*. Guilford Press.

小宮あすか・布井雅人 (2024). Excel で今すぐはじめる心理統計 第2版—簡単ツール HAD で基本を身につける— 講談社

紺真理・相澤直樹 (2011). 青年期における攻撃性について—第二の個体化過程と対人葛藤場面における他者の意図の判断から— 神戸大学大学院人間発達環境学研究科研究紀要, 5(1), 9-18.

Morf, C. C., & Rhodewalt, F. (2001). Expanding the dynamic self-regulatory processing model of narcissism: Research directions for the future. *Psychological Inquiry*, 12(4), 243-251. [https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1204\\_3](https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1204_3)

小塩真司・川崎直樹. (編). 自己愛の心理学: 概念・測定・パーソナリティ・対人関係 金子書房.

- Paulhus, D. L., & Williams, K. M. (2002). The Dark Triad of personality: Narcissism, Machiavellianism and psychopathy. *Journal of Research in Personality, 36*(6), 556-563. [https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(02\)00505-6](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(02)00505-6)
- Raskin, R. N., & Hall, C. S. (1979). A narcissistic personality inventory. *Psychological Reports, 45*, 590-590. <https://doi.org/10.2466/pr0.1979.45.2.590>
- Rhodewalt, F., & Morf, C. C. (1995). Self and interpersonal correlates of the Narcissistic Personality Inventory: A review and new findings. *Journal of Research in Personality, 29*(1), 1-23. <https://doi.org/10.1006/jrpe.1995.1001>
- 谷冬彦 (2004a). 新たなる自己愛人格尺度の作成(1)—因子構造と対人恐怖的心性との弁別性の確認— 日本心理学会第 68 回大会発表論文集, 69.
- 谷冬彦 (2004b). 新たなる自己愛人格尺度の作成(2)—自我同一性と自尊心との関連から— 日本教育心理学会第 46 回総会発表論文集, 52.
- 谷冬彦 (2006). 自己愛人格尺度(NPS)短縮版の作成 日本教育心理学会第 48 回総会発表論文集, 409.
- 辻悟 (2003). ころへの途—精神・心理臨床とロールシャッハ学— 金子書房
- 辻悟 (2008). 治療精神医学の実践—ころのホームとアウェイ— 創元社