

資 料

仲間との対人経験が幼児の社会的コンピテンスに及ぼす影響

柴 田 利 男¹

EFFECTS OF PEER EXPERIENCE ON PRESCHOOLERS' SOCIAL COMPETENCE

Toshio SHIBATA

Effects of early social experience with peers and siblings on preschoolers' social competence with peers were examined, using quantification method of the first type. The mother's ratings for the questionnaire were used to estimate early social experience. Social competence was multidimensionally evaluated, and 3 composite measures (initiative competence, cooperative competence, aggression) were created. The following results were obtained: 1) Nineteen point three — 31.2% of variance of each social competence measure was predicted by variables of early social experience. 2) The quality of experience with peers was more predictive of social competence in kindergarten, compared with the amount of experience with peers. 3) Early directive-directed peer experience was related to later initiative competence. 4) Early passive and/or cooperative peer experience was related to later cooperative competence. 5) The amount of early experience with siblings was related to later aggression. These results indicated that effects of early social experience were different for each of social competence measures, and that the quality of early experience was most important on the development of social competence.

Key words : social competence, peer relations, peer experiences, preschool children.

問 題

近年、幼児の仲間関係における社会的コンピテンス (social competence) の発達に関して、その規定要因やその後の社会的適応との関連性などについて多くの研究が行われている。社会的コンピテンスとは、さまざまな対人的状況において、社会的に承認された方法を用いて効果的な相互交渉を行う能力である。これに対し社会的スキルとは、特定の状況において効果を持つ個別の諸行動を意味する。Duck (1989) および Gresham (1986) によれば、社会的コンピテンスは種々の社会的スキルを前提としているが、それだけではなく、むしろ

それらの運用能力、つまり状況に応じたスキル選択の適切性と実際に行われた行動の効果性、および対人的状況の統制能力によって評価される。したがって社会的コンピテンスは、社会的スキルの上位概念として位置づけられる。

幼児の仲間関係における社会的コンピテンスの規定要因に関する研究には、Pettit, Dodge & Brown (1988) が指摘するように、2つの流れがある。1つは、愛着の形成 (Lieberman, 1977)、しつけの方略 (Pettit et al., 1988)、両親との遊びの形態 (MacDonald & Parke, 1984)、仲間との対人経験 (Howes, 1987; Lieberman, 1977; Pettit et al., 1988) など、過去の対人経験に関するものである。もう1つの流れでは、社会的コンピテンスの発達には行動の適切性・効果性を評価するための認知能力の発達が前提となるという観点から、役割取得や社会的問

¹ '95年4月1日より

北星学園大学 (Department of Psychology, Faculty of Letters, Hokusei Gakuen University)

題解決など、社会的認知の諸要因との関連性が扱われている(東・野辺地, 1992; Dodge, Pettit, McClaskey, & Brown, 1986; 木下, 1982; Mize & Cox, 1990)。

Roopnarine (1985) も指摘する通り、子どもは仲間との交渉を通して対仲間行動を学習し、同時にその行動を実践する機会を得る。したがって仲間との対人経験は、その後の社会的コンピテンスの発達に対して、親との対人経験とは異なる影響を与えていると考えられる。事実、Lieberman (1977) は、親子関係(愛着)と仲間との対人経験は、それぞれ社会的コンピテンスの異なった側面と関連性を持つことを示している。この研究をもとに、社会的コンピテンスの規定要因に関する包括的な検討を行った Pettit et al. (1988) は、社会的問題解決に代表される社会的認知の諸要因が、過去の対人経験と社会的コンピテンスの関連性において媒介的な役割を果たしていると述べている。しかし仲間との対人経験は、過去の親子関係とは異なり、社会的認知の要因によって説明される分散を統制した場合も、社会的コンピテンスとの関連性に変化は生じなかった。この結果は、仲間との対人経験が社会的コンピテンスに対して、ある程度直接的な影響力を持っていることを示唆している。

