

児童期における攻撃性の構造的関係測定尺度の開発 —尺度原版の完成と信頼性および妥当性の予備的検討—

大阪人間科学大学 勝 間 理 沙

The development of the measurement scale for the structural relations among the functions and forms of aggression in Japanese elementary school children: A study for developing original form

Osaka University of Human Sciences, KATSUMA, Lisa

要 約

本研究では、児童期における攻撃性の構造的関係を測定するための尺度の原版を完成させ、信頼性と妥当性を予備的に検討することを目的とした。小学校4～6年生297名を対象として、本研究で選定した項目によって構成された攻撃性の機能および形態を測定する自記式の質問紙を行った。確認的因子分析の結果からは、機能尺度および形態尺度においてそれぞれが2因子構造であることが確認され、それぞれ十分な内的整合性が確認された。さらに、それらの尺度から合成した4タイプの攻撃性（反応的顕在性、反応的關係性、道具的顕在性、道具的關係性）得点においても、十分な分布の正規性を示し、性差や学年差の検定では過去の知見を再現した。最後に、本研究で作成された測定尺度の使用に対する重要性や課題が論議された。

【キー・ワード】 攻撃性の構造的関係, 測定尺度, 児童

Abstract

This study aimed to develop the measurement scale for the structural relations among the functions and forms of aggression in Japanese elementary school children. In addition the current study examined a part of reliability and validity for the developed original form. 297 Japanese elementary school children (4th-6th grade) completed the self-reported questionnaire measuring the function and form of aggression which constructed by items selected for this study. Confirmatory factor analyses showed that each scale consists of two subscales and has high alpha coefficients. Also four types of (i. e., reactive-overt, reactive-relational, proactive-overt, proactive-relational) aggression scores which was created by function and form scales showed enough normality of their distributions. And past literatures were replicated in two-way ANOVA (sex x grade). Finally, the importance and limitations of using this developed measurement scale was discussed.

【Key words】 the structural relations of aggression, measurement scale, elementary school children

問題と目的

教育現場における子どもたちの問題はさまざまであるが、特に暴力行為やいじめなどは重大な問題となっている。それらの問題に関連する個人要因として攻撃性が挙げられ、実際に児童期では、攻撃性の種類や性質の変化がめざましいことが示されている (Björkqvist, Lagerspetz, & Kaukiainen, 1992; Huesmann, Eron, Lefkowitz, & Walder, 1988)。

これまで、特に発達・教育領域における攻撃性研究は、攻撃性を単一のものとして捉えるのではなく、いくつかの側面をもつものとして細分化が行われてきた。例えば、攻撃性の発動の根底にある機能 (underlying function) に着目した Dodge and Coie (1987) の“反応的攻撃”と“道具的攻撃”である。前者は怒りなどの攻撃誘発刺激に反応して生じ、後者は支配や目標物の獲得などの何らかの目的達成のために道具的に用いられるとされる。また一方で、表に現れている形態 (overriding form) に着目した Crick (1995) の分類がある。その分類では、たいたたり暴言を吐いたりなど表に現れ、他者に直接的に危害を与える“顕在性攻撃”と、他者の人間関係を操作し間接的に危害を与える“関係性攻撃”とに分かれる。そして、このような攻撃性の細分化によって、攻撃性の高い子どもの社会的情報処理における認知面 (e.g., Crick & Dodge, 1994) や感情面 (e.g., Arsenio, Adams, & Gold, 2009) の特徴が明らかになってきている。

しかし、それぞれの知見が積み重ねられていくにつれ、Dodge and Coie (1987) の分類については両攻撃性の相関の高さという測定上の問題が指摘され (e.g., Little, Jones, Henrich, & Hawley, 2003; 坂井・山崎, 2004), また Crick (1995) の分類では心理社会的な適応との関連において、結果が一致していないことなどが指摘されるようになった (勝間, 2013; 勝間・山崎, 2010)。そこで近年では、2つの分類法を組み合わせ、機能と形態の側面から攻撃性を構造的にとらえることが提言されている。構造的に捉えられた攻撃性は4つのサブタイプに分けられ、それらの攻撃性と適応・健康上の問題との関連が再検討されるようになり、4つの攻撃性のサブタイプはそれぞれ異なった関連を示すことが報告されている (e.g., Bailey & Ostrov, 2008; Marsee & Frick, 2007; Muñoz, Frick, Kimonis, & Aucoin, 2008; Prinstein & Cillessen, 2003)。これらの結果から、より詳細な攻撃性の理解や対処・予防のために、攻撃性の構造関係に基づいた研究が必要であると考えられる。ただし、現段階で日本において攻撃性の構造関係に着目した研究はいまだ存在していないため、本邦で使用可能な尺度を開発していく必要があると考え、尺度開発を検討することとした。

