

## 幼児の社会的適応と攻撃タイプ (4)

越中康治・江村理奈・新見直子・目久田純一・淡野将太・前田健一

Preschoolers' social adjustment and their types of aggression (4)

Koji Etchu, Rina Emura, Naoko Niimi, Junichi Mekuta, Syota Tanno, and Kenichi Maeda

本研究では、幼児の攻撃タイプ（挑発的攻撃、報復的攻撃、制裁としての攻撃）及び社会的適応状態と社会的行動特徴などの他の個人要因との関連について、より詳細な検討を行うことを目的とした。個人要因の諸測定としては、月齢、語彙年齢、社会的コンピタンス、引っ込み思案を用い、攻撃タイプ及び社会的適応状態との関連について、調査時期と評価者及び被評価者の性別による違いを考慮に入れて検討を行った。

キーワード：攻撃タイプ、社会的適応、社会的行動特徴、幼児

### 問題と目的

幼児の仲間集団における社会的適応と個人の社会的行動特徴との関連を検討する上で、これまで見過ごされてきた問題として、同性仲間からの人気度と異性仲間からの人気度との違いがある（中台・金山・前田, 2002）。この問題に着目して、中台他（2002）は、同性仲間及び異性仲間からの人気度（ソシオメトリック指名法）と社会的スキル（保育者評定）との関係について検討を行っている。結果として、社会的スキルの高さが、男児における同性仲間からの人気度及び女児における異性仲間からの人気度と関連していること、すなわち、ソシオメトリック指名を行う上で、女児は、男児に比して、社会的スキルを考慮していないことが示唆されている。この結果を受けて、中台他（2002）は、社会的スキルに関して保育者評定以外にも仲間による評定等を用いて結果の普遍性を検証する必要性について言及するとともに、今後の研究において、仲間集団における人気度と社会的スキルとの関連を検討する上で、性別の要因を考慮に入れることの重要性を指摘している。

評価者及び被評価者の性別の要因は、幼児の社会的適応と攻撃タイプとの関連においても見出されている（越中・江村・新見・目久田・淡野・前田, 2006）。越中他（2006）では、幼児の社会的適応と関連する要因の1つとして、幼児が示す攻撃のタイプ（挑発的攻撃、報復的攻撃、制裁としての攻撃）に着目し、幼児が実際に仲間から受ける評価との関連を検討した。保育園の異年齢クラスを対象とした攻撃タイプと社会的適応に関する3回の調査結果を、とりわけ調査時期と評価者及び被評価者の性別による違いに焦点を当てて検討した。結果として、挑発的攻撃及び報復的攻撃を示すことが、男児の同性仲間集団における不適応の一因となっている可能性が示唆された。他方、女児においては、挑発的攻撃及び報復的攻撃を示すことと社会的適応との関連は男児ほど明確ではな

かった。女兒は、仲間を評価する上で、男児ほど挑発的攻撃及び報復的攻撃をネガティブに評価しなかった。また、制裁としての攻撃は、評価者及び被評価者の性別にかかわらず、総じて、仲間からのポジティブな評価と関連した。以上の結果から、攻撃性と社会的適応との関連は、攻撃性の質的相違、評価者及び被評価者の性別によって異なることが示された。

ただし、越中他（2006）では、攻撃タイプと仲間からの人気度との関連を検討しただけであり、月齢や社会的行動特徴などの他の個人要因との関連について検討することが課題として残されていた。そこで、本研究では、越中他（2006）の検討を拡大させるために、幼児の攻撃タイプや社会的適応と関連する個人要因について、より詳細な検討を行うことを目的とする。個人要因の諸測定としては、月齢、語彙年齢、社会的コンピタンス、引っ込み思案を用い、調査時期と評価者及び被評価者の性別による違いを考慮に入れて検討を行った。

## 方法

### 参加者及び調査時期

参加者及び調査時期は、越中他（2006）と同一である。第1著者が保育士として勤務する東広島市内の保育園の異年齢クラスに所属する幼児を対象として、2004年3月、6月及び9月の3回、同一内容の調査を実施した。クラスの人数は、3月では男児13名、女児14名であった。その後、男児1名、女児3名が卒園・転出し、男児1名、女児1名が入園・転入した結果、6月では男児13名、女児12名となった。その後、男児1名が転出、男児1名が転入した結果、9月では男児13名、女児12名となった。各調査時期における平均月齢（月齢範囲）は、3月では男児60ヶ月（50-70ヶ月）、女児57ヶ月（49-72ヶ月）、6月では男児62ヶ月（53-73ヶ月）、女児60ヶ月（52-73ヶ月）、9月では男児64ヶ月（56-76ヶ月）、女児63ヶ月（55-76ヶ月）であった。