これらの研究は、仲間との対人経験が社会的コンピテンスに及ぼす影響が、親との対人経験の要因とは質的に異なり、また社会的認知の要因とは比較的独立であることを示している。しかし仲間との対人経験の指標として取り上げられているものは、主に母親への面接調査によって得られた、仲間との平均的な接触時間などの量的側面、あるいはそれと遊びの形態や交渉方略などの質的側面を、単一指標に合成したものがほとんどであり、過去に仲間とどのような対人交渉を行っていたかという、質的側面に注目した研究はほとんどない。その中で、過去の社会的遊びの形態を取り上げた Howes (1987) の研究は注目に値する。Howes (1987) は、1歳から6歳の被験児について、仲間遊びへの参加方略、遊びの形態(相補的遊び、模倣遊び、協同遊びなど)、および母親による対人的困難さ、引っ込み思案、社交性の各評定値が、年齢を通じて一貫していることを示し、社会的コンピテンスの個人差は安定していると主張している。したがって、過去の仲間との対人経験と現在の社会的コンピテンスとの関連性には、過去において協調的な対人交渉が多い子どもは、その後も協調的な仲間関係を持つ、というような一貫性があると考えられる。ただし、この研究の被験児は皆、1～2歳時点から就学まで同一の施設に通い、1日平均8時間

程度をそこで過ごしている。つまり子どもを取り巻く対人環境自体に連続性があるといえる。したがって3～4歳時点で家庭中心の環境から幼稚園という新しい環境への移行を経験する場合にも、このような関連性が見られるかどうかは疑問である。家庭から幼稚園への移行に伴う対人環境の再体制化は、子どもにとって適応上の大きな課題となることが指摘されている(福田, 1992)。

その他、過去の対人経験に関する研究において、ほとんど考慮されていないものとして、きょうだい関係の要因がある。小嶋(1989)は、きょうだい関係が親子関係と仲間関係の両方の特徴を含むものであること、またそれが仲間関係に何らかの影響を及ぼすことを指摘している。このことは、きょうだい関係が親子関係と仲間関係の媒介的役割を果たしているという可能性を示唆しており、きょうだいとの対人経験は、社会的コンピテンスに対して仲間との対人経験とは異なる影響を及ぼすものと考えられる。

以上の点をふまえて、本研究では、幼稚園入園以前における仲間との対人経験が、対人環境の移行を経験した後の、幼稚園での仲間関係における社会的コンピテンスに及ぼす影響について、Howes (1987) の言うような一貫性がみられるか否かを中心に検討する。また仲間との対人経験ときょうだいとの対人経験では、影響が異なるか否かについても検討する。

ところで、仲間関係における社会的コンピテンスの測度としては、行動観察によって得られる、適切で効果的な交渉能力を示す行動の出現頻度や、他者(教師や仲間)による行動の評価などが用いられている。前者はコンピテントな行動の量を測定するもの、後者は他者によるコンピテンスの評価を測定するものである。従来の研究では、これらの測度が単独で、あるいはいくつか任意に選ばれて用いられている。社会的コンピテンスという概念が、その定義に見られる通り、さまざまな側面を含む統合的概念であることを考えるなら、ある測度の単独使用による評価は避けるべきであろう。Vaughn & Langlois (1983) も、複数の指標による多面的評価の必要性を主張している。そこで本研究では、諸測度から代表的なものを取り上げて、社会的コンピテンスの多面的評価を試み、各側面に対する対人経験の影響の違いについて検討することにする。

方 法

被験児

京都市内のH幼稚園に通う年長男児10名、女児9名、

年中男児10名、女児7名、計36名(平均年齢:4歳9か月)を対象に、社会的コンピテンスの測定(教師に対する質問紙調査、面接によるソシオメトリック・テスト、自由遊び場面の行動観察)を行った。この被験児の選定については、あらかじめ年長および年中の各2クラス(年長男児31名、女児33名、年中男児33名、女児30名、計127名)を対象に、保護者に対して過去の仲間との対人経験に関する調査を行い、ここから本園入園以前に保育経験を持たない子どもを、年長と年中の各1クラスからランダムに選出した。なお面接については、被験児が所属するクラスの全員に対して実施した。