これまで4タイプの攻撃性を測定する尺度は質問紙法で開発されており、これまで開発された質問紙尺度について、勝間 (2015) において、先行研究で開発された攻撃性の構造関係をとらえるための尺度で信頼性と妥当性を検討されたものを4種類にまとめ (Little et al., 2003; Ostrov & Crick, 2007; Marsee, Barry, Childs, Frick, Kimonis, ..., & Lau et al., 2011; Polman, de Castro, Thomaes, & van Aken, 2009; それぞれの詳細は勝間 (2015) を参照), それらの尺度を概観し、本邦での尺度開発の

際に検討すべき点を挙げている。

まず1つ目は評定者の問題であった。海外では特に攻撃性といった“自らにとってネガティブな側面”を捉えるような測定の場合、自己評定では反応が歪む可能性を考え、仲間や教師といった評定者が想定されることが多い (e.g., Crick, 1995; Dodge & Coie, 1987)。しかし一方で、仲間評定を用いる倫理的問題や教師評定を用いた場合の教師への負担などの課題も存在する。また、攻撃の機能として、攻撃者の意図を問うことを想定した場合、それを他者が判断するということは困難であると考えられる。さらに“児童期後期では、自分がなぜ攻撃的に行動しているかということについての洞察をできるぐらい十分に、自己感が発達している”という理由から自己評定を用いている尺度もある (Little et al., 2003; Marsee et al., 2011)。これらの観点と日本において教育現場での一般的な使用を考えて、本研究では自己評定を採用することとした。日本において、関係性攻撃における仲間評定と自己評定を比較した研究においても、結果に大きな相違がないことを示しており (勝間・山崎, 2008)、自己評定でも十分に攻撃性を捉えることができると考えられる。

さらに2点目は、機能と形態次元の構成要素である、それぞれの次元を表現する項目の構成についてであった。これについては、攻撃形態項目は主に Crick (1995) や Little et al. (2003) から参照し、顕在性攻撃は身体的攻撃と言語的攻撃、関係性攻撃は悪口、仲間はずれ、無視、相手の立場を不利にするという要素から構成されるのが妥当とした。さらに攻撃機能項目は、純粋に攻撃機能のみを捉えている Polman et al. (2009) の尺度項目や、Hartup (1974) や濱口 (2002) を参照して、反応的攻撃は報復的意図、自己防御、敵意、挑発・欲求阻阻止による怒りやすさ、道具的攻撃は個人的欲求 (物質, 対人)、攻撃的方略の嗜好、支配欲求の要素から構成されるのが妥当とした。

そして最後に、機能と形態項目の質問紙上での提示の仕方 (順番や組み合わせ等) が挙げられていた。先の参照の要素のすべてを組み合わせた項目を作成すると項目数が多くなるため、先行研究では一部の構成要素しか項目として採用されていなかった。しかし単一の文章で機能と形態を表現する場合、子どもが“0”と回答した場合、“攻撃的ではないこと”を反映しているのか、“動機が異なる”ことを反映しているのかが不明であることが指摘されている (Polman et al., 2009)。そこで Polman et al. (2009) の尺度を参照し、形態項目に対して回答した上で、それらの機能項目を問うという提示順を採用することで対処することとした。

以上のことから、本研究では、日本児童の攻撃性を機能と形態の構造関係を測定できる自記式の質問紙尺度の原版を完成させ、信頼性と妥当性について予備的な検討を行うことを目的とした。

方 法

調査協力者

富山県の公立小学校1校の4~6年生297名を対象として質問紙調査を行った。ただし、回答に不備のあった者17名を除外したため、最終的な分析対象者の内訳は4年生97名 (男子45名, 女子52名), 5年生88名 (男子36名, 女子49名, 不明3名), 6年生93名 (男子48名, 女子45名), 学年および性別ともに不明であった者2名をあわせて、計280名となった。平均年齢は10.86歳 (SD

=.88)であった。

調査材料

質問紙の構成尺度は形態（顕在性、関係性）と機能（反応的、道具的）を想定し、先述の先行研究を参照して、尺度の構成要素を表現した項目を選定した。さらに、日本語での言い回しや日本での馴染みややすさを参考にするために、日本児童を対象として標準化されている攻撃性質問紙3つ（濱口, 2002; 坂井・山崎, 2004; 坂井・山崎・曾我・大芦・島井・大竹, 2000）を参照した。その結果、本質問紙の構成項目は、機能尺度が各4項目、形態項目が各6項目となった。なお、選定された項目については、小学校教員3名および教員養成課程の大学教員1名の計4名に対して、4～6年生対象の項目として適切な表現となっているかの確認を行った。

そして実際の質問紙上では、形態項目を質問①、機能項目を質問②として、質問①、②の順で回答を求めた。形態項目については、それぞれの項目を“自分以外の人にふだんどのくらい行っているか”を、“まったく行わない(0点)”, “あまり行わない(1点)”, “ときどき行う(2点)”, “よく行う(3点)”, “とてもよく行う(4点)”の5段階で評定を求めた。さらに機能項目に対しては、“質問①(すなわち形態項目)で答えたことについて、それらのことを自分以外の人に行うとき、書かれている理由がどれくらいあてはまるか”を、“まったくない(0点)”, “めったにない(1点)”, “ときどき(2点)”, “たいてい(3点)”, “いつも(4点)”の5段階で評定を求めた。

