

少子化社会における子ども虐待現象の発現リスクに関する実証的研究 - 子どもへの有害な行為に影響を与える要因の分析 -

岡田 節子
Setsu Okada

抄録：本研究は現代家庭における子どもへの有害な行為に影響を与える要因について分析することを目的として行った。統計解析に必要なデータは、S県において保育所を利用する母親から得た。調査内容は、母親の基本属性（年齢、最終教育歴、児の数、世帯構成）、子どもへの有害な行為、育児負担感、父親のサポート体制、子ども時代の心的外傷の各下位項目とした。全ての調査項目に欠損値を有さない3,525名を集計対象として因子分析（最尤法、プロマックス回転）・信頼性の分析（Cronbach's alpha）と重回帰分析（ステップワイズ法）で検討した。その結果、先ず第1に、子どもへの有害な行為と子ども時代の心的外傷は各々3因子（心理的虐待、身体的虐待、ネグレクト）で構成され、項目数として21項目と16項目が選出され、Cronbach's alpha係数は各々.812、.926であるとの知見を得た（育児負担感と父親のサポートの構成概念妥当性についてはすでに先行研究で明らかにされている）。第2に、子どもへの有害な行為を従属変数とし、母親の年齢、教育歴、児の数と育児負担感、父親のサポート、子ども時代の心的外傷の6変数の得点を独立変数とする重回帰分析を行った結果、子どもへの有害な行為に影響を与える要因として6変数全てが選択された（ $F_{2,}$ 寄与率：35.6%）。その中、最も影響の強い要因は育児負担感であり、それに比して子供時代の心的外傷や年齢、児の数、教育歴、父親のサポートの与える影響は強いとは言えなかった。以上の結果は、子どもへの有害な行為は様々な要因が複合的に影響しているが、育児負担感の軽減が最も重要であることを示唆するものであった。

1. 緒言

今日、少子・高齢を背景とする社会構造は急激に変貌する趨勢にあり、子育てを取り巻く環境は複雑化し、育児に負担感をもつ母親が多くなっている。このような状況においてもわが国においては、子育ては母親の役割であるという「役割分担意識」が未だ根強く、多くの負担が母親にかかる事から「育児ストレス」や「子ども虐待」が社会問題化している。特に子ども虐待は深刻化しており、厚生労働省の統計によると、全国の児童相談所において対応した虐待相談処理件数は2001年度に23,274件となり、同省が統計を取り始めた1990年度の約21倍にも急増している¹⁾。子ども虐待は決して一部の家庭の特殊な問題ではなく、育児ストレスや育児の孤立化等誰もが経験しうる様々な要因が複合的に作用していると考えられる。これに対して、政府及び行政機関は、「新エンゼルプラン」を中心に様々な子育て支援策を打ち出し、昨年9月にはさらにそれを補強すべき「少子化対策プラスワン」を発表している。²⁾しかしそれらは少子化への危機感から発した政策であり、育児

する母親の意識や子育てに影響を与える要因については必ずしも十分検討された施策とは言えない。

本調査ではこうした情勢に鑑み、学齢前幼児を育児する母親を対象として、子どもへの有害な行為に影響を与える要因を様々な角度から検証し、虐待発生の危険因子を明らかにすると共に、育児する母親への支援体制のあり方についての指針を得ることを目的とした。

．調査方法

調査は、S県下の東部地区、西部地区、中部地区の保育所の中から無作為に30%86カ所を抽出しこれらの保育所を利用する8,170世帯の母親を対象に行った。統計解析に必要な調査項目は著者らが2001年3月-7月に行った「子育てに影響する要因に関するアンケート」から抜粋した。調査員は各保育園長で、彼らは調査の目的・内容等について著者らの説明を受けた後に調査を実施した。調査票は封筒と共に対象者に手渡され、回答者ごとに封印されたものが保育所毎に集約され著者に郵送された。回収された調査票は4,603部（回収率56.3%）であった。この中、下記のすべての調査項目に欠損値を有さない3,525名を集計対象とした。なお、母子家庭は、ソーシャルサポートのあり方が異なると考えられるので今回の集計対象から除外した。