これらはすべて1991年の6月から7月にかけての4週間の間に行われた。

過去の対人経験に関する調査

幼稚園入園以前の時点(2~3歳時点)における被験児の対人経験について、保護者に対する質問紙調査を行った。評定に際しては、特別な事柄のない平均的な平日の様子を思い浮かべるよう教示した。調査内容は次の通りである。(a)仲間との対人経験の量:遊び相手の人数、1日に仲間と遊んだ時間、1週間に仲間と遊んだ日数、(b)仲間との対人経験の質:参加の積極性(遊びに参加する時、他の子どもに対して積極的でしたか?)、支配性(他の子どもに命令したり指示したりするほうでしたか?)、従属性(他の子どもの言うことによく従うほうでしたか?)、ケンカの経験(他の子どもとよくケンカ(物の取り合いなど)をしましたか?)について各1項目(5段階評定)、(c)きょうだいとの対人経験:2~3歳時点でのきょうだい数、きょうだいとの遊び経験(5段階評定)。なお、きょうだい構成についても尋ねたが、本調査が入園以前の対人経験を問うものであったため、年下のきょうだいは幼く、きょうだいとの遊び経験は年上のきょうだいとの経験のみである、とする回答が多かった。そのため本研究では、きょうだい構成に関する分析は行わなかった。

社会的コンピテンスの測定

ソシオメトリック・テスト 被験児が所属するクラスの全員に、自由遊びの時間に誰と一緒に遊びたいか、また誰と一緒に遊びたくないか、を尋ねた²。被験児の回答数に制限は与えず、指標としては各被験児の被選

択数と被排斥数を用いた。最大可能数は両クラスとも32である。

社会的コンピテンス尺度 柴田(1993)が作成した社会的コンピテンス尺度を用い、各被験児の仲間関係について担当教師に回答を求めた。この尺度は協調性(他の子供とよくケンカする、他の子供とオモチャの貸し借りができる、など6項目)、仲間関係への参加(自由遊びでは輪の外で見てることが多い、仲間との接触を好む、など6項目)、主導性(仲間内ではリーダー格である、仲間に対して指示的である、など4項目)、対大人関係(大人との接触を好む、教師に対して愛着を抱く、など4項目)という4つの下位尺度、計20項目からなり、因子的妥当性および内の一貫性(各下位尺度における α 係数:.689~.881)が認められている。

行動観察 自由遊び場面における被験児の行動について、週1回5分間の観察を3回行った。観察は個体追跡サンプリング(Martin & Bateson, 1990)を用いて、すべて屋外(園庭)で行われ、観察場面はVTRに記録された。その結果、各被験児について15分間の観察資料が得られた。これを15秒を1単位として60単位に分割し、2名の記録者が各々独立に行動の記録を行った。記録には1-0サンプリング(Martin & Bateson, 1990)を用い、各時間単位毎に以下の行動カテゴリーのひとつひとつについて独立に記録した。

記録に用いた行動カテゴリーとその定義は次の通りである。(a)相互作用量:他児との1往復以上のやりとり(会話、物のやりとり、共同作業など)、(b)参加行動:接触行動(話しかける、物を渡す、身体接触など、相互作用を促す行動)とその成功・不成功、被接触行動(接触行動を受けること)とその受容・非受容、(c)仲間に対する感情表現:笑いの共有(お互いに相手を見ながら笑い合う行動、肯定的感情の共有)、攻撃行動(身体的・言語的攻撃、ケンカ)。

Martin & Bateson(1990)にもとづき、記録者間で記録の一致率を求めたところ、全行動カテゴリーについて82%以上であった。記録が一致しなかったものは、再度VTRを検討し、協議の上で行動カテゴリーを決定した。なお以下の分析には、各行動カテゴリーの出現率、接触成功率、被接触受容率を算出し、その角変換値を用いた。

結 果

過去の対人経験に関する分析

保護者に対する質問紙調査によって得られた127名分のデータについて、各指標の度数分布とクロス集計の結果にもとづく指標の整理を行った。遊び相手の人数、遊んだ時間、遊んだ日数の間には、相互に強い関

² ソシオメトリーにおいて排斥というネガティブな側面を尋ねることには、倫理的な問題が指摘されている。しかし本研究では、「好かれていない」と「嫌われている」とは意味が異なると考え、排斥を尋ねることにした。その際、被験児に対する教育的配慮として、面接場面で排斥を尋ねた後、「なぜ一緒に遊びたくないのか」「どうすれば楽しく一緒に遊べるのか」について、被験児と十分に話し合った。