### 手続き

手続きは越中他（2006）と同一である。参加者全員に対して、(1)「写真ソシオメトリック指名法」、(2)「攻撃タイプに関する仲間アセスメント」、(3)「社会的行動特徴（社会的コンピタンス及び引っ込み思案）に関する仲間アセスメント」（前田・片岡、1993）及び(4)「絵画語い発達検査」を個別面接で実施した。2004年3月、6月及び9月の3回、同一内容の調査を実施した。(1)「写真ソシオメトリック指名法」及び(2)「攻撃タイプに関する仲間アセスメント」の手続きの詳細については、越中他（2006）を参照されたい。以下では、(3)「社会的行動特徴に関する仲間アセスメント」及び(4)「絵画語い発達検査」の手続きについて説明する。

(1) 写真ソシオメトリック指名法 越中他（2006）を参照されたい。

(2) 攻撃タイプに関する仲間アセスメント 越中他（2006）を参照されたい。

(3) 社会的行動特徴に関する仲間アセスメント 前田・片岡（1993）の社会的行動特徴に関する仲間アセスメントのうち、社会的コンピタンスと引っ込み思案に関するアセスメントを実施した。同性の仲間に関する指名と、異性の仲間に関する指名を、それぞれ分けて行った。社会的コンピタンス（「みんなと仲良く遊ぶのが上手な子」「お友達に親切でやさしい子」「みんなから人気がある子」）、引っ込み思案（「お友達にあまり話しかけない子」「おとなしい子」「お友達とあまり遊ばない子」）

の各3項目について、該当すると思う仲間をそれぞれ上位3名まで指名するよう求めた。

(4) 絵画語り発達検査 上野・撫尾・飯長 (1991a) の絵画語り発達検査を実施した。

#### 得点化の方法

得点化は越中他 (2006) と同様である。(1)「写真ソシオメトリック指名法」及び(2)「攻撃タイプに関する仲間アセスメント」の得点化の詳細については、越中他 (2006) を参照されたい。なお、本研究においても、(1)「写真ソシオメトリック指名法」によって算出される4つの得点(肯定的指名得点、否定的指名得点、影響性得点及び好意性得点)を総称して人気度と呼ぶことにする。以下では、(3)「社会的行動特徴に関する仲間アセスメント」及び(4)「絵画語り発達検査」の得点化について説明する。

(3) 社会的行動特徴に関する仲間アセスメント 得点化は、同性からの評価と異性からの評価とに分けて行った。まず、各尺度ごとに、参加者が仲間から指名された数を集計した。その後、同性及び異性の仲間一人あたりから受けた指名数を算出し、それぞれ社会的コンピタンス得点、引っ込み思案得点とした。なお、同性からの評価と異性からの評価それぞれについて、男女込みでCronbachの $\alpha$ 係数を算出し、内的一貫性を検討したところ、同性からの評価においては、社会的コンピタンスで $\alpha=.82$  (3月),  $\alpha=.68$  (6月),  $\alpha=.91$  (9月), 引っ込み思案で $\alpha=.37$  (3月),  $\alpha=.08$  (6月),  $\alpha=.51$  (9月)であった。異性からの評価においては、社会的コンピタンスで $\alpha=.85$  (3月),  $\alpha=.85$  (6月),  $\alpha=.71$  (9月), 引っ込み思案で $\alpha=.15$  (3月),  $\alpha=.50$  (6月),  $\alpha=-.01$  (9月)であった。引っ込み思案に関しては内的一貫性が確認されなかったが、本研究においては、参考までに結果を示すこととする。

(4) 絵画語り発達検査 上野・撫尾・飯長 (1991b) の絵画語り発達検査手引〔1991年修正版〕に従って、検査結果を語り年齢(以下、「語彙年齢」と表記する)に換算した。語彙年齢とは、言語能力の重要な側面である語彙理解力が、どのくらいの年齢水準にあるかを示す指標である。

