

いじめを容認する態度を測定する尺度の 一般成人における適用可能性 — 因子的妥当性と内的整合性、因子不変性の検討 —

堀孝司・福井義一

要約

いじめを深刻化させたり、その解決を阻害したりする一因として、いじめを容認する言説の存在が指摘されている。中学生のいじめ容認態度を測定するために、5つの下位尺度からなるいじめ容認態度尺度（神藤・齊藤, 2001）が開発されたが、一般成人における適用可能性は不明である。さらに、本尺度の下位尺度には、内的整合性が低いものや、態度の測定にそぐわない名前のものが含まれることから、その内的整合性や因子的妥当性にも疑問が残る。また、いじめ容認態度の因子構造が被害・加害経験者と未経験者、および男女間で異なる可能性もある。そこで本研究では、一般成人への適用可能性を確認するために、いじめ容認態度尺度（神藤・齊藤, 2001）の内的整合性と因子的妥当性、因子不変性を検討した。その結果、原版とは異なる3因子解が採択され、原版よりも高い因子的妥当性や内的整合性が確認された。また、いじめ被害・加害経験の有無と性別の違いによる因子不変性も高いことが確認された。これらの結果から、本尺度が一般成人に適用可能であることが結論づけられた。

キーワード：いじめ、いじめ容認態度、因子的妥当性、内的整合性、因子不変性

問題

わが国において、いじめが社会問題として取り上げられるようになって久しい（森田, 2010）。いじめの定義は、社会の趨勢により変遷してきたが、現在では文部科学省（2013）による、「児童生徒に対して、当該児童生徒が在籍する学校に在籍している等当該児童生徒と一定の人的関係のある他の児童生徒が行う心理的又は物理的な影響を与える行為（インターネットを通じて行われるものも含む。）であって、当該行為の対象となった児童生徒が心身の苦痛を感じているもの」という定義の使用が一般的である。最近の調査（文部科学省, 2021）によると、令和3年度の小・中学校や高校、特別支援学校におけるいじめ認知件数は約62万件であり、昭和60年度の調査以来、最多を記録した。

こうしたいじめには、その度合いが軽微なものから深刻なものまでであるが、中

には最悪の結末を迎えた事例も存在する。例えば、1986年には、被害児童が凄惨ないじめを苦に、自ら命を絶った（朝日新聞, 1986）。この事例では、同級生だけでなく、担任教師までが「葬式ごっこ」と称していじめに加担したことが明るみになり、大きな注目を集めた（読売新聞, 1986）。2011年には、大津市で中学2年生の男子生徒がいじめを苦にマンションから身を投げ、自殺した。その生徒は生前、同級生に羽交い締めにされてハチの死骸を食べさせられたり、万引きを強制されたり、挙げ句の果てには、校内の階段で自殺の練習をさせられたりしていたことが報道されている（共同通信大阪社会部, 2013）。

このように、いじめの被害者は、最悪の場合には自殺に追い詰められてしまうほど、深刻な悪影響に苦しむことがある（例, Holt et al., 2015; 伊藤, 2017; Manoli et al., 2022）。他にも、いじめ被害によって、自尊感情（金子, 2020; 水谷・雨宮, 2015; Schäfer et al., 2004）や学業成績（Juvonen et al., 2011）、学校適応感の低下（黒川, 2010）、抑うつ（Klomek et al., 2007; 村山他, 2015）、PTSD（Spence, & Nosko, 2015）、睡眠障害（Karatas, & Ozturk, 2011）、自傷行為（村山他, 2015）、対人恐怖（清水, 1998）といった様々な悪影響が報告されている。加えて、小・中学生時代に受けたいじめのダメージが、少なくとも大学生になった時点まで持続するなど、長期にわたって尾を引く（坂西, 1995; Wolke et al., 2013）ことも示唆されている。さらには、過去にいじめられた経験のある者が、後に銃乱射事件や学校に対する襲撃事件を起こした事例も発生している（戸田・ストロマイヤ, 2013）。以上から、いじめ問題の解決は、被害者に生じる個人的苦痛の解消だけにとどまらず、より広範囲な社会的不利益の抑止にも資することが期待される。

いじめを深刻化させたり、その解決を遠ざけたりする一因として、いじめを容認する言説が社会的に共有されていること（ハッ塚, 2020）が指摘されている。この言説は、ミクロとマクロの2つの層からなると言う。前者は、教師や保護者が被害者に投げかける発言（例, 「気にするな」、「お前が気にするからいけないんだ」）に、後者はいじめ現象に対するメタ・レベルの言及（例, 「大人も職場や社会でいじめをしているのだから、子どもの世界でいじめがなくなるわけがない」）に相当する（ハッ塚, 2020）。実際に、学級規範がいじめに容認的な場合、被害者の抗議や傍観者の仲裁が抑制されるのに加えて、加害者のいじめ行為が促進される（大西, 2007）ことが明らかになっており、周囲の人々のいじめを容認する態度がいじめの当事者たちに及ぼす影響は無視できないと言える。

ところで、いじめ被害者側にもいじめられる責任があるとする意見がしばしば見受けられる（例, 平尾, 2021; 堀他, 2022a; 小山・福井, 2014a; 竹川, 2002）。大学生を対象に、いじめ被害・加害者それぞれの責任割合を評価させた際の理由の一つに、大人からの示唆（例, 「教師や親に、いじめられる側にも問題があると