連性が見られたので (Cramer's $V > .553$, χ^2 検定の結果すべて $p < .001$), これら 3 つの指標の組合わせによって, 被験児を「少ない」と「多い」の 2 つのカテゴリに分類し, 仲間との対人経験の量に関する指標とした。仲間との対人経験の質に関する 4 つの質問については, 度数分布にもとづいて, ケンカの経験については 5 段階の回答を「多い」「少ない」の 2 段階に, 他の質問はそれぞれ 3 段階に整理した (TABLE 2 を参照)。これらの指標は, 相互の連関係数がいずれも低かったので ($V = .155 \sim .385$, χ^2 検定の結果, 積極性と支配性, 積極性とケンカの経験において $p < .01$, その他は $p > .05$)。それぞれ独立した指標として扱うことにする。きょうだい数ときょうだいとの遊び経験の間には, 強い関連性が見られたので ($V = .593$, $\chi^2(4) = 86.41$, $p < .001$)。この 2 つの指標の組合わせによって, 被験児を「なし」「少ない」「多い」の 3 つのカテゴリに分類し, きょうだい経験の指標とした。

これら各指標の性差および年齢差について検討したが, 性および年齢による対人経験の違いは見られなかった ($V < .181$, χ^2 検定の結果すべて $p > .05$)。次に仲間との対人経験ときょうだい経験の関連性について検討したところ, 参加の積極性において有意であり ($V = .201$, $\chi^2(4) = 9.90$, $p < .05$), きょうだい経験が多い子どもは仲間関係への参加が積極的であるという傾向が見られたが, この関連性は弱いものであった。

社会的コンピテンス指標の因子分析

社会的コンピテンスの測定を行った 36 名の被験児について, ソシオメトリック・テスト, 社会的コンピテンス尺度および行動観察によって得られた指標をより少数の合成変数にまとめるため, Lieberman (1977) にならい, 因子分析 (主成分分解, プロマックス回転) を行った。男女別および年齢別の分析において, ほぼ同様の因子パターンが得られたので, 男女を込みにして再び分析を行った。その際, 固有値の推移と因子の解釈可能性を考えて, 因子数には 3 を指定した。分散の説明率は 3 因子で 57.2% であった。TABLE 1 に因子パターンを示す。因子間相関はいずれも低く ($-.091 \sim +.031$), 各因子はほぼ独立している。因子負荷量の絶対値が .400 以上の指標にもとづいて, 各因子の解釈を行った。

第 1 因子は, 被選択数の多さ, 教師による参加・主導性の評価, 相互作用量・笑いの共有の多さ, 接触成功率の高さ, などによって特徴づけられ, 積極的に仲間関係に参加して仲間関係を作り上げていく“主導性のコンピテンス”と解釈される。第 2 因子は, 被排斥数の少なさ, 教師による協調性の評価, 主導性・対大人関係の低い評価, などによって特徴づけられ, 排斥

TABLE 1 社会的コンピテンス指標の因子パターン

	第 1 因子 主導的 コンピテンス	第 2 因子 協調的 コンピテンス	第 3 因子 攻撃性	h^2
被選択数	.621	.126	.034	.399
被排斥数	-.085	-.627	.272	.501
仲間関係への参加	.868	.112	.190	.803
協調性	.179	.879	.139	.794
主導性	.683	-.425	.246	.756
対大人関係	.336	-.683	-.272	.627
相互作用量	.768	-.049	-.069	.595
笑いの共有	.557	.337	-.377	.564
攻撃行動	.039	.124	.858	.736
接触成功率	.496	-.061	.077	.261
被接触受容率	-.195	.019	-.461	.258
固有値	2.936	1.975	1.383	6.294
説明率 (%)	26.7	18.0	12.6	57.2

されないことに関連する“協調性のコンピテンス”と解釈される。第 3 因子は, 攻撃行動の多さ, 被接触受容率の低さ, などによって特徴づけられ, 非受容的な“攻撃性”と解釈される。

次に, これら各因子の因子得点を用いて, 社会的コンピテンスの性差の検討を行った。その結果, “攻撃性”の因子において有意な差が見られ ($t(30) = 3.23$, $p < .01$), 男児は女児より攻撃性が高かった。その他“主導性のコンピテンス”および“協調性のコンピテンス”では, 有意な差は見られなかった。