## 結果

### 攻撃タイプと諸測度との関連

攻撃タイプと諸測度(月齢、語彙年齢、社会的コンピタンス得点、引っ込み思案得点)との関連について、男女別に、同性による評価と異性による評価とに分けて検討した。

男児の同性による評価に関して、攻撃タイプと諸測度(月齢、語彙年齢、社会的コンピタンス得点、引っ込み思案得点)との関連を検討するためにピアソンの相関係数を算出した(Table 1)。まず、挑発的攻撃得点に関しては、社会的コンピタンス得点との間にのみ、一貫して負相関あるいは負相関の有意傾向が認められた。3月( $r=-.71, p<.01$ )及び6月( $r=-.68, p<.05$ )では負相関を、9月では負相関の有意傾向( $r=-.50, p<.10$ )を示した。次に、報復的攻撃に関しても、挑発的攻撃と同様に、社会的コンピタンス得点との間に、一貫して負相関が認められた。3月( $r=-.67, p<.05$ )、6月( $r=-.68, p<.05$ )及び9月( $r=-.61, p<.05$ )で負相関を示した。また、3月においてのみ、月齢との間に、正相関が認められた( $r=.71, p<.01$ )。最後に、制裁としての攻撃に関しては、社会的コンピタンス得点との間に、3月では負相関の有意傾向( $r=-.52, p<.10$ )、9月では正相関( $r=.78, p<.01$ )

が認められた。また、月齢との間に、3月では正相関( $r=.59, p<.05$ ), 6月では正相関の有意傾向( $r=.50, p<.10$ ) が認められた。

Table 1 男児における攻撃タイプと諸測度との相関係数 (同性による評価)

	挑発的攻撃			報復的攻撃			制裁としての攻撃		
	3月	6月	9月	3月	6月	9月	3月	6月	9月
月齢	.47	.29	-.26	.71 **	.24	.10	.59 *	.50 †	.03
語彙年齢	.03	-.19	-.23	.31	-.08	-.01	-.03	-.01	.24
コンピタンス	-.71 **	-.68 *	-.50 †	-.67 *	-.68 *	-.61 *	-.52 †	-.26	.78 **
引っ込み思案	-.38	-.02	-.18	-.45	-.13	-.13	-.16	-.25	-.38

注) \*\* $p<.01$ , \* $p<.05$ , † $p<.10$  (両側検定)

女児の同性による評価に関して、攻撃タイプと諸測度(月齢, 語彙年齢, 社会的コンピタンス得点, 引っ込み思案得点)との関連を検討するためにピアソンの相関係数を算出した(Table 2)。まず、挑発的攻撃得点に関しては、9月において、引っ込み思案得点との間にのみ、正相関の有意傾向が認められた( $r=.55, p<.10$ )。次に、報復的攻撃に関しては、有意な相関は認められなかった。最後に、制裁としての攻撃に関しては、3月において、引っ込み思案得点との間にのみ、負相関が認められた( $r=-.54, p<.05$ )。

Table 2 女児における攻撃タイプと諸測度との相関係数 (同性による評価)

	挑発的攻撃			報復的攻撃			制裁としての攻撃		
	3月	6月	9月	3月	6月	9月	3月	6月	9月
月齢	-.35	.50	-.09	-.23	.31	.28	.24	.47	.15
語彙年齢	-.23	-.01	.16	.02	.24	.39	.41	.23	.33
コンピタンス	-.13	.23	-.43	-.06	-.10	-.30	.42	.41	.04
引っ込み思案	-.24	.00	.55 †	-.23	.41	.36	-.54 *	.10	.39

注) \* $p<.05$ , † $p<.10$  (両側検定)

男児の異性による評価に関して、攻撃タイプと諸測度(月齢, 語彙年齢, 社会的コンピタンス得点, 引っ込み思案得点)との関連を検討するためにピアソンの相関係数を算出した(Table 3)。まず、挑発的攻撃得点に関しては、有意な相関は認められなかった。次に、報復的攻撃に関しては、同性による評価(Table 1)と同様に、3月において月齢との間に正相関が認められた( $r=.59, p<.05$ )。他方、同性による評価とは逆に、6月において社会的コンピタンス得点との間に正相関の有意傾向が認められた( $r=.48, p<.10$ )。また、9月において引っ込み思案得点との間に正相関が認められた( $r=.66, p<.05$ )。最後に、制裁としての攻撃に関しては、同性による評価と同様、月齢との間に、3月では正相関の有意傾向( $r=.55, p<.10$ ), 6月では正相関( $r=.56, p<.05$ )が認められた。また、報復的攻撃と同様に、6月において社会的コンピタンス得点との間に正相関の有意傾向( $r=.48, p<.10$ ), 9月において引っ込み思案得点との間に正相関( $r=.59, p<.05$ )が認められた。