調査手続きならび倫理的配慮

調査は、協力を得られた小学校の各学級担任教員によって、学級活動の一部の時間を用いて集団実施された。実施については、実施手びきを作成し、実施方法の案内と倫理的配慮のための説明文を記載したものを学級担任へ配布した。そして、特に本研究は子どものネガティブな心的特性を扱うため、倫理的配慮については実施に際して児童に口頭で次のことを伝えるようお願いした; 無記名であり回答後は別途配布の封筒に入れて封をして回収するため、誰の回答かは分からないように個人のプライバシーは保護されること、調査は強制ではなく途中で回答を止めてもよいこと、回答後に不安な気持ちになったら保護者や教員に相談することを明記した。また、調査に協力していただいた学校については、その校長から承諾書に署名捺印をもらった。

結 果

本質問紙尺度の因子構造の確認ならびに内的整合性の検討

本質問紙では形態尺度には顕在性攻撃と関係性攻撃を、機能尺度には反応的攻撃と道具的攻撃のそれぞれ2つの下位尺度を想定した。そこで、選定された項目が各尺度を構成するものとなっているかを検討するため、それらの潜在因子から各項目へ影響を与えるモデルを構築し確証的因子分析を行った。そのモデル図と結果を図1および図2に示す。その結果、それぞれの適合度は、形態尺度でGFI=.92, AGFI=.88, RMSEA=.08, 機能尺度でGFI=.96, AGFI=.92, RMSEA=.07となり最適な値となった。よって、本質問紙の形態および機能尺度は決定した項目構成で十分な因子的妥当性をもつことが示さ

れた。

また、これらの構成項目に対する内的整合性を検討するために、Cronbach の α 係数を算出した。その結果、すべてにおいて .07 以上となり、標準的な値を示した。