過去の対人経験による社会的コンピテンスの予測

過去の対人経験が社会的コンピテンスの各側面に及ぼす影響について検討するため, 対人経験に関する 6 つの指標をアイテム変数, 社会的コンピテンスの各因子得点を従属変数とする, 数量化 I 類による分析を行った。TABLE 2 は, その結果である。この分析の被験者数は, アイテム変数あるいは従属変数において欠損値のあった 4 名を除く 32 名である。なお男女別および年齢別の分析では, 女児のほうが男児より, 若干説明率が高い傾向がみられたが, 偏相関係数およびカテゴリ・ウェイトの正負および大きさに, 大きな違いがみられなかったため, ここでは全被験児を込みにした結果についてみていくことにする。

各因子得点について重相関係数は .440 ~ .558 であり, 過去の対人経験によって社会的コンピテンスの各側面の 19.3% ~ 31.2% が説明された。“主導性のコンピテンス”の因子得点の説明率は 19.3% であり, 偏相関係数

TABLE 2 数量化 I 類の結果

説明変数	カテゴリー	標本数	主導性のコンピテンス			協調性のコンピテンス			攻 撃 性		
			カテゴリー・ ウェイト	レンジ	偏相関係数	カテゴリー・ ウェイト	レンジ	偏相関係数	カテゴリー・ ウェイト	レンジ	偏相関係数
仲間との対人経験量	少 ない	17	0.134	0.286	.136	0.062	0.132	.069	-0.011	0.022	.013
	多 ない	15	-0.152			-0.070			0.012		
参加の積極性	積 極 的	14	-0.025	0.476	.138	0.314	1.270	.386	-0.143	0.693	.254
	どちらでもない	9	-0.219			0.391			-0.236		
	消 極 的	9	0.257			-0.880			0.457		
支配性	支 配 的	8	0.260	0.608	.246	-0.943	1.579	.490	0.415	0.710	.279
	どちらでもない	11	0.223			-0.065			0.046		
	非 支 配 的	13	-0.348			0.636			-0.294		
従属性	従 属 的	13	0.321	1.220	.412	-0.405	0.925	.345	0.119	0.259	.141
	どちらでもない	12	0.176			0.135			-0.140		
	非 従 属 的	7	-0.898			0.521			0.020		
ケンカの経験	多 ない	16	0.116	0.232	.106	-0.354	0.707	.347	-0.003	0.005	.003
	少 ない	16	-0.116			0.354			0.003		
	な し	4	-0.234	0.312	0.99	-0.032	0.141	0.74	-0.906	1.128	.393
きょうだい経験	少 ない	14	0.078			-0.066			0.037		
	多 ない	14	-0.011			0.075			0.222		
重相関係数 (説明率)			.440 (19.3%)			.558 (31.2%)			.449 (20.1%)		

は従属性において最も高く、支配性においてもやや高い値であった。カテゴリー・ウェイトによれば、支配性・従属性が高いほど、主導性のコンピテンスは高い。“協調性のコンピテンス”の因子得点の説明率は31.2%であり、支配性、参加の積極性、従属性、ケンカの経験という仲間との対人経験の質に関するアイテムにおいて高い偏相関係数が見られた。カテゴリー・ウェイトによれば、積極的に参加し、支配性・従属性がともに低く、ケンカの経験が少ないほど協調性のコンピテンスが高い。“攻撃性”の因子得点の説明率は20.1%であり、偏相関係数はきょうだい経験において最も高く、支配性、積極性においてもやや高い値であった。カテゴリー・ウェイトによれば、きょうだい経験が多いほど攻撃性は高く、また消極的で支配的なほど攻撃性は高い。

考 察

幼稚園入園以前の仲間およびきょうだいとの対人経験に、性差は見られなかった。また、きょうだい関係と仲間との対人経験の間には、参加の積極性に関して若干の関連性が見られたのみであり、比較的独立していると考えられる。

社会的コンピテンスの指標は、因子分析の結果から“主導性のコンピテンス”、“協調性のコンピテンス”、“攻撃性”という3つの因子にまとめられた。これらは社会的コンピテンスの質に関する2つの側面および非コンピテンスに関する側面と考えることができる。この因子構造は、過去の研究 (Lieberman, 1977; 小林, 1993) と照らし合わせて、ほぼ妥当なものといえよう。“主導性のコンピテンス”は、積極的に仲間関係に参加し仲間関係を作り上げていくという、社会的コンピテンスの能動的な側面と考えられる。これに対し“協調性のコンピテンス”は、排斥されないことに関連する受動的な側面であり、また笑いの共有を除いて行動観察によって得られた指標の負荷量が低く、特徴的な行動傾向が見られない。したがって非コンピテントではないという、消極的な意味での社会的コンピテンスを示しているといえる。本研究で得られた社会的コンピテンスのもう1つの側面は、“攻撃性”である。攻撃行動は、これまで社会的な非コンピテンスを示す重要な指標として注目されてきた(たとえば Dodge, 1980)。本研究で得られた“攻撃性”の因子は、攻撃的非受容的な行動特徴を示している。また同時に、被接触受容率と笑いの共有が負の負荷量を持っていることから、他児の