言われたから」が挙げられている（福井・小山, 2015）。このことを踏まえると、仮にいじめの当事者である小・中学生のいじめ容認態度を改善できたとしても、周囲の大人のこうした態度が変わらないままであれば、せっかくの改善が無に帰してしまう可能性がある。そのため、いじめの当事者である子どもだけではなく、むしろ子どもを取り巻く周囲の大人のこうした態度を改善することが、いじめ問題の解決には不可欠であると考えられる。

これまで、いじめを容認する態度を測定するために、5つの下位尺度（いじめ軽視、いじめ撲滅行動、いじめ必要論、いじめ不可避、いじめ絶対悪）からなるいじめ容認態度尺度（神藤・齊藤, 2001）が使用されてきた。例えば、佐久間他（2021）では、いじめ防止教育を評価する指標の一つとして、いじめ容認態度が用いられた。また、稲垣・澤田（2022）では、中学生のいじめを容認する態度がいじめ関与行動に影響を及ぼすことが報告された。

しかしながら、本尺度はもともと中学生向けに開発されたものであり、一般成人における適用可能性については未検討であった。また、下位尺度のうち、「いじめ必要論」と「いじめ不可避」、「いじめ絶対悪」の α 係数は一般的に許容範囲と考えられている.60を下回っており（神藤・齊藤, 2001）、その内的整合性についても疑問が残る。その上、佐久間・朝倉（2016）では、中高生を対象に同尺度が使用されているが、確認的因子分析でパス係数が低い項目が散見されたのに加えて、下位尺度ごとの α 係数が明記されておらず、その信頼性についても未確認である。さらに、いじめを容認する態度を測定する尺度であるにもかかわらず、「いじめ撲滅行動」のように、測定される構成概念とやや矛盾すると思われる下位尺度名も見受けられることから、因子的妥当性にも疑問が残る。

また、いじめ容認態度の因子構造が、いじめの被害・加害経験者と未経験者との間では、異なる可能性も否めない。特にいじめ加害経験者では、自身の行為を正当化するために、いじめを容認する態度が強まるのが容易に推測できる。実際、小山・福井（2014a）は、いじめ加害経験者はいじめ被害者への有責性を高く評価することを報告している。本研究ではこの点を検討し、いじめ被害・加害経験の有無でいじめ容認態度の各下位尺度得点に有意差があれば、因子不変性を検討する。

さらに、いじめ容認態度の得点は、男子の方が女子よりも有意に高い（稲垣・澤田, 2022; 佐久間他, 2021）ことが報告されているが、佐久間他（2021）では合計得点のみ、稲垣・澤田（2022）では、2つの下位尺度（いじめ軽視といじめ必要論）の計8項目の合計得点のみを用いて、性差が検討されており、各下位尺度得点の性差は不明である。そのため、本研究ではこの点についても検討し、有意な性差が示されれば、性別による因子不変性についても検討する。

目的

本研究では、一般成人を対象に、いじめ容認態度尺度（神藤・齊藤, 2001）の因子構造や項目構成を再検討し、その因子的妥当性や内的整合性、因子不変性を検討することで、本尺度の一般成人への適用性を確認することを目的とした。原版と異なる因子構造が得られた場合には、その信頼性を検討するために、各下位尺度の α 係数を算出し、内的整合性を確認する。さらに、その因子的妥当性を検討するために、確認的因子分析を実施し、モデルの適合度を確認する。さらに、必要があれば、いじめ被害・加害経験の有無別や男女別の多母集団同時分析により因子不変性を検討する。

方法

研究協力者：

2つの異なる調査に参加した一般成人598名のデータを用いた。それぞれ、298名（男性150名、女性148名）と、300名（男女とも150名）からなる。平均年齢は、40.91歳（ $SD=9.25$ ）であった。

使用変数：

いじめを容認する態度を測定するために、18項目からなるいじめ容認態度尺度（神藤・齊藤, 2001）を用いた。いじめ軽視（項目例：「いじめがあっても、たいしたことではない」）といじめ撲滅行動（項目例：「いじめられている子をかばってあげたい（逆転項目）」）、いじめ必要論（項目例：「後輩をしごくことも時には必要だ」）、いじめ不可避（項目例：「クラスで起こったけんかやいじめを先生に言うと、仕返しされるので、言いたくない」）、いじめ絶対悪（項目例：「どんなにわがままな子がいても、集団で責めてはいけない（逆転項目）」）の5つの下位尺度からなる。「1：そう思わない」～「4：そう思う」の4件法で回答を求め、各下位尺度得点を得た。このうち、いじめ撲滅行動といじめ絶対悪について、下位尺度名からはいじめを容認しない態度を示すように見えるが、実際には全て逆転項目で構成されているため、得点が高いほど、そのように考えていないこと、つまりいじめを容認する態度が強いことを示す。

いじめ被害・加害経験の有無を測定するために、「ない」と「ある」の2件法で回答を求めた。

手続き：

2019年12月末と2021年1月上旬に、Lancers社のクラウド・ソーシング・サー

ビスを利用して、オンラインで質問票調査と実験を実施した。Lancersに掲載した依頼概要には、後述した倫理的配慮の内容に加えて、実験課題にアクセスするためのURLを記載し、調査内容に同意が得られた者のみが、調査に参加可能であった。協力者には、350円もしくは300円の報酬が支払われた。