そこでこれ以降の分析では、各因子に関して、“形態尺度”の各 6 項目と、“機能尺度”の各 4 項目の得点を加算してそれぞれの尺度得点とした。

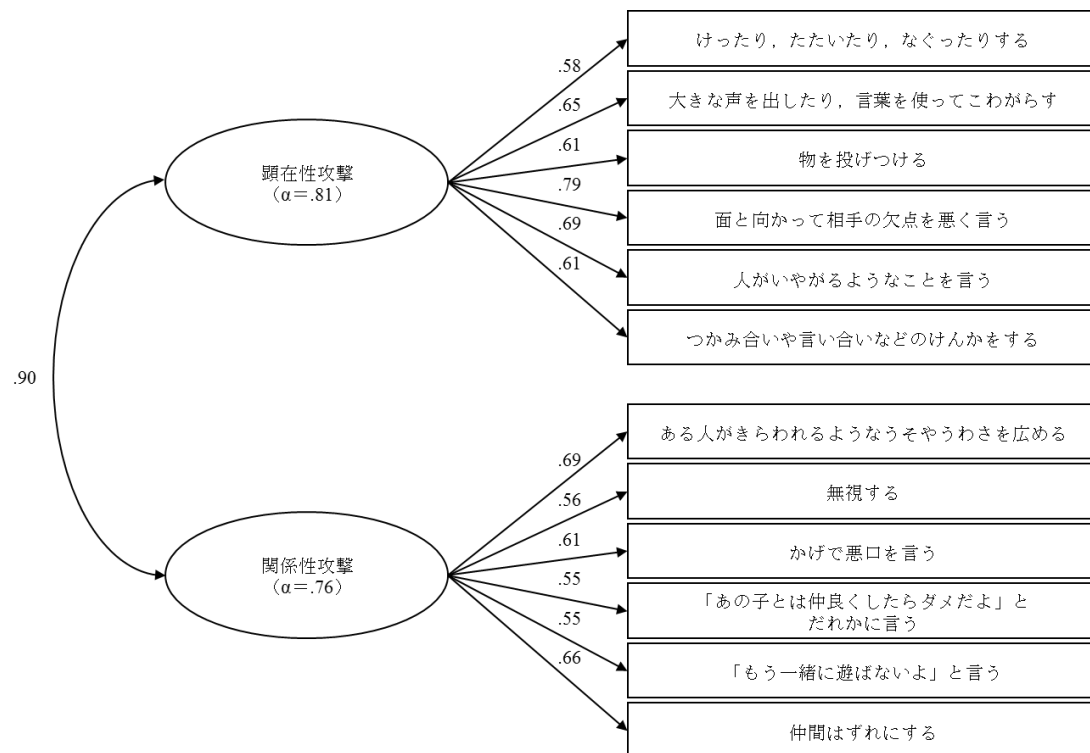


図 1 形態尺度における確証的因子分析の結果

注) 数値は標準化係数

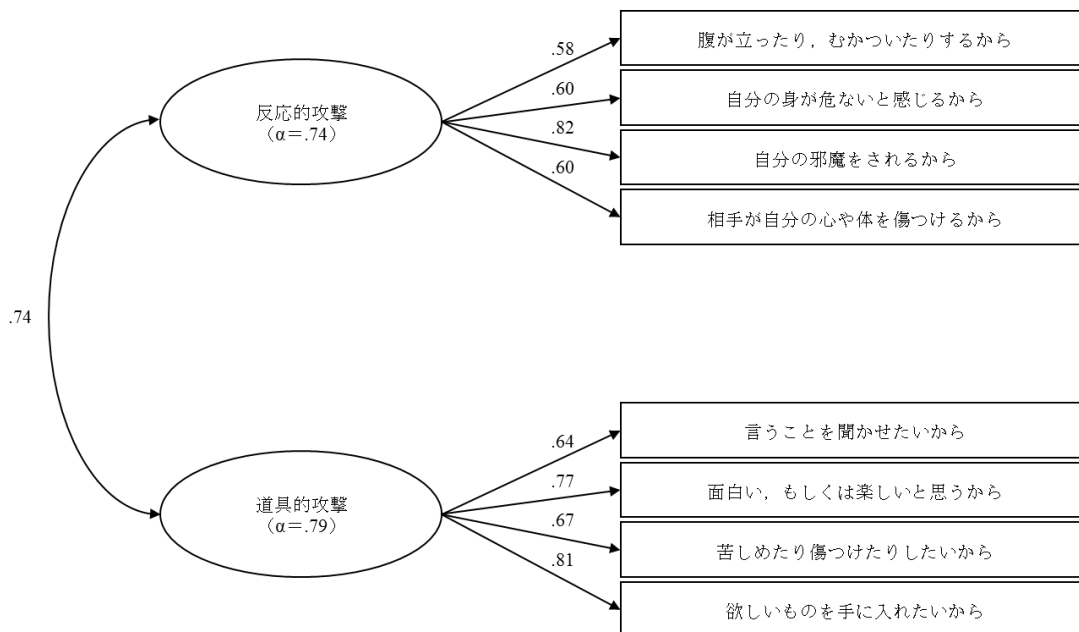


図2 機能尺度における確証的因子分析の結果

注) 数値は標準化係数

本質問紙の尺度ならびに4タイプの攻撃性得点の基礎統計量と得点分布の正規性

まず、機能および形態尺度の基礎統計量と各下位尺度得点の正規性を確認するために、平均値、標準偏差、ならびに尖度と歪度を算出した(表1)。その結果、機能尺度の反応的攻撃を除き、形態尺度ならびに機能尺度いずれにおいても、尖度と歪度の絶対値が1以上となり、分布の歪みがあることが示された。両尺度において0点に回答する者が多い右側に歪んだ分布であり、特に機能尺度の道具的攻撃では0点に回答した人数と4点に回答した人数の差が大きい分布となっていた。

さらに、得られた機能および形態尺度得点を合成して、4タイプの攻撃性得点を算出した。その際、形態尺度の下位尺度得点が0の(つまり、攻撃行動をふだん“まったく行わない”と回答していた)場合と、形態尺度の下位尺度得点は1以上であるが機能尺度の下位尺度得点が0の(つまり、攻撃行動をふだん行っているのに、その理由が“まったくない”と回答していた)場合においては、欠損値と考え得点化しなかった。それぞれの攻撃タイプの得られた個数は、表2に示したとおりであり、タイプ間の個数にはばらつきが見られた。そして、それらの得点についても基礎統計量と得点分布の正規性を確認するために、平均値、標準偏差、ならびに尖度と歪度を算出した(表2)。その結果、4タイプの攻撃性得点においては、道具的関係性攻撃における歪度では若干超えていたが、4タイプの攻撃性における尖度と歪度が絶対値1以下を示し、各尺度の得点分布は正規分布からの歪みが小さいことが示された。

表1 各尺度の記述統計量および得点分布の正規性

	N	最小値	最大値	平均値	標準偏差	尖度	歪度
形態：顕在性攻撃	280	0	15	2.90	3.15	1.52	1.34
形態：関係性攻撃	280	0	12	2.34	2.48	1.54	1.28
機能：反応的攻撃	280	0	11	2.93	2.79	-.01	.85
機能：道具的攻撃	280	0	10	1.08	1.99	4.25	2.14

表2 4タイプの攻撃性の記述統計量および得点分布の正規性

	N	最小値	最大値	平均値	標準偏差	尖度	歪度
反応的顕在性攻撃	255	0	25	6.02	5.66	.22	.82
反応的関係性攻撃	251	0	22	5.35	5.12	-.20	.73
道具的顕在性攻撃	167	0	21	4.63	5.41	.12	.97
道具的関係性攻撃	178	0	19	3.93	4.74	.13	1.01