働きかけに対する感受性や共感性の低さが含意されていると考えられる。

Howes (1987) がいうように、幼稚園入園以前における仲間との対人経験と、対人環境の移行を経験した後の仲間関係における社会的コンピテンスとの関連性に一貫性があるならば、以上のような社会的コンピテンスの各因子内容から、次のことが期待される。すなわち、対人経験が多いこと、参加に積極的であること、支配的であることが“主導性のコンピテンス”に、支配的でないことが“協調性のコンピテンス”に、またケンカの経験が多いことが“攻撃性”に、それぞれ寄与しているであろう。しかし数量化Ⅰ類による分析の結果は、期待されるものとは異なっていた。

“主導性のコンピテンス”では、支配し支配される(指示し指示される) 関係を中心とした対人経験であること、また偏相関係数は低い、対人経験が少なく消極的であることが、後の積極的主導的なコンピテンスの発達に寄与している。支配し支配する(指示し指示される) という関係については、後の主導的傾向との関連性に、一貫性が認められるものの、“主導性のコンピテンス”には相互作用量の多さや積極的な参加傾向も特徴として含まれている。したがって、支配し支配される(指示し指示される) という対人経験は、より友好的で積極的な仲間関係と関連を持っているといえる。このように“主導性のコンピテンス”に関しては、Howes (1987) のいうように、過去の対人経験と現在の社会的コンピテンスとの間に、一貫性があるとはいえない。その原因については、本研究の結果からは明らかではない。しかし3因子のうち“主導性のコンピテンス”の因子においてのみ、対人関係が正の負荷量(+.336)を示していることを考えれば、対人環境の移行に際して、支配し支配される(指示し指示される) ような仲間関係を持つ子どもは、親や教師による、より友好的な行動を促すような介入を受けることが多く、このことが社会的コンピテンスのこの側面の発達に対して、特に重要な意味を持っているのかもしれない。

“協調性のコンピテンス”では、説明率が3因子中で最も高かった。特に対人経験の質的側面の寄与が顕著であり、仲間関係への参加に積極的で支配的でも従属的でもなくケンカの経験が少ないということが、後の受動的協調的なコンピテンスの発達に寄与している。このように“協調性のコンピテンス”に関しては、対人環境の移行にも関わらず、過去の対人経験との関連性は一貫している。

“攻撃性”では、きょうだい経験の寄与が最も高かつ

た。きょうだい経験が社会的コンピテンスに及ぼす影響が認められたのは、この攻撃性に関する側面のみである。ケンカの経験の寄与は認められなかった。また参加に消極的ではあるが支配的であるという、幾分矛盾した特徴が“攻撃性”に寄与している。これについては、仲間関係のスキルが乏しいために、より身近な存在であるきょうだいを媒介としなければ仲間関係に参加できないというような対人経験が予想されよう。このような経験が、後の非コンピテンスの側面(攻撃的拒否的な行動傾向)と関連を持つ、と解釈できるのではないだろうか。しかしこの解釈は、先に述べたきょうだい経験と参加の積極性の間に弱い正の関連性がみられるという結果と矛盾する。本研究の結果からは明確に示すことはできないが、きょうだい関係には、それが仲間関係における社会的コンピテンスの発達を促す場合と、逆に、それが仲間関係のスキルの乏しさを補うために、結果的に社会的コンピテンスの発達を抑制してしまう場合があるのではないだろうか。本研究では、きょうだい関係の指標として量的な側面のみを取り上げたが、今後は、きょうだい構成や、きょうだい関係と仲間関係との関連性を考慮に入れた分析が必要である。