なお、実験の結果は本稿では報告しない。

倫理的配慮：

調査1は、卒業論文執筆のための研究であり、著者らの所属先のヒトを対象とした研究審査の対象外であったことから、その承認を経ずに実施された。ただし、いじめに関する質問項目が含まれていることを踏まえ、研究協力者に対する心理的な侵襲性に厳格に配慮した上で実施された。

Lancersの依頼概要欄に、1) 調査の趣旨や、2) 所要時間（約40分）、3) 調査への協力は任意であり、中断も可能であること、4) 調査への参加・不参加による不利益が生じないこと、5) 結果は統計的に処理されるため、個人が特定されることはないこと、の5点を明記し、全てに同意した者のみが、調査に参加可能であった。

調査2は、著者らの所属先のヒトを対象とした研究審査の承認（21-16）を得て実施された。Lancersの依頼概要欄に、調査1と同様の5点に加えて、6) 収集したデータは本研究以外の目的には使用せず、研究責任者と共同研究者のみが閲覧すること、7) 収集したデータは厳重に保管されること、8) 回答終了後にデータ使用の中止や破棄を求めることが可能であること、9) 調査の最後にLancersで用いるID（ユーザー名）を回答する箇所があり、これはデータの紐付けや報酬の支払いにのみ使用されること、の9点を明記した。これらについて同意した者のみが、調査に参加可能であった。

いずれの調査にも、過去のいじめ被害・加害経験を問う項目があることから、過去のトラウマ的な記憶が呼び起こされ、協力者の心理的負担となる可能性が懸念された。そのため、質問票の最後に「この一週間の中で、あなたが幸せや喜びを感じた体験は何ですか」と尋ね、自由記述で回答を求めた。これにより、研究協力者が肯定的な体験を想起して調査を終えられるように配慮した。

分析ツール：

分析には、IBM社の統計プログラムパッケージSPSS 26.0 for WindowsとAmos 26.0 for Windows、HAD version 17.204（清水、2016）を使用した。

結果

記述統計量といじめ被害・加害経験の有無間、男女間の得点差の検定

まず、原版（神藤・齋藤, 2001）通りの5つの下位尺度得点（いじめ軽視、いじめ撲滅行動、いじめ必要論、いじめ不可避、いじめ絶対悪）を算出した。次に、各下位尺度得点のいじめ被害・加害経験の有無と性別による差を検討するために、各下位尺度得点を従属変数とし、被害経験（有無）×加害経験（有無）×性別（男女）の3要因分散分析を行った。その結果、いじめ軽視については加害経験 ($F(1, 590)=5.07, p<.05$) の主効果が、いじめ撲滅行動については性別 ($F(1, 590)=4.35, p<.05$) の主効果と加害経験×性別 ($F(1, 590)=2.86, p<.10$) の交互作用が、いじめ必要論については加害経験 ($F(1, 590)=4.54, p<.05$) と性別 ($F(1, 590)=35.41, p<.001$) の主効果が、いじめ不可避については被害経験 ($F(1, 590)=4.75, p<.05$) と性別 ($F(1, 590)=7.71, p<.01$) の主効果が、いじめ絶対悪については性別の主効果 ($F(1, 590)=16.45, p<.01$) が、それぞれ有意または有意傾向であった。主効果が有意であった尺度得点について、それぞれいじめ被害・加害経験の方が未経験者よりも、男性の方が女性よりも、いじめ容認態度の得点が有意に高いことが分かった。また、いじめ撲滅行動について、加害経験×性別の交互作用が有意傾向であったことから、下位検定を実施した結果、男性のいじめ加害経験者においていじめ撲滅行動の得点が最も高い（つまり、いじめを容認することを示す）ことが分かった。記述統計量と3要因分散分析の結果を Table 1 に示した。

Table 1 いじめ容認態度（原版）の記述統計量と3要因分散分析の結果

被害経験 加害経験	あり				なし				全体	主効果	交互作用
	あり		なし		あり		なし				
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性			
	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)		
いじめ軽視	1.55 (0.56)	1.49 (0.38)	1.38 (0.43)	1.41 (0.41)	1.50 (0.56)	1.40 (0.32)	1.41 (0.47)	1.32 (0.34)	1.41 (0.44)	$F=5.07^*$	
いじめ撲滅行動	2.30 (0.50)	2.09 (0.60)	2.06 (0.55)	2.06 (0.58)	2.19 (0.58)	1.95 (0.24)	2.03 (0.61)	1.99 (0.56)	2.07 (0.57)		$F=4.35^*$ $F=2.86^\dagger$
いじめ必要論	2.33 (0.59)	2.04 (0.48)	2.29 (0.55)	1.97 (0.47)	2.54 (0.48)	2.02 (0.65)	2.21 (0.58)	1.96 (0.55)	2.14 (0.56)	$F=4.54^*$ $F=35.41^{***}$	
いじめ不可避	2.84 (0.49)	2.62 (0.45)	2.75 (0.52)	2.59 (0.47)	2.71 (0.50)	2.52 (0.70)	2.57 (0.52)	2.54 (0.49)	2.64 (0.50)	$F=4.75^*$	$F=7.71^{**}$
いじめ絶対悪	1.79 (0.60)	1.57 (0.56)	1.64 (0.54)	1.47 (0.51)	1.81 (0.60)	1.37 (0.48)	1.58 (0.55)	1.47 (0.57)	1.57 (0.56)		$F=16.45^{**}$