本質問紙の尺度得点ならびに4タイプの攻撃性得点における性差と学年差

本質問紙の尺度得点に性差および学年差が認められるかを検討するために、それぞれ性(2)×学年(3)の2要因の分散分析を行った。その結果を表3に示した。まず、性の主効果が、顕在性攻撃、反応的攻撃および道具的攻撃に認められ、いずれも男子の平均得点の方が女子よりも有意に高かった。さらに、関係性攻撃において学年の主効果が得られた。そこでその後のscheffe法による検定を行ったところ、5年生の平均得点の方が4年生よりも有意に高い結果となった。なお、いずれの尺度においても交互作用は確認されなかった。

また、4タイプの攻撃性得点に性差および学年差が認められるかを検討するために、同様に性(2)×学年(3)の2要因の分散分析を行った(表4)。その結果、反応的顕在性攻撃および道具的顕在性攻撃において、性の主効果が認められ、両者とも男子が女子よりも有意に平均得点が高かった。さらに反応的関係性攻撃および道具的関係性攻撃において、学年の主効果が認められた。そこでその後のscheffe法による検定を行ったところ、いずれも5年生の平均得点が4年生よりも有意に高い結果となった。なお、いずれの攻撃性タイプにおいても交互作用は確認されなかった。

表3 各尺度得点における性別と学年毎の平均得点(標準偏差)および2要因(性×学年)分散分析の結果

	4年生		5年生		6年生		主効果+		交互+ 作用
	男子(N=45)	女子(N=52)	男子(N=36)	女子(N=49)	男子(N=48)	女子(N=45)	性	学年	
形態：顕在性攻撃	3.42(2.95)	1.79(2.35)	4.47(3.86)	2.35(2.93)	3.85(3.50)	1.91(2.51)	26.89**	1.61	.15
形態：関係性攻撃	2.38(2.68)	1.19(1.77)	3.03(2.66)	3.00(2.86)	2.31(2.55)	2.20(1.80)	2.28	5.85**	1.67
機能：反応的攻撃	2.80(2.72)	2.10(2.23)	4.25(3.45)	2.47(2.61)	3.40(2.70)	2.96(2.92)	8.49**	2.82	1.44
機能：道具的攻撃	0.98(1.98)	0.88(1.76)	1.89(2.32)	1.04(2.03)	1.29(2.39)	0.53(1.22)	5.58*	2.18	1.01

* $p < .05$, ** $p < .01$, +はF値を示す。

表4 4タイプの攻撃性の性別と学年毎の平均得点(標準偏差, N) および2要因(性×学年)分散分析の結果

	4年生		5年生		6年生		主効果+		交互+ 作用
	男子	女子	男子	女子	男子	女子	性	学年	
反応的顕在性攻撃	6.75(5.49, 40)	3.92(4.49, 48)	9.21(6.88, 33)	4.87(5.29, 46)	7.38(5.76, 42)	5.00(5.07, 41)	20.95**	2.00	.70
反応的関係性攻撃	5.10(5.40, 42)	3.02(4.00, 49)	7.56(5.92, 32)	6.05(5.36, 41)	5.54(4.88, 46)	5.67(4.62, 36)	3.21	6.15**	1.09
道具的顕在性攻撃	5.84(5.90, 19)	2.63(3.92, 35)	7.46(6.06, 26)	3.73(5.43, 33)	5.82(5.46, 28)	3.00(4.67, 22)	15.17**	1.10	.10
道具的關係性攻撃	3.92(5.35, 26)	2.00(3.58, 39)	5.50(4.77, 28)	5.11(5.69, 27)	4.03(4.45, 30)	3.33(4.00, 18)	1.86	3.81*	.45

* $p < .05$, ** $p < .01$, +はF値を示す。

本質問紙の各尺度内・間ならびに4タイプの攻撃性得点間の相関係数

本質問紙の機能尺度と形態尺度について、各下位尺度得点の相関を検討するために相関係数を男女、学年毎に算出した(表5)。まず、尺度内の相関係数を見てみると、形態尺度内では、 $r = .52 \sim .83$ (いずれも $p < .01$) となり中程度から高い相関を示した。また、機能尺度内では4年生の女子の $r = .72$ ($p < .01$) を除き、 $r = .52 \sim .65$ (いずれも $p < .01$) となり中程度の相関を示した。形態および機能尺度間の相関係数については、4年生では $r = .42 \sim .80$ (いずれも $p < .01$)、5年生では $r = .54 \sim .71$ (いずれも $p < .01$)、6年生では男子における関係性攻撃と反応的攻撃との間に有意な相関が見られなかった以外は $r = .30 \sim .61$ (いずれも $p < .01$) となり、中程度から高い相関を示した。