抜粋データは母親の属性（年齢、教育歴、児の数、世帯構成、就労状態）、育児負担感（8項目）、父親のサポート（10項目）、子どもへの有害な行為（34項目）、子ども時代の心的外傷（27項目）とした。

この中、育児負担感は尺度化がなされている「育児負担感指標」³⁾で、父親の育児サポートについてはHouseの「父親の育児サポートに関する母親の認知尺度」⁴⁾で測定した。子どもへの有害な行為については、子ども虐待防止センターの調査項目と先行研究の結果から、子どもへの有害な行為が「身体的虐待」「ネグレクト」「心理的虐待」の3つの因子からなると仮定し、34項目を設定した。各項目について、「まったくない：0点」「1-2回ある：1点」「時々ある：2点」「しばしばある：3点」「いつもある：4点」の5件法で回答を求めた。子ども時代の心的外傷については、母親自身の子ども時代の経験について、米国で開発された「Child Abuse and Trauma Scale」および先行研究の知見を参考に27項目を設定して調査した。回答は「一度もなかった：0点」「ほとんどなかった：1点」「時々あった：2点」「たびたびあった：3点」「常にあった：4点」の5件法とした。

統計解析にあたっては、子どもへの有害な行為34項目と子ども時代の心的外傷27項目に関して、まず内的整合性の高い項目の選択をねらいとして、Corrected Item Total Correlation(以下CITC)と主成分分析による因子負荷量を求めた。CITCが0.5以下の項目は削除し、次いで残った項目を投入した主成分分析において第1成分の因子負荷量が0.5以下の項目を削除した。その後、最尤解を用いたプロマックス法にて因子の抽出を求め、さらに信頼性の検討を行うCronbach`s係数を算出した。

以上の統計解析には、統計ソフト「SPSS」を用いた。

．結果

1．基本属性

統計解析には、調査票が回収できた4,603名のうち、調査項目に欠損値を有差以内3,525名のデ

ータを用いた。対象者の年齢の平均は32.1歳（範囲19～48歳、標準偏差4.74）で30代前半の母親が最も多かった。教育歴については、中学卒が154人（4.4%）、高校卒が1640人（46.5%）、専門学校卒が569人（16.1%）、短期大学卒が707人（20.1%）、大学卒が423人（12.0%）、その他32人（0.9%）であった。就労状況については、自営業（正社員、手伝いを含む）が480人（13.6%）、正規社員が1420人（40.4%）、パート（臨時、アルバイト、日雇いなど）1331人（37.8%）、無職が194人（5.5%）、その他93人（2.6%）であった。世帯構成は、「夫婦と子ども」の核家族世帯が2324人（66.2%）で約2/3を占め、「夫婦と子どもと親」の3世代家族は1066人（30.3%）であり、その他の世帯が84人（2.4%）であった。子どもの数については、1人が1214人（34.4%）、2人が1628人（46.2%）、3人が596人（16.9%）、4人が69人（2.0%）、5人以上が18人（0.5%）で、一世帯当たりの平均子ども数1.9名であった。

<表1> 対象者の属性

属性		人数	パーセント
年齢	10代	2	0.1
	20代前半	121	4.6
	20代後半	769	21.8
	30代前半	1506	42.7
	30代後半	875	24.8
	40歳以上	252	7.1
教育歴	中学卒	154	4.4
	高校卒	1640	46.5
	専門学校卒	569	16.1
	短期大学卒	707	20.1
	大学卒	423	12.0
就労状態	自営業（正社員・手伝いを含む）	480	13.6
	正規社員（職員）	1420	40.4
	パート・アルバイト・臨時など	1331	37.8
	就労していない	194	5.5
同居家族	配偶者と子ども	2324	66.2
	配偶者と子どもと親	1066	30.3
	その他	123	3.5
子ども数	1人	1214	34.4
	2人	1628	46.2
	3人	596	16.9
	4人	69	2.0
	5人以上	18	0.5

2. 育児負担感について

育児負担感の中嶋らが、ラザルスのストレス認知理論に基づいて開発した「育児負担感尺度（8項目版）」³⁾を用いて測定した。この尺度は、母親の子どもに対する否定的感情認知（4項目）と、育児に