Table 3 男児における攻撃タイプと諸測度との相関係数（異性による評価）

	挑発的攻撃			報復的攻撃			制裁としての攻撃		
	3月	6月	9月	3月	6月	9月	3月	6月	9月
月齢	.19	.25	-.23	.59 *	.31	-.06	.55 †	.56 *	.09
語彙年齢	-.10	.16	-.33	.09	.09	-.14	.12	.61	.07
コンピタンス	-.21	-.11	-.20	.23	.48 †	-.04	-.14	.48 †	-.06
引っ込み思案	-.36	-.22	.29	-.16	.22	.66 *	-.49	.34	.59 *

注) \* $p < .05$ , † $p < .10$  (両側検定)

女児の異性による評価に関して、攻撃タイプと諸測度（月齢、語彙年齢、社会的コンピタンス得点、引っ込み思案得点）との関連を検討するためにピアソンの相関係数を算出した（Table 4）。まず、挑発的攻撃得点に関しては、6月において、社会的コンピタンス得点との間にのみ、負相関の有意傾向が認められた（ $r = -.52, p < .10$ ）。次に、報復的攻撃に関しては、3月において、語彙年齢との間にのみ、正相関が認められた（ $r = .60, p < .05$ ）。最後に、制裁としての攻撃に関しては、月齢及び語彙年齢との間に、一貫して正相関あるいは正相関の有意傾向が認められた。月齢は、3月では正相関（ $r = .56, p < .05$ ）を、6月（ $r = .56, p < .10$ ）及び9月（ $r = .53, p < .10$ ）では正相関の有意傾向を示した。語彙年齢は、3月（ $r = .71, p < .01$ ）、6月（ $r = .69, p < .05$ ）及び9月（ $r = .64, p < .05$ ）で正相関を示した。また、6月において、引っ込み思案得点との間に、負相関が認められた（ $r = -.58, p < .05$ ）。

Table 4 女児における攻撃タイプと諸測度との相関係数（異性による評価）

	挑発的攻撃			報復的攻撃			制裁としての攻撃		
	3月	6月	9月	3月	6月	9月	3月	6月	9月
月齢	-.21	-.39	-.17	.41	-.32	-.04	.56 *	.56 †	.53 †
語彙年齢	-.22	-.36	-.15	.60 *	.10	.24	.71 **	.69 *	.64 *
コンピタンス	-.29	-.52 †	.18	.20	-.22	.50	.30	.37	.49
引っ込み思案	.12	.08	.09	-.13	-.11	-.27	-.30	-.58 *	-.49

注) \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , † $p < .10$  (両側検定)

#### 仲間からの人気度と諸測度との関連

仲間からの人気度と諸測度（月齢、語彙年齢、社会的コンピタンス得点、引っ込み思案得点）との関連について、男女別に、同性による評価と異性による評価とに分けて検討した。諸測度のうち、社会的コンピタンスは、評価者及び被評価者の性別にかかわらず、すべての調査時期において一貫して、仲間からの人気度と明確な関連を示した（Table 5～Table 8）。すなわち、総じて、肯定的指名得点と正相関、否定的指名得点と負相関を示し、それに伴い、好意性得点と正相関を示した。その上、影響性得点とも正相関を示す傾向にあった。それ故、以下に示す評価者及び被評価者の性別ごとの検討（Table 5～Table 8）においては、諸測度のうち、月齢、語彙年齢及び引っ込み思案得点に焦点を当て、社会的コンピタンス得点に関する記述は割愛する。