†: $p<.10$, *: $p<.05$, **: $p<.01$, ***: $p<.001$

原版通りの因子構造を想定した確認的因子分析

原版（神藤・齋藤, 2001）通りの5因子を想定した確認的因子分析（最尤法）の結果を Figure 1 に示した。その結果、適合度はやや低いが許容範囲内であっ

た ($\chi^2=463.76$, GFI=.919, AGFI=.900, CFI=.853, RMSEA=.063, AIC=529.76, BIC=674.75)。しかし、各下位尺度の信頼性分析の結果、原版と同様に中程度から低い内的整合性が確認された。本研究と原版における α 係数を Table 2 に示した。

Figure 1 5因子モデルのいじめ容認態度尺度の確認的因子分析

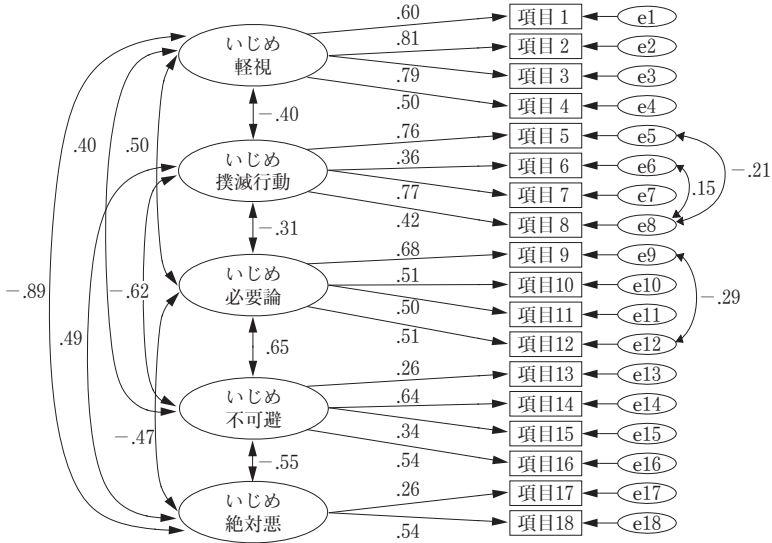


Table 2 各下位尺度の α 係数

	本研究	原版
いじめ軽視	.69	.68
いじめ撲滅行動	.63	.65
いじめ必要論	.58	.55
いじめ不可避	.48	.54
いじめ絶対悪	.36	.48

探索的因子分析

5因子モデルの適合度は許容範囲内であったものの、内的整合性は十分とは言えないことから、全18項目について、探索的因子分析（最尤法・Promax 回転）を行い、適切な因子数を検討した。固有値と対角 SMC, MAP, 平行分析の結果を Table 3 に、スクリープロットを Figure 2 に、それぞれ示した。

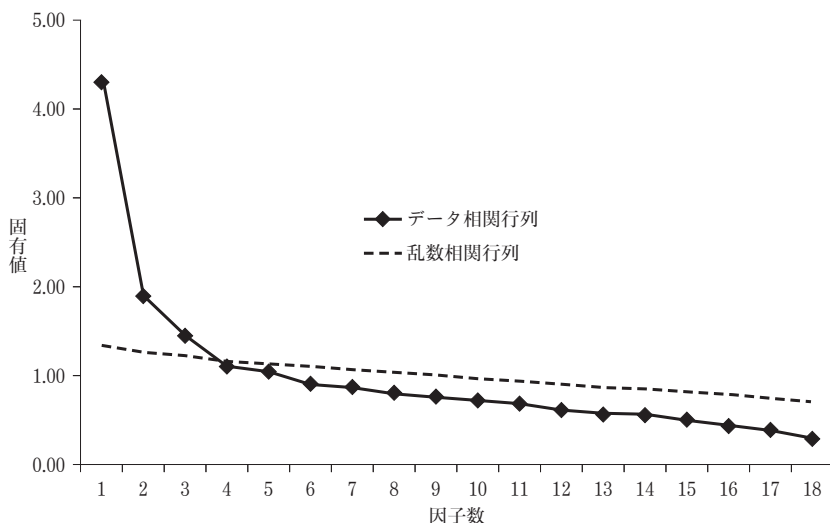
固有値の減衰状況からは5因子、対角 SMC と平行分析からは3因子、MAP からは2因子がそれぞれ推奨されたが、5因子解では収束しなかったのに対して

Table 3 各基準における因子数

因子数	固有値	対角 SMC	MAP	平行分析	累積寄与率
1	4.298	3.647	.019	1.325	23.88
2	1.903	1.221	.016	1.265	34.45
3	1.456	0.743	.017	1.221	42.54
4	1.112	0.348	.021	1.174	48.72
5	1.055	0.231	.028	1.141	54.58
6	0.899	0.146	.036	1.102	59.58

※太字は各基準の最適解を表す。

Figure 2 スクリーンプロットの結果



2 因子解では累積寄与率が低い (34.45%) 上に、低い因子負荷量の 7 項目を削除する必要があることから、本研究では 3 因子解を採択した。

因子構造の再検討

因子数を 3 に固定した探索的因子分析 (最尤法・Promax 回転) の結果、因子負荷量が .35 を下回る 3 項目 (項目 13 「クラスで起こったけんかやいじめを先生に言うと、仕返しされるので、言いたくない (原版では「いじめ不可避」)」、項目 15 「いじめはなくならないだろう (原版では「いじめ不可避」)」、項目 17 「どんなにわがままな子がいても、集団で責めてはいけない (原版では「いじめ絶対悪」)」、因子負荷量は順に、-.27, .28, .28) が削除され、Table 4 に示す因子構