よる社会的活動制限の認知(4項目)の2領域で構成されている。8項目について最近1ヶ月間の状況を5件法(「全くない:0点」、「たまにある:1点」、「時々ある:2点」、「しばしばある:3点」、「いつもある:4点」)で尋ねた。その結果、育児負担感の平均得点は9.0(範囲0 - 32、標準偏差5.2)であり、因子別平均値は子どもへの否定的感情認知領域が4.2(範囲0 - 16、標準偏差2.7)、社会的活動制限認知領域4.8(範囲0 - 16、標準偏差3.2)となっており、前者より後者の負担感をより強く認知していることが示された。これらの回答分布は表2に示した。

表2 育児負担感に関する回答分布

項目	n (%)				
	全くない	たまにある	時々ある	しばしばある	いつもある
社会的活動制限認知					
子どもの世話のために私生活がない	703(20.1)	1760(50.4)	701(20.1)	230(6.6)	97(2.8)
子どもの世話が重荷になっている	1235(35.3)	1599(45.7)	451(12.9)	152(4.3)	61(1.7)
趣味や社会活動等に支障をきたしている	833(23.8)	1613(46.1)	563(16.1)	331(9.5)	160(4.6)
子どもの世話で自由が制限させている	532(15.2)	1748(50.0)	635(18.2)	377(10.8)	206(5.9)
子どもへの否定的感情認知					
報われないと感じることもある	1779(51.0)	1282(36.8)	309(8.9)	86(2.5)	32(0.9)
我を忘れるほど頭に血がのぼる事がある	1690(48.3)	1269(36.3)	347(9.9)	152(4.3)	39(1.1)
子どもの行動で理解できないことがある	1126(32.2)	1634(46.8)	516(14.8)	171(4.9)	45(1.3)
子どもとの関係で腹を立てることがある	114(3.3)	1340(38.4)	1091(31.3)	708(20.3)	234(6.7)

社会活動制限の領域において、負担感が「いつもある」あるいは「しばしばある」との回答が最も多かったのは「子どもの世話のためにかなり自由が制限されている」であり、両者を合わせると16.7%(583名)であった。次いで、「いつも・しばしばある」との回答が多かったのは「子どものために社会活動に支障をきたす」で14.1%(491人)、「子どもの為にプライバシーがない」9.4%(327人)であった。4項目中最も少なかったのは「子どもの世話が自分が負わなければならない家事等に比べて重荷になっている」で6.0%(213人)であった。

一方、子どもについての否定的感情認知4項目では、「子どもとの関わりの中で腹を立てることがある」を「いつも・しばしば」あるとする回答は27.0%(942人)であり、1/4以上の母親に相当する。「子どもとの関わりで我を忘れるほど頭に血が上ることがある」「子どものやっていることで理解できないことがある」はそれぞれ6%程度であった。「子どもにやってあげていることで報われないと感じる」を「いつも・しばしば」感じる母親は3.5%程度であり、逆にまったく感じないという回答が半数以上であった。これらのことから、母親の負担感とは日常の育児そのものよりも、育児のために自分の時間がもてないことの拘束感の強さであり、そのために子どもにあたってしまうことが多いことがうかがえる。

以上の結果に基づき因子分析(因子解:最尤法、回転法:プロマックス法)を行った結果は2因子8項目が抽出され(寄与率62.0%)、Cronbach's 係数は.840であった。第1因子は、「社会的

活動制限」、第2因子は「否定的感情」の内容となっており、各項目の因子所属も先行研究の知見と一致していた。

3. 子育てをする上での父親からのサポートについて

母親が子育てをする上で父親(夫)の援助をどのように認識しているかについては、諸外国においては「父親の育児サポートに関する母親の認知尺度」を用いて測定されている。その観測変数はHouseにしたがい「手段的サポートInstrumental Support(育児・家事への援助行動：4項目)」、「情緒的サポートEmotional Support(共感・愛情・信頼：4項目)」、「情理的サポートInformation Support(育児のための情報：2項目)」の3因子10項目を基礎としている⁴⁾。この10項目について「それぞれの援助をあなたはご主人から受けることを期待できますか」と尋ね、「期待できない：0点」「少し期待できる：1点」、「とても期待できる：2点」の3件法で得点化した。その回答分布を表3に示した。