以上のように、社会的コンピテンスの各側面に対して、対人経験の質に関する指標、特に仲間関係に対する積極性や主導的指示的な行動傾向が大きな影響を与えている。しかし後の社会的コンピテンスとの関連性については、社会的コンピテンスの側面によって異なり、積極的主導的側面については、支配し支配される(指示し指示される) という対人経験が、より友好的積極的なコンピテンスと関連を持っていた。これに対し受動的協調的側面については一貫性が見られる。また各側面において、対人経験の量に関する指標の偏相関係数は、比較的低かった。

本研究は、過去の対人経験を母親に尋ねた回想的(retrospective)研究であり、また被験児数も少ないことから、これらの結果をそのまま一般化することはできない。今後さらに、被験児を増やした上での、縦断的な検討が望まれる。本研究の結果は、その際の指針を提供するものと思われる。すなわち仲間関係・きょうだい関係に関わらず、単に対人経験が多いというだけではなく、どのような対人交渉をどれだけ行ったかということ、つまり質と量のどのような組み合わせが社会的コンピテンスの発達に寄与するのか、という視点が必要であることを、本研究の結果は示唆している。

引用文献

- 東 敦子・野辺地正之 1992 幼児の社会的問題解決能力に関する発達研究 ―けんか及び援助状況の解決と社会的コンピテンス― 教育心理学研究, 40, 64—72.
- Dodge, K.A. 1980 Social cognition and children's aggressive behavior. *Child Development*, 51, 162—170.
- Dodge, K.A., Pettit, G.S., McClaskey, C.L., & Brown, M.M. 1986 Social competence in children. *Monographs of the Society for Research in Child Development*, Serial No. 213, Vol. 51.
- Duck, S. 1989 Socially competent communication and relationship development. In B.H. Schneider, G. Attili, J. Nadel, & R.P. Weissberg (Eds.), *Social competence in developmental perspective*. London : Kluwer Academic Publishers. Pp.91—106.
- 福田 廣 1992 家から幼稚園への移行 山本多喜司 S.ワップナー(編著) 人生移行の発達心理学 北大路書房 Pp.137—151.
- Gresham, F.M. 1986 Conceptual issues in the assessment of social competence in children. In P.S. Strain, M.J. Guralnick, & H.M. Walker (eds.), *Children's social behavior : Development, assessment, and modification*. New York : Academic press. Pp.143—179.
- Howes, C. 1987 Peer interaction of young children. *Monographs of the Society for Research in Child Development*, Serial No. 217, Vol. 53.
- 木下芳子 1982 社会的コンピテンス 波多野誼余夫(編) 東 洋(シリーズ編) 教育心理学講座:4 発達 朝倉書店 Pp.69—94.
- 小林 真 1993 幼児の対人葛藤場面における社会的コンピテンスの研究 ―人形を用いた実演反応と言語反応による測定― 教育心理学研究, 41, 183—191.
- 小嶋秀夫(編) 1989 乳幼児の社会的世界 有斐閣
- Lieberman, A.F. 1977 Preschoolers' competence with a peer : Relations with attachment and peer experience. *Child Development*, 48, 1277—1287.
- MacDonald, K., & Parke, R.D. 1984 Bridging the gap : Parent-child play interaction and interactive competence. *Child Development*, 55, 1265—1277.
- Mize, J., & Cox, R.A. 1990 Social knowledge and social competence : Number and quality of strategies as predictors of peer behavior. *The Journal of Genetic Psychology*, 151, 117—127.
- Pettit, G.S., Dodge, K.A., & Brown, M.M. 1988 Early family experiences, social problem solving patterns, and children's social competence. *Child Development*, 59, 107—120.
- Roopnarine, J.L. 1985 Changes in peer-directed behaviors following preschool experience. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48, 740—745.
- 柴田利男 1993 幼児における社会的コンピテンスの諸測定間の相互関連性とその個人差 発達心理学研究, 4, 60—68.
- Vaughn, B.E., & Langlois, J.H. 1983 Physical attractiveness as a correlate of peer status and social competence in preschool children. *Developmental Psychology*, 19, 561—567.

付 記

本研究に快くご協力くださいました、ひまわり幼稚園の二ノ宮淑美園長先生ならびに諸先生方、園児の皆さんに心から御礼申し上げます。また実験に協力して頂いた同志社大学大学院の東敦子氏に深く感謝いたします。

(1994.8.13受稿, 11.16受理)