Table 4 いじめ容認態度尺度の探索的因子分析の結果

項目	I	II	III	共通性
I いじめ軽視 ($\alpha=.75$)				
3. いじめは、必ずしも、悪いものではない	.84	-.07	.02	.64
2. いじめは、少くくらはあったほうがよい	.80	-.02	-.01	.64
18. いじめは、絶対にしてはいけない	-.61	-.04	.06	.44
1. いじめがあっても、たいしたことではない	.54	.04	-.11	.37
4. いじめっ子の言い分も尊重するべきだ	.42	.05	.06	.19
II いじめ受容 ($\alpha=.67$)				
12. いけないことをされたら、少くくらは仕返ししてもよい	-.15	.54	-.11	.28
11. 冗談として、人をからかうくくらは許されるべきだ	.02	.52	.03	.27
14. 嫌いな子を無視してしまうのは、仕方がない	-.05	.47	-.23	.33
9. 後輩をしごくことも時には必要だ	.25	.45	.15	.32
10. けんかくらいできなくては一人前ではない	.19	.43	.15	.25
16. かげでだったら、少くくらい人の悪口を言ってもよい	.02	.41	-.17	.26
III いじめ被害者擁護 ($\alpha=.63$)				
7. いじめられている子をみたら、助けるべきだ	-.10	.07	.76	.61
5. いじめられている子をかばってあげたい	-.01	-.01	.71	.52
6. クラスでいじめが起こったら、クラス全員に責任がある	.05	-.03	.41	.16
8. いじめ問題を学級で話し合うべきだ	.01	-.08	.36	.15
因子間相関	I	.47	-.37	
	II		-.39	

造が得られた。

第1因子は、項目18(原版では「いじめ絶対悪」)を除き、原版と同じ項目構成であったため、「いじめ軽視」を採用した。第2因子は、原版の「いじめ必要論」と「いじめ不可避」の項目からなるため、「いじめ受容」と名づけた。第3因子は、原版の「いじめ撲滅行動」と全く同じ項目構成であったが、態度を測定している下位尺度名にそぐわないため、「いじめ被害者擁護」と改名した。本下位尺度については、全ての項目が逆転項目からなるため、得点が高いほどいじめ被害者擁護的態度が弱いことを示す。各尺度得点の α 係数はいずれも.60を上回り、やや低いものの許容範囲内であった。

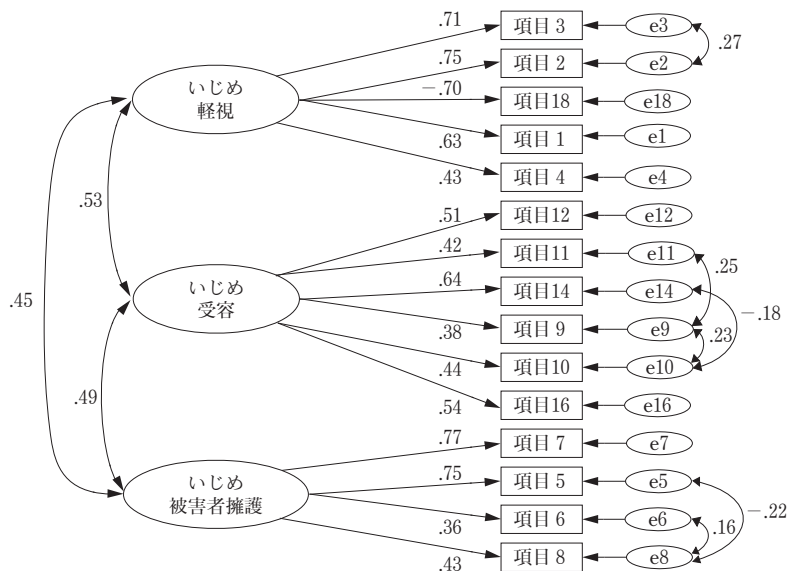
3 因子解を想定した確認的因子分析

得られた3因子解を想定した確認的因子分析の結果をFigure 3に示した。その結果、十分な適合度が確認された($\chi^2=179.11$, GFI=.961, AGFI=.943, CFI=.951, RMSEA=.045, AIC=257.12, BIC=428.47)。

3 因子モデルのいじめ被害・加害経験の有無と性別による差の検定

本研究で得られた3つの下位尺度得点(いじめ軽視, いじめ受容, いじめ被害者擁護)を算出した。各下位尺度得点を従属変数とし、被害経験(有無)×加害

Figure 3 3因子モデルのいじめ容認態度尺度の確認的因子分析



経験（有無）×性別（男女）の3要因分散分析を行った結果、いじめ軽視については加害経験 ($F(1, 590) = 5.90, p < .05$) の主効果が、いじめ受容については加害経験 ($F(1, 590) = 5.28, p < .05$) と性別 ($F(1, 590) = 33.19, p < .001$) の主効果が、いじめ被害者擁護については性別 ($F(1, 590) = 4.35, p < .05$) の主効果と加害経験×性別 ($F(1, 590) = 2.86, p < .10$) の交互作用が、それぞれ有意または有意傾向であった。主効果が有意であった尺度得点については、それぞれいじめ加害経験の方が未経験者よりも、男性の方が女性よりも、得点が高いことが分かった。また、いじめ被害者擁護について、単純主効果検定を実施した結果、男性のいじめ加害経験者において、いじめ被害者擁護の得点が最も高い（つまり、いじめ被害者を擁護しない）ことが分かった。記述統計量と3要因分散分析の結果をTable 5に示した。