男児の同性による評価に関して、仲間からの人気度と諸測度（月齢、語彙年齢、社会的コンピタンス得点、引っ込み思案得点）との関連を検討するためにピアソンの相関係数を算出した（Table 5）。9月においてのみ、影響性得点と諸測度との間に関連が示された。すなわち、月齢との間に正相関の有意傾向（ $r = .50, p < .10$ ）、語彙年齢との間に正相関（ $r = .63, p < .05$ ）、引っ込み思案得点との間に負相関（ $r = -.65, p < .05$ ）が認められた。

Table 5 男児における仲間からの人気度と諸測度との相関係数（同性による評価）

	月齢			語彙年齢			社会的コンピタンス			引っ込み思案		
	3月	6月	9月	3月	6月	9月	3月	6月	9月	3月	6月	9月
肯定	-.29	-.07	-.01	-.15	.30	.35	.65 *	.74 **	.95 **	.14	-.26	-.39
否定	-.23	-.24	.37	-.30	-.23	.11	-.44	-.72 **	-.80 **	.18	.08	-.07
影響	-.36	-.42	.50 †	-.33	.04	.63 *	.12	-.05	.23	.23	-.20	-.65 *
好意	-.02	.10	-.21	.12	.28	.12	.73 **	.78 **	.94 **	-.05	-.18	-.18

注) \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , †  $p < .10$  (両側検定)

女兒の同性による評価に関して、仲間からの人気度と諸測度（月齢、語彙年齢、社会的コンピタンス得点、引っ込み思案得点）との関連を検討するためにピアソンの相関係数を算出した（Table 6）。3月において、月齢が、肯定的指名得点と正相関（ $r = .67, p < .01$ ）、影響性得点（ $r = .46, p < .10$ ）及び好意性得点（ $r = .48, p < .10$ ）と正相関の有意傾向を示した。同様に、語彙年齢も、肯定的指名得点と正相関（ $r = .73, p < .01$ ）、影響性得点（ $r = .51, p < .10$ ）及び好意性得点（ $r = .52, p < .10$ ）と正相関の有意傾向を示した。また、語彙年齢は、6月においても、肯定的指名得点と正相関の有意傾向（ $r = .57, p < .10$ ）、影響性得点と正相関（ $r = .60, p < .05$ ）を示した。

Table 6 女兒における仲間からの人気度と諸測度との相関係数（同性による評価）

	月齢			語彙年齢			社会的コンピタンス			引っ込み思案		
	3月	6月	9月	3月	6月	9月	3月	6月	9月	3月	6月	9月
肯定	.67 **	.45	.28	.73 **	.57 †	.37	.81 **	.64 *	.82 **	-.17	-.15	.07
否定	-.12	-.20	-.26	-.12	-.12	-.17	-.47 †	-.18	-.73 **	.14	.36	-.19
影響	.46 †	.40	-.04	.51 †	.60 *	.17	.28	.64 *	-.14	-.02	.06	-.18
好意	.48 †	.40	.29	.52 †	.45	.28	.78 **	.53 †	.84 **	-.18	-.26	.15

注) \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , †  $p < .10$  (両側検定)

男児の異性による評価に関して、仲間からの人気度と諸測度（月齢、語彙年齢、社会的コンピタンス得点、引っ込み思案得点）との関連を検討するためにピアソンの相関係数を算出した（Table 7）。6月においては、月齢が、肯定的指名得点と正相関（ $r = .65, p < .05$ ）、否定的指名得点と負相関の有意傾向（ $r = -.55, p < .10$ ）、好意性得点と正相関（ $r = .73, p < .01$ ）を示した。6月においては、語彙年齢も、否定的指名得点と負相関の有意傾向（ $r = -.54, p < .10$ ）、好意性得点と正相関（ $r = .60, p < .05$ ）を示した。また、語彙年齢は、9月において、肯定的指名得点と正相関の有意傾向を示した（ $r = .49,$

$p < .10$ ). さらに、同性による評価 (Table 5) とは逆に、9月において、引っ込み思案得点が影響性得点と正相関を示した ( $r = .57, p < .05$ ).