さらに、4タイプの攻撃性得点間の相関係数も男女、学年毎に算出した(表6)。その結果、いずれの相関係数も有意水準1%以下で有意となった。そして、各得点間の相関係数は、4年生の男子では $r = .91 \sim .99$ 、女子では $r = .80 \sim .96$ 、5年生の男子では $r = .83 \sim .96$ 、女子では $r = .84 \sim .95$ 、6年生の男子では $r = .59 \sim .92$ 、女子では $r = .81 \sim .99$ となり、一部の性別や学年では非常に高い相関が示された。

表5 形態・機能尺度内ならびに尺度間の相関係数

	4年生(男子:N=45, 女子:N=52)				5年生(男子:N=36, 女子:N=49)				6年生(男子:N=48, 女子:N=45)			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
I 形態: 顕在性攻撃	—	.83**	.80**	.50**	—	.83**	.71**	.54**	—	.52**	.48**	.30**
II 形態: 関係性攻撃	.70**	—	.77**	.60**	.68**	—	.64**	.55**	.62**	—	.55**	.27
III 機能: 反応的攻撃	.73**	.73**	—	.53**	.68**	.71**	—	.65**	.58**	.57**	—	.54**
IV 機能: 道具的攻撃	.42**	.57**	.72**	—	.71**	.69**	.54**	—	.61**	.57**	.52**	—

** $p < .01$, 各学年の右上段が男子, 左下段が女子

表6 4タイプの攻撃性間の相関係数(N)

	4年生				5年生				6年生			
	V	VI	VII	VIII	V	VI	VII	VIII	V	VI	VII	VIII
V 反応的顕在性攻撃	—	.94 (40)	.93 (19)	.92 (24)	—	.93 (32)	.96 (25)	.83 (27)	—	.77 (42)	.92 (28)	.65 (26)
VI 反応的関係性攻撃	.85 (46)	—	.91 (19)	.94 (26)	.87 (41)	—	.90 (24)	.93 (27)	.81 (35)	—	.59 (28)	.91 (30)
VII 道具的顕在性攻撃	.96 (35)	.85 (33)	—	.99 (18)	.95 (33)	.84 (28)	—	.90 (25)	.99 (22)	.90 (16)	—	.66 (24)
VIII 道具的關係性攻撃	.80 (36)	.95 (39)	.86 (31)	—	.87 (27)	.95 (27)	.92 (25)	—	.81 (17)	.97 (18)	.89 (13)	—

各学年の右上段が男子, 左下段が女子

考 察

質問紙尺度

本研究では、日本児童において未開発の攻撃性の機能と形態の構造的関係を測定できる自記式質問紙の尺度原版を完成し、その信頼性および妥当性について予備的に検討することが目的であった。

まず、機能および形態尺度については、基礎統計量からは若干の分布の歪みが認められたが、確証的因子分析の結果ではモデルの適合度は十分な値を示し、そこから得られた因子項目の内的整合性も満足いく値を得られた。このことから、攻撃性の機能と形態を捉える質問紙尺度の原版が完成したと言えるだろう。

さらに、本研究で得られた尺度に性差および学年差があるかを検討したところ、顕在性攻撃や反動的、道具的攻撃については男子が高いということが明らかになった。これらの性差についての結果は過去の知見と同様であり、一般的に、殴ったり、暴言を吐いたりといった形態の攻撃行動（顕在性攻撃）は男子の方が高い（e.g., Crick, 1995; Dodge & Coie, 1987）。攻撃の発動動機についても男子の方が女子よりも他者に明示しやすいと考えられる。さらに関係性攻撃に性差が見られなかったという結果も、これまでの日本における知見と一致している（e.g., 坂井・山崎, 2004）。これらの知見から、性差の観点からは各尺度の特徴を捉えることができたと言えるだろう。一方、関係性攻撃では5年生が4年生よりも高いという学年差の結果については、これまでの研究ではそのような発達の傾向は見られていないため、一考が必要である。ただし、学年差が見られた関係性攻撃は、社会的認知能力との関連が指摘されており、認知能力が高くなるほど、顕在性攻撃よりも関係性攻撃を用いることが示されている（Kaukiainen, Björkqvist, Lagerspetz, Österman, Salmivalli, Rothberg, & Ahlbom, 1999）。そのため、そのような認知能力の差が5年生における関係性攻撃の得点の高さをもたらしたとも考えられる。さらに、6年生で下がっているのは、そのような認知能力がさらに巧妙となり、攻撃性の報告をおさえたことも考えられる。または社会的認知能力がポジティブに働き、攻撃性の発動をおさえたとも考えられる。また攻撃性の機能および形態の学年による違いは、相関係数からも見て取れる。形態および機能尺度内の相関の強さは、学年が高くなる毎に中程度となっていた。つまり、学年の低い場合は、顕在性および関係性攻撃、反動的および道具的攻撃の間の違いは少なく、同じような頻度で発動していると考えられるが、学年が高くなるにつれて、その傾向が低くなると考えられる。