因子不変性の検討

本研究で得られた3因子において、一部の下位尺度でいじめ被害・加害経験と性別による差が有意であったため、それぞれについて因子不変性を検討した。Vandenberg & Lance (2000) を参考に、まずはじめに被害・加害経験の有無別に多母集団同時分析を実施した結果、因子数、因子負荷量、切片、誤差分散の順に等値制約を課したいずれのモデルにおいても十分な適合度が確認された。

さらに、男女別に多母集団同時分析を実施した結果、因子数と因子負荷量に等

Table 5 いじめ容認態度（3因子版）の記述統計量と3要因分散分析の結果

被吉経験 加吉経験	あり				なし				全体	主効果	交互作用		
	あり		なし		あり		なし						
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性					
	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	被吉経験	加吉経験	性別	加吉経験 ×性別
いじめ軽視	1.54 (0.55)	1.46 (0.38)	1.36 (0.42)	1.38 (0.38)	1.49 (0.53)	1.37 (0.31)	1.39 (0.46)	1.30 (0.33)	1.39 (0.42)				F=5.90*
いじめ受容	2.41 (0.56)	2.11 (0.44)	2.33 (0.50)	2.04 (0.42)	2.52 (0.47)	2.09 (0.63)	2.23 (0.52)	2.05 (0.49)	2.19 (0.51)				F=5.28* F=33.19***
いじめ被害者擁護	2.30 (0.50)	2.09 (0.60)	2.06 (0.55)	2.06 (0.58)	2.19 (0.58)	1.95 (0.24)	2.03 (0.61)	1.99 (0.56)	2.07 (0.57)				F=4.35* F=2.86†

†: $p < .10$, *: $p < .05$, ***: $p < .001$

Table 6 被害・加害経験の有無別と男女別の多母集団同時分析の結果

	各モデル	χ^2	CFI	RMSEA	AIC
被害経験 の有無	因子数	273.70	.946	.034	489.70
	因子負荷量	291.98	.943	.034	483.98
	切片	311.50	.941	.033	473.50
	誤差分散	335.38	.937	.033	467.38
加害経験 の有無	因子数	316.25	.925	.040	532.25
	因子負荷量	339.70	.919	.040	531.70
	切片	360.54	.916	.039	522.54
	誤差分散	381.51	.913	.038	513.51
男女別	因子数	293.11	.934	.037	509.12
	因子負荷量	304.03	.934	.035	496.03
	切片	390.12	.898	.042	552.12

値制約を課したモデルでは適合度は十分であったのに対して、切片に課したモデルでは不十分であった。これらの多母集団同時分析の結果を Table 6 に示した。

考察

本研究の目的は、いじめ容認態度尺度（神藤・齋藤, 2001）の内的整合性と因子的妥当性、因子不変性を検討し、一般成人への適用可能性を確認することであった。

まず、いじめ容認態度は、先行研究やその論理的帰結から予測されるとおり、いじめ加害経験者と男性で強いことが分かった。特に、一部の低位尺度について、いじめ加害経験を有する男性で、その傾向が顕著であった。上述したように、いじめ被害者への有責性認知の寄与因を検討した先行研究では、いじめ加害経験を有する男性が特にいじめ被害者の有責性を高く見積もる（小山・福井, 2014a）ことや、その背後に低い罪悪感が存在する（小山・福井, 2014b, 2015）可能性が示唆されている。いじめ容認態度においても、同様の傾向が再現されたことになる。

因子分析の結果からは、一般成人においては、原版の5因子モデルではなく、3因子モデルが妥当であることが示唆された。3因子モデルの方が、データの適合度が高く、内的整合性も許容範囲内の値が得られたことが、本モデルの妥当性を裏づけている。こうした因子構造の違いが見られた理由に、研究協力者の属性の違いが挙げられる。原版（神藤・齋藤, 2001）は、まさに教室で現在進行形のいじめと日々関わり続けている中学生を対象に開発された。一般成人は、おそらく過去のいじめ体験を想起して回答していると思われる一方で、中学生は一般成人よりもより鮮明かつ生々しくいじめ体験を認識しているため、概念構造がより分化しているのかもしれない。しかしながら、一般成人においても5因子を想定したモデルでは、中学生を対象とした原版と同程度の内的整合性であったことから、実際には中学生においても3因子モデルの方が妥当であった可能性もある。

また、因子不変性の検討について、いじめ被害・加害経験の有無を用いた多母集団同時分析では、いずれのモデルでも十分なモデル適合度が得られたと判断された。このことから、本研究で得られた3因子版のいじめ容認態度尺度は、いじめ被害・加害経験の有無にかかわらず、高い因子不変性を有することが明らかになったと言えよう。

性別を用いた誤差分散不変モデルの適合度がやや悪かったが、ある程度の因子不変性は担保されたと言える。ただし、一般成人では、性別によってわずかにいじめ容認態度の概念が異なっている可能性は排除できない。上述したように、原版を用いた知見では、いじめ容認態度の得点は全体的に男子の方が女子よりも高い（稲垣・澤田, 2021; 佐久間他, 2021）。本研究から、一般成人でもいじめ受容といじめ被害者擁護について、男性の方が女性よりも得点が高く、後者については加害経験を有する男性において特に得点が高かった。このことが、性別による因子不変性を脅かしている可能性がある。あるいは、いじめ容認態度に影響する他の諸変数の性差に起因する可能性もある。上述したいじめ被害者への有責性認知の研究（小山・福井, 2014a）と同様に、本研究においても、いじめ加害経験を有する男性で特にいじめを容認する態度の一部が強調されたことから、このグループのいじめ容認態度の異質性が、性別による因子不変性をやや低下させた一因であるとも考えられる。