Table 7 男児における仲間からの人気度と諸測度との相関係数 (異性による評価)

	月齢			語彙年齢			社会的コンピタンス			引っ込み思案		
	3月	6月	9月	3月	6月	9月	3月	6月	9月	3月	6月	9月
肯定	.43	.65 *	.41	.32	.48	.49 †	.95 **	.85 **	.64 *	.21	.18	.28
否定	-.21	-.55 †	-.19	-.41	-.54 †	-.17	-.48 †	-.37	-.42	-.14	-.16	.29
影響	.22	.28	.29	-.05	.10	.40	.49 †	.63 *	.32	.08	.07	.57 *
好意	.38	.73 **	.36	.43	.60 *	.39	.86 **	.77 **	.62 *	.20	.21	.03

注) \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , †  $p < .10$  (両側検定)

女兒の異性による評価に関して、仲間からの人気度と諸測度 (月齢, 語彙年齢, 社会的コンピタンス得点, 引っ込み思案得点) との関連を検討するためにピアソンの相関係数を算出した (Table 8)。9月において、語彙年齢が、肯定的指名得点と正相関 ( $r = .72, p < .01$ ), 影響性得点と正相関の有意傾向 ( $r = .53, p < .10$ ), 好意性得点と正相関 ( $r = .66, p < .05$ ) を示した。また、引っ込み思案得点と否定的指名得点との間に、3月 ( $r = .55, p < .05$ ) 及び9月 ( $r = .65, p < .05$ ) で正の相関が認められた。さらに、引っ込み思案得点は、3月において影響性得点と正相関の有意傾向 ( $r = .49, p < .10$ ), 9月において肯定的指名得点 ( $r = -.63, p < .05$ ) 及び好意性得点 ( $r = -.71, p < .01$ ) と負相関を示した。

Table 8 女兒における仲間からの人気度と諸測度との相関係数 (異性による評価)

	月齢			語彙年齢			社会的コンピタンス			引っ込み思案		
	3月	6月	9月	3月	6月	9月	3月	6月	9月	3月	6月	9月
肯定	-.07	-.08	.03	.08	.40	.72 **	.61 *	.61 *	.83 **	-.03	.00	-.63 *
否定	.04	-.29	-.10	.10	-.39	-.38	-.30	-.33	-.16	.55 *	.32	.65 *
影響	-.05	-.39	-.05	.16	-.13	.53 †	.37	.09	.84 **	.49 †	.34	-.20
好意	-.06	.17	.08	-.01	.45	.66 *	.54 *	.50 †	.63 *	-.31	-.22	-.71 **

注) \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , †  $p < .10$  (両側検定)

## 考 察

本研究では、越中他 (2006) の検討を拡大させ、社会的行動特徴などの他の個人要因を含めて、幼児の攻撃タイプや社会的適応状態 (人気度) との関連について、より詳細な検討を行うことを目的とした。個人要因の諸測度としては、月齢, 語彙年齢, 社会的コンピタンス, 引っ込み思案を用い、調査時期と評価者及び被評価者の性別による違いを考慮に入れて検討を行った。本研究の結果から、攻撃タイプ及び仲間からの人気度と諸測度 (月齢, 語彙年齢, 社会的コンピタンス, 引っ込み思案) との関連について、以下のことが示された。

### 攻撃タイプと諸測度との関連

(1) 攻撃タイプと社会的コンピタンスとの関連 攻撃タイプと社会的コンピタンスとの関連に

ついて、挑発的攻撃及び報復的攻撃は、男児の同性による評価において、3月から9月にかけて一貫して、社会的コンピタンスの低さと関連していた。また、6月における女児の異性（男児）による評価においても、挑発的攻撃が社会的コンピタンスの低さと関連していた。男児は、挑発的攻撃及び報復的攻撃を示す者（特に同性の仲間）を、社会的コンピタンスが低いと見なしているといえる。他方、女児による評価ではこうした傾向は認められなかった。むしろ、男児の異性（女児）による評価では、6月において、報復的攻撃が社会的コンピタンスの高さと対応していた。男児の同性による評価において挑発的攻撃及び報復的攻撃は社会的コンピタンスに関するネガティブな評価との関連が強く認められたという点、さらには、女児が報復的攻撃を示す男児を社会的コンピタンスに関してポジティブに評価したという点は、仲間からの人気度との関連を検討した越中他（2006）と対応する結果であった。