また本研究で開発した尺度では、機能および形態尺度を合成して4タイプの攻撃性得点を算出し、それらの分布や性差および学年差について検討した。分布については、尖度および歪度においては正規分布からの歪みは低いことが示された。性差および学年差の検定においては、反動的・道具的顕在性攻撃は男子が有意に高く、反動的・道具的関係性攻撃は5年生が4年生よりも有意に高かった。これは、先の形態および機能尺度で得られた傾向と同様であり、機能の違いよりも形態の違いを反映していると考えられる。

また、本研究では原版を作成するにあたって、先行研究で開発された測定尺度を概観して3つの観点から新たな点を考慮した。それらの点について以下に考察していく。

まず1点目の評価者の観点については、本研究では特に日本での実施可能性を考慮して自記式を採用し、児童期後期ということで4～6年生を対象として調査を行った。質問紙の回答の不備は297名中17名(5.72%)であり、質問紙上の表現の難しさや回答のしにくさはなかったと考えられる。また、先に述べたように、過去の知見と同様の結果が得られたことから、自己評定によっても攻撃性の特徴を十分に捉えられていたと言えるだろう。そして2点目に考慮した点は尺度を構成する要素の観点であった。本研究では、機能と形態の項目を別々の尺度として構成することで、機能尺度では6項目、形態尺度では4項目を用いることができた。確証的因子分析の結果からも、それぞれの構成項目への影響が確認され、内的整合性においても十分な値が得られた。よって、本測定尺度はそれぞれのユニバースを表現できたと言えるだろう。最後に、本研究では機能・形態尺度を別々に提示するという方法を採用した。そのことにより、これまでの測定尺度では明確ではなかった4タイプの攻撃性得点の“0(ほとんどない)得点”について対処することを狙った。本質問紙では、形態の頻度を聞いた上で機能尺度に対して回答してもらうという方式であり、形態尺度のいずれかが0の場合はその機能についても得点化しなかった。このことにより、いずれかの攻撃形態尺度の得点が0である場合は、“攻撃的ではない”と判断できた。さらに形態尺度に得点が1以上のあったとしても機能得点が0の場合についても得点化しないことで、反動的、道具的のどちらかの機能を備えた攻撃性の得点を表現することができた。そのようにして得点化した4タイプの攻撃性についても、得点の正規性のゆがみは見られなかった。また、性差ならびに学年差も想定される傾向が示されたため、本尺度で十分に4タイプの攻撃性をとらえることができると考えられる。

以上のように先行研究をして質問紙の原版として、一定の信頼性と妥当性も得られたが、いくつかの課題は残った。まず、本研究では原版の完成を主目的として行い、信頼性と妥当性について予備的に検討を行った。そのため、サンプル数は十分確保できたが、1校のみに対する調査となった。学校教育については、それぞれの学校の様々な特徴(例えば、地域性)が強く反映される。本研究において性差や学年差が見られたことは、そのような要因の影響を受けたことも大いに考えられる。今後協力校を増やすことで、本研究で見られた結果が再現されるかを検討していく必要がある。また、信頼性についても、内的整合性の検討しか行われておらず、今後再検査法などによって、質問紙の安定性を検討して行く必要がある。本研究でとらえた攻撃性は、個人特性という側面が強いため、先行研究では3週間～2ヶ月の間隔で行っているものが多い(e.g., Little et al., 2003; 坂井・山崎, 2004)。再検査法での安定性検討には十分な期間を必要とするだろう。さらに、妥当性の検討においては因子的妥当性のみにとどまっており、十分な検討が行えたとは言えない。例えば、Little et al. (2003)やPolman et al. (2009)などの尺度開発では、その他の攻撃性尺度との相関や“不安”、“社会的受容”、“支配性”、“共感”などの変数との相関などの収束的・弁別的妥当性が検討されている。その他、攻撃性尺度の開発において坂井・山崎(2004)では担任教員によるノミネート法やクラスメートによる仲間評定法を用いて、構成概念妥当性の検討を行っている。日本の小学校で標準化していくことを踏まえて、さまざまな妥当性の検討方法を試みる必要があるだろう。

教育現場では暴力やいじめなどの子どもの攻撃性を要因とした問題がいまだ根強くある。そしてこれまでの攻撃性についての基礎的な研究では、攻撃性のタイプによりその問題に至るプロセスが異なる

ることも分かっている。その攻撃性のタイプを十分に把握し、子どもの問題を正確に理解していくことが、それぞれの問題に有効な介入方法を生み出していくと考えられる。また、近年ではエビデンスに基づいた教育介入が求められている。そのような攻撃性の把握や介入効果の評価のためのツールとして、本研究で開発された測定尺度が教育現場で活用できるように、今後発展させていくことが望まれる。