以上から、性別による因子不変性に若干の疑義が残るものの、いじめ容認態度尺度（神藤・齋藤, 2001）は、本研究で得られた3因子モデルを使用することで、一般成人に対する適用が十分に可能であることが示されたと言える。

限界と今後の課題

本研究では、中学生を対象として開発されたいじめ容認態度尺度（神藤・齋藤,

2001)を一般成人にそのまま提供したため、「子」という表現が残ってしまった。それにより、回答者は自身の子どもの時代の体験を想起して回答したのか、一般的ないじめという社会問題を漠然と念頭に置いて回答したのかが定かではない。今後、本尺度を一般成人に適用する際には、研究の目的に応じて、教示文を修正したり、補足したりする必要があるかもしれない。あるいは、一般成人のいじめ容認態度を測定する新たな尺度を開発する必要性についても検討すべきであろう。

また、上述したように、本尺度が一般成人だけでなく中高生でも同様の3因子構造を示す可能性について、改めて大規模サンプルによる調査が必要となるだろう。

附記

本稿は、日本カウンセリング学会第54回大会において発表された「いじめ容認態度を測定する尺度の信頼性と因子的妥当性の再検討」(堀・小山・福井, 2022a)と日本応用心理学会第89回大会において発表された「いじめ容認態度を測定する尺度の因子不変性の検討」(堀・福井, 2023)を再分析して、統合し、論文化したものである。

また、本稿では福井・小山・堀(2020, 2022, 2023a, b)や堀・小山・福井(2020, 2021a, b, 2022b, c, 2023a-d), Hori, Koyama, & Fukui (2021, 2022, 2023a, b)による学会発表と一部データの重複があるが、これらは本稿の内容とは関係ないため、引用文献リストからは割愛した。

なお、本論文に関して、開示すべき利益相反関連事項はない。

引用文献

- 朝日新聞(1986)。「このままじゃ生きジゴク」いじめ、中2自殺 父の郷里 2月3日朝刊, 23.
- 坂西 友秀(1995). いじめが被害者に及ぼす長期的な影響および被害者の自己認知と他の被害者認知の差 社会心理学研究, 11, 105-115.
- 福井 義一・小山 聡子(2015). いじめられる側にも問題があるって本当ですか? その3—いじめ被害者への有責性認知判断における理由の分析— 日本教育心理学会第57回総会発表論文集, 351.
- 平尾 潔(2021). いじめの予防—弁護士による「いじめ予防授業」— 明智 龍男・福田 正人・井上 猛・金生 由紀子・数井 裕光・栗山 健一・鈴木 道雄(編)精神医学—いじめと精神医学— (pp. 237-245) 医学書院
- Holt, M. K., Vivolo-Kantor, A. M., Polanin, J. R., Holland, K. M., DeGue, S., Matjasko, J. L., Wolfe, M. & Reid, G. (2015). Bullying and suicidal ideation and behaviors: A meta-analysis. *Pediatrics*, 135(2), e496-e509.
- 堀 孝司・福井 義一(2023). いじめ容認態度を測定する尺度の因子不変性の検討 日本

応用心理学会第89回大会発表論文集, 89.

堀 孝司・小山 聡子・福井 義一 (2022a). いじめ容認態度を測定する尺度の信頼性と因子的妥当性の再検討 日本カウンセリング学会第54回大会発表論文集, 56.

稲垣 勉・澤田 匡人 (2022). 中学生のいじめに対する態度がいじめ関与行動に及ぼす影響—いじめ IAT 作成の試み— 学習院女子大学紀要, 24, 71-90.

伊藤 美奈子 (2017). いじめる・いじめられる経験の背景要因に関する基礎的研究 教育心理学研究, 65, 26-36.

Juvonen, J., Wang, Y., & Espinoza, G. (2011). Bullying experiences and compromised academic performance across middle school grades. *The Journal of Early Adolescence*, 31, 152-173.

金子 功一 (2020). 過去のいじめ経験が大学生に及ぼす影響Ⅱ—いじめ経験が友人関係と自尊感情に及ぼす影響性— 植草学園大学研究紀要, 12, 27-35.

Karatas, H., & Ozturk, C. (2011). Relationship between bullying and health problems in primary school children. *Asian Nursing Research*, 5, 81-87.

Klomek, A. B., Marrocco, F., Kleinman, M., Schonfeld, I. S., & Gould, M. S. (2007). Bullying, depression, and suicidality in adolescents. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 46, 40-49.

小山 聡子・福井 義一 (2014a). 「いじめられる側にも問題があるって本当ですか？」その1—いじめ加害経験の有無が被害者への有責性認知に及ぼす影響— 第13回日本トラウマティック・ストレス学会プログラム・抄録集, 108.

小山 聡子・福井 義一 (2014b). 「いじめられる側にも問題があるって本当ですか？」その2—加害経験と被害者への有責性認知が青年期における罪悪感に及ぼす影響— 日本心理臨床学会第33回秋季大会発表論文集, 316.