社会的コンピタンスと制裁としての攻撃との関連は、挑発的攻撃及び報復的攻撃との関連とは異なるものであった。とりわけ、男児の同性による評価において、制裁としての攻撃は、3月ではコンピタンスの低さと関連していたが、9月では、逆に、コンピタンスの高さと対応していることが示された。この結果については、次の2つの解釈の可能性がある。第1は、3月から9月にかけて、制裁としての攻撃を示す者の社会的コンピタンスが高まったという可能性である。第2は、3月では社会的コンピタンスの低い者が行っていた制裁としての攻撃を、9月では社会的コンピタンスが高い者が行うようになったという可能性である。この2つの解釈に関しては、次の結果から、後者の方が妥当であると考えられる。男児の同性による評価に基づいて同一得点の3月と9月との間で相関係数を求めたところ、社会的コンピタンス得点同士は正相関（ $r = .77, p < .01$ ）を示したが、制裁としての攻撃得点は負相関の有意傾向を示した（ $r = -.58, p < .10$ ）。この結果は、社会的コンピタンスに関する評価は安定していたが、制裁としての攻撃に関する評価は3月から9月にかけて変化したことを意味する。従って、男児集団では、3月では社会的コンピタンスの低い者が行っていた制裁としての攻撃を、9月では社会的コンピタンスが高い者が行うようになったと考えられる。なお、男児の異性（女児）による評価においても、6月では、制裁としての攻撃がコンピタンスの高さと対応していることが示された。これらの結果は、制裁としての攻撃がどちらかといえばポジティブに評価されていた越中他（2006）の結果と一致する。

(2) 攻撃タイプと月齢及び語彙年齢との関連 攻撃タイプと月齢との関連については、男児に対する同性評価と異性評価とが共通していた。すなわち、男児は、評価者の性別にかかわらず、月齢の高い者ほど、報復的攻撃（3月のみ）及び制裁としての攻撃（3月及び6月）を示すと評価されていた。また、女児の異性（男児）による評価でも、3月から9月にかけて一貫して、月齢の高い者ほど制裁としての攻撃を示すと評価されていた。同様に、攻撃タイプと語彙年齢との関連についても、女児の異性（男児）による評価において、3月から9月にかけて一貫して、語彙年齢の高い女児ほど制裁としての攻撃を示すと評価されていた。さらに、女児の異性（男児）による評価においては、3月で、語彙年齢の高い女児ほど報復的攻撃を示すと評価されていた。これらの結果から、報復的攻撃及び制裁としての攻撃は、総じて年長者、特に女児においては言語能力の高い者に認められるといえる。



(3) **攻撃タイプと引っ込み思案との関連** 攻撃タイプと引っ込み思案との関連については、被評価者の性別によって違いが認められた。被評価者が男児である場合には、9月の異性による評価において、報復的攻撃及び制裁としての攻撃が引っ込み思案と正相関を示していた。他方、被評価者が女児である場合、引っ込み思案は、挑発的攻撃と正相関（9月の同性による評価）、制裁としての攻撃と負相関（3月の同性による評価及び6月の異性による評価）を示していた。制裁としての攻撃と引っ込み思案との関連は、被評価者が男児である場合と女児である場合とで全く逆であった。この点については、次項の「仲間からの人気度と諸測定との関連」の中で、引っ込み思案と仲間からの人気度との関連も含めて改めて考察する。

#### 仲間からの人気度と諸測定との関連

(1) **仲間からの人気度と社会的コンピタンスとの関連** 本研究において、社会的コンピタンスは、評価者及び被評価者の性別にかかわらず、すべての調査時期において一貫して、仲間からの人気度と明確な関連を示した。すなわち、社会的コンピタンスの高い幼児ほど、肯定的指名が多く、否定的指名が少なかった。

ところで、先行研究（中台他、2002）では、ソシオメトリック指名を行う上で、女児が、男児に比して、社会的スキルを考慮していないことが示唆されている。これに対して、本研究においては、評価者が女児である場合にも、仲間からの人気度と社会的コンピタンスとの間に明確な関連が認められた。こうした差異について考察する上で留意すべき点は、中台他（2002）が保育者評定によって「社会的スキル」を多面的に測定しているのに対して、本研究は仲間評定によって「社会的コンピタンス」を測定していることである。前田（2001）は、幼児の社会的行動特徴に関する仲間評価、教師評価及び教育実習生評価と仲間集団における人気度との関連性を検討した結果、仲間評価が人気度と最も高い関連度を示すことを明らかにしている。前田（2001）の結果を参考にすると、本研究と中台他（2002）の結果の差異は、仲間評価か保育者評価かの測定法の違いを反映していると考えられる。