引用文献

- Arsenio, W., Adams, E., & Gold, J. (2009). Social information processing, moral reasoning and emotion attributions: Relations with adolescents' reactive and proactive aggression. *Child Development, 80*, 1739-1755.
- Bailey, C. A., & Ostrov, J. M. (2008). Differentiating forms and functions of aggression in emerging adults: Associations with hostile attribution biases and normative beliefs. *Journal of Youth and Adolescence, 37*, 713-722.
- Björkqvist, K., Lagerspetz, K. M., & Kaukiainen, A. (1992). Do girls manipulate and boys fight? Developmental trends in regard to direct and indirect aggression. *Aggressive Behavior, 18*, 117-127.
- Crick, N. R. (1995). Relational aggression: The role of intent attributions, feelings of distress, and provocation type. *Development and Psychopathology, 7*, 313-322.
- Crick, N. R., & Dodge, K. A. (1994). A review and reformulation of social information processing mechanisms in children's social adjustment. *Psychological Bulletin, 115*, 74-101.
- Dodge, K. A., & Coie, J. D. (1987). Social information-processing factors in reactive and proactive aggression in children's peer groups. *Journal of Personality and Social Psychology, 53*, 1146-1158.
- Hartup, W. W. (1974). Aggression in childhood: Developmental perspectives. *American Psychologist, 29*, 336-341.
- 濱口佳和 (2002). 反応的・道具的攻撃尺度 (児童用) の作成: キレ傾向とイジメ傾向の個人差の測定 日本教育心理学会総会発表論文集, **496**.
- Huesmann, L. R., Eron, L. D., Lefkowitz, M. M., & Walder, L. O. (1988). Stability of aggression over time and generations. *Developmental Psychology, 17*, 762-765.
- 勝間理沙 (2013). 関係性攻撃研究の再考—研究の新たな方向性を探って— Human Sciences (大阪人間科学大学紀要), **12**, 81-88.
- 勝間理沙 (2015). 児童期における攻撃性の構造的関係に関する研究: 児童期における攻撃性の構造的関係尺度作成のための予備的研究 発達研究: 発達科学研究教育センター紀要, **29**, 159-164.
- 勝間理沙・山崎勝之 (2008). 児童の関係性攻撃における自己評定と仲間評定の比較 心理学研究, **79**, 263-268.

- 勝間理沙・山崎勝之 (2010). 児童期の関係性攻撃—教育現場における予防的アプローチ実践への示唆— 鳴門教育大学学校教育研究紀要, **24**, 1-10.
- Kaukiainen, A., Björkqvist, K., Lagerspetz, K., Österman, K., Salmivalli, C., Rothberg, S., & Ahlbom, A. (1999). The relationships between social intelligence, empathy, and three types of aggression. *Aggressive behavior*, *25*, 81-89.
- Little, T. D., Jones, S. M., Henrich, C. C., & Hawley, P. H. (2003). Disentangling the "whys" from the "whats" of aggressive behavior. *International Journal of Behavioral Development*, *27*, 122-133.
- Marsee, M. A., & Frick, P. J. (2007). Exploring the cognitive and emotional correlates to proactive and reactive aggression in a sample of detained girls. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *35*, 969-981.
- Marsee, M. A., Barry, C. T., Childs, K. K., Frick, K. J., Kimonis, E. R., Muñoz, L. C., Aucoin, K. J., Fassnacht, G. M., Kunimatsu, M. M., & Lau, K. S. L. (2011). Assessing the forms and functions of aggression using self-report: Factor structure and invariance of the peer conflict scale in youths. *Psychological Assessment*, *23*, 792-804.
- Muñoz, L. C., Frick, P. J., Kimonis, E. R., & Aucoin, K. J. (2008). Types of aggression, responsiveness to provocation, and callous-unemotional traits in detained adolescents. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *36*, 15-28.
- Ostrov, J. M., & Crick, N. R. (2007). Forms and functions of aggression during early childhood. A short-term longitudinal study. *School Psychology Review*, *36*, 22-43.
- Polman, H., de Castro, B. O., Thomaes, S., & van Aken, M. (2009). New directions in measuring reactive and proactive aggression: Validation of a teacher questionnaire. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *37*, 183-193.
- Prinstein, M. J., & Cillessen, A. H. (2003). Forms and functions of adolescent peer aggression associated With high levels of peer status. *Merrill-Palmer Quarterly*, *49*, 310-342.
- 坂井明子・山崎勝之 (2004). 小学生用 P-R 攻撃性質問紙の作成と信頼性, 妥当性の検討 心理学研究, **75**, 254-261.
- 坂井明子・山崎勝之・曾我祥子・大芦治・島井哲志・大竹恵子 (2000). 小学生用攻撃性質問紙の作成と信頼性, 妥当性の検討 学校保健研究, **42**, 423-433.

謝 辞

本研究の実施にあたりご協力いただいたすべての児童ならびに小学校教員のみなさま, さらには本論文執筆にあたりご協力をいただいたみなさまに心よりお礼申し上げます。また, 本研究での調査協力校への依頼に並々ならぬ尽力を賜りました富山国際大学の大平泰子先生, 水上義行先生にはこの場を借りて深謝申し上げます。