小山 聡子・福井 義一 (2015). いじめ被害経験と加害経験の有無が青年期における罪悪感に及ぼす影響 第14回日本トラウマティック・ストレス学会プログラム・抄録集, 126.

黒川 雅幸 (2010). いじめ被害とストレス反応, 仲間関係, 学校適応感との関連—電子いじめ被害も含めた検討— カウンセリング研究, 43, 171-181.

共同通信大阪社会部 (2013). 大津中2 いじめ自殺—学校はなぜ目を背けたのか— 株式会社 PHP 研究所

Manoli, A., Wright, L. C., Shakoor, S., Fisher, H. L., & Hosang, G. M. (2022). The association between childhood bullying victimisation and childhood maltreatment with the clinical expression of bipolar disorder. *Journal of Psychiatric Research*.

水谷 聡秀・雨宮 俊彦 (2015). 小中高時代のいじめ経験が大学生の自尊感情と Well-Being に与える影響 教育心理学研究, 63, 102-110.

文部科学省 (2013). いじめ防止対策推進法 https://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/

seitoshidou/1406848.htm (2023年9月30日)

- 文部科学省 (2021). 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結果 https://www.mext.go.jp/content/20221021-mxt_jidou02-100002753_1.pdf (2023年9月30日)
- 森田 洋司 (2010). いじめとは何か—教室の問題, 社会の問題— 中公新書
- 村山 恭朗・伊藤 大幸・浜田 恵・中島 俊思・野田 航・片桐 正敏・高柳 伸哉・田中 善大・辻井 正次 (2015). いじめ加害・被害と内在化/外在化問題との関連性 発達心理学研究, 26, 13-22.
- 大西 彩子 (2007). 中学校のいじめに対する学級規範が加害傾向に及ぼす効果 カウンセリング研究, 40, 199-207.
- 佐久間 浩美・朝倉 隆司 (2016). いじめを容認する態度といじめに関わる役割行動に関する検討 学校保健研究, 58, 131-144.
- 佐久間 浩美・池谷 壽夫・江黒友美・藤原昌太 (2021). 看護を基盤とした養護教諭養成における養護実践力育成の検討—いじめ防止教育の実践と評価— 了徳寺大学研究紀要, 15, 141-152.
- Schäfer, M., Korn, S., Smith, P. K., Hunter, S. C., Mora-Merchán, J. A., Singer, M. M., & Van der Meulen, K. (2004). Lonely in the crowd: Recollections of bullying. *British Journal of Developmental Psychology*, 22, 379-394.
- 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.
- 清水 信介 (1998). 「いじめられ体験」が人格発達に及ぼす阻害的影響について—自己愛性格症例の治療経験から— 札幌学院大学人文学会紀要, 62, 215-234.
- 神藤 貴昭・齊藤 誠一 (2001). 中学生におけるいじめと学校ストレスの関連 神戸大学教育学会「教育論叢」, 8, 23-35.
- Spence Laschinger, H. K., & Nosko, A. (2015). Exposure to workplace bullying and post-traumatic stress disorder symptomology: the role of protective psychological resources. *Journal of nursing management*, 23, 252-262.
- 竹川 郁雄 (2002). いじめ問題と日本人の生活価値観及び人間関係観との関連に関する研究平成14-15年科学研究費補助金(基盤C)研究成果報告書
- 戸田 有一・ダグマー ストロマイヤ (2013). 欧州の予防教育の概要 山崎 勝之・戸田 有一・渡辺 弥生(編)世界の学校予防教育(pp.139-146)金子書房
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational research methods*, 3, 4-70.
- Wolke, D., Copeland, W. E., Angold, A., & Costello, E. J. (2013). Impact of bullying in child-

投稿論文

hood on adult health, wealth, crime, and social outcomes. *Psychological science*, 24, 1958-1970.

ハッ塚 一郎 (2020). 「いじめ定義」の比較検討: 「いじめ容認型言説」からの考察 熊本大学教育学部紀要, 69, 119-127.

読売新聞 (1986). 裕史君いじめ, ここまで 先生も加わり “葬式ごっこ” 追悼寄せ書きに署名 2月6日朝刊, 23.

(ほり たかし/学校心理学)

(ふくい よしかず/臨床心理学)

**Applicability of the Accepting Attitudes
Toward Bullying Scale to the general population:
Factorial validity, internal consistency, and factor invariance**

Takashi HORI¹ & Yoshikazu FUKUI²

¹Graduate School of Humanities, Konan University & ²Konan University

Abstract

Accepting attitudes toward bullying in the general population have been suggested as one of the factors that exacerbate bullying and hinder its resolution. Shinto & Saito (2001) developed the five-subscale Bullying Acceptance Attitude Scale to assess these attitudes among junior high school students. However, the applicability of the scale to the general population is unclear, as is its internal consistency and factorial validity. Specifically, some subscales show low internal consistency, and one of the subscale names does not adequately reflect the attitudes being measured. In addition, the factor structure of the scale may vary between victims and perpetrators of bullying and between genders. This study re-examines the Bullying Acceptance Attitude Scale for internal consistency, factor validity, and factor invariance across different demographic groups to confirm its broader applicability. As a result, we adopted a three-factor solution, different from the original, which showed higher factor validity and internal consistency. In addition, we confirmed high factor invariance between those who have and have not experienced bullying victimization or perpetration, and between genders. These findings support the applicability of the scale to the general population.

Keywords: bullying, accepting attitudes toward bullying, reliability, validity