(2) **仲間からの人気度と月齢及び語彙年齢との関連** 月齢及び語彙年齢に関しては、女児による評価において、被評価者が同性であるか異性であるかにかかわらず、仲間からの人気度と明確な関連を示す傾向にあった。すなわち、月齢及び語彙年齢の高い幼児ほど、女児からの肯定的指名が多く、否定的指名が少ない傾向にあるといえる。他方、男児による評価では、9月においてのみ、月齢及び語彙年齢の高い男児ほど影響性が強く、語彙年齢の高い女児ほど肯定的指名が多かったが、全体として、女児ほど明確な関連は認められなかった。中台他（2002）は、女児の遊び仲間の選択には、社会的スキル以上に身体的魅力などの要因が働いている可能性を指摘しているが、月齢及び語彙年齢も女児の仲間選択の1つの要因であることが示唆される。

(3) **引っ込み思案と仲間からの人気度との関連** 引っ込み思案と仲間からの人気度との関連について、被評価者が男児である場合には、9月に、同性による評価では影響性の低さと、異性による評価では逆に影響性の高さと関連を示した。他方、被評価者が女児である場合には、3月及び9月に、異性からの評価で、否定的指名の多さなど、仲間からのネガティブな評価との関連が示された。攻撃タイプと引っ込み思案との関連を含めて要約すると、男児による評価では、引っ込み思案

である男児は、男児集団における影響性が弱く（肯定的指名も否定的指名も受けていない）、引っ込み思案である女児は、男児から拒否されやすく、制裁としての攻撃を示さないと評価されている。さらに、女児による同性仲間の評価では、引っ込み思案である女児は挑発的攻撃を示すが、制裁としての攻撃を示さないと評価されている。これらの結果は、引っ込み思案が仲間からの拒否及び無関心と関連し、ネガティブに評価される挑発的攻撃の多さ及びポジティブに評価される制裁としての攻撃の少なさと関連しているという点で一致しているといえる。

他方、女児による男児の評価においては、引っ込み思案である男児は、仲間集団における影響性が強く（肯定的指名及び否定的指名を受けている）、報復的攻撃及び制裁としての攻撃を示すと評価されていた。参考までに、引っ込み思案のアセスメントにおける各項目（「お友達にあまり話しかけない子」「おとなしい子」「お友達とあまり遊ばない子」）の被指名数と影響性得点、報復的攻撃得点及び制裁としての攻撃得点との関連を検討するためにピアソンの相関係数を算出したところ、「お友達とあまり遊ばない子」の項目のみが、影響性得点 ( $r = .64, p < .05$ )、報復的攻撃得点 ( $r = .65, p < .05$ ) 及び制裁としての攻撃得点 ( $r = .60, p < .05$ ) と正相関を示した。この結果から、女児は、いわゆる敵味方の多い男児を「お友達とあまり遊ばない子」として評価した可能性が示唆される。いずれにせよ、引っ込み思案得点は内の一貫性が確認されていないため、本研究では参考結果にとどめ、今後は保育者評定など他の手法を用いて再検討する必要がある。

#### 引用文献

- 越中康治・江村理奈・新見直子・目久田純一・淡野将太・前田健一 (2006). 幼児の社会的適応と攻撃タイプ (3) 広島大学心理学研究, 6, 印刷中.
- 前田健一 (2001). 子どもの仲間関係における社会的地位の持続性 北大路書房
- 前田健一・片岡美菜子 (1993). 幼児の社会的地位と社会的行動特徴に関する仲間・実習生・教師アセスメント 教育心理学研究, 41, 152-160.
- 中台佐喜子・金山元春・前田健一 (2002). 幼児の仲間集団における人気度と社会的スキル—同性仲間と異性仲間からの評価— 広島大学心理学研究, 2, 151-157.
- 上野一彦・撫尾知信・飯長喜一郎 (1991a). 絵画語い発達検査 [1991年修正版] 日本文化科学社
- 上野一彦・撫尾知信・飯長喜一郎 (1991b). 絵画語い発達検査手引 [1991年修正版] 日本文化科学社

#### 謝 辞

本研究にご協力を賜りました保育園の園長先生、保育士の皆様ならびに園児の皆様へ深く感謝いたします。