表3 夫からのサポートについての回答分布

項 目	期待	少し期待	とても期待
	できない	できる	できる
手段的サポート			
子どもが病気の時看病してくれる	631(17.9)	1697(48.1)	1197(34.0)
子どもの授乳や食事の世話をしてくれる	649(18.4)	1668(47.3)	1208(34.3)
オムツ、着替え、トイレの世話をしてくれる	546(15.5)	1414(40.1)	1565(44.4)
家事(炊事、掃除、洗濯等を手伝ってくれる)	997(28.3)	1411(40.0)	1117(31.7)
情緒的サポート			
気遣ったり、思いやったりしてくれる	440(12.5)	1511(42.9)	1574(44.7)
育児に疲れたり、悩んでいる時励ましてくれる	840(23.8)	1460(41.4)	1225(34.8)
精神的な支えになってくれる	597(16.9)	1323(37.5)	1605(42.5)
育児や発達の心配事を親身になって聞いてくれる	531(15.1)	1338(38.0)	1656(47.0)
情理的サポート			
子どもの発達に関する情報や知識を提供してくれる	1288(36.5)	1491(42.3)	746(21.2)
育児についての情報や知識を提供してくれる	1462(41.5)	1535(43.5)	528(15.0)

育児に関する父親の援助の総合得点の平均値は11.3(範囲0 - 20、標準偏差5.3)であった。因子別の平均値は「手段的サポート」が4.6(範囲0 - 8、標準偏差4.6)でその項目数で除した得点は1.2点であった。「情緒的サポート」に関しては5.0点(標準範囲0 - 8、標準偏差2.6)で項目数で除した得点は1.3点となり、「情理的サポート」に関しては1.6点(範囲0 - 4、標準偏差1.4)で項目数で除した得点は0.8点であった。この結果から育児する母親への父親の支援の強さは、情緒的サポート > 手段的サポート > 情理的サポートの順で認知されており、情報

的サポートの極端な少なさが明らかにされた。

以上の結果に基づき因子分析(因子解:最尤法、回転法:プロマックス法)を行った結果は因子数及び各因子に所属する項目は先行研究と一致しており(寄与率 76.1%)、第1因子は、「情緒的サポート」、第2因子は「手段的サポート」、第3因子は「情動的サポート」となっていた。信頼性の分析では分析では Cronbach`s 係数が .901 であった。

4 . 子どもへの有害な行為について

子どもへの有害な行為に関しては先行研究による分類の妥当性を検討するために、先ず 34 項目に関して CITC と主成分分析によって因子負荷量 0.5 下の項目を削除した。次いで、最尤解を用いたプロマックス法にて因子の抽出を求めた結果、3 因子 21 項目が選択された。因子の特性から、第1因子「身体的虐待」、第2因子「心理的虐待」、第3因子は「ネグレクト」と命名した。因子寄与率は 37.8%であり、Cronbach`s 係数は .812 であった。

この結果は、子どもへの有害な行為は先行研究と同一の因子で構成されながら、各項目数が圧縮できることを示すものであった。選択された21項目の回答分布は表4に、因子分析の結果は表5に示した。

表4 . 子どもへの有害な行為に関する回答分布

項 目	全く ない	1 . 2 回 ある	時々 ある	屢々 ある	いつも ある
顔をたたくことがある	2063(58.7)	956(27.2)	417(11.9)	71(2.0)	7(0.2)
頭をたたくことがある	1079(30.7)	1092(31.0)	1047(29.8)	237(6.7)	64(1.8)
お尻をたたくことがある	855(24.3)	1081(30.8)	1331(37.9)	208(5.9)	40(1.1)
手をたたくことがある	1059(30.1)	1072(30.5)	1136(32.3)	217(6.2)	31(0.9)
蹴ることがある	2661(75.8)	575(16.4)	210(6.0)	44(1.3)	20(0.6)
ものを使ってたたく	2908(82.7)	428(12.2)	160(4.5)	19(0.5)	3(0.1)
つねることがある	2752(78.4)	493(14.0)	228(6.5)	37(1.1)	2(0.1)
家の外に出す	2368(67.2)	921(26.3)	187(5.3)	23(0.7)	4(0.1)
側にいるだけでいらいらする	1792(51.0)	1084(30.8)	538(15.3)	72(2.0)	28(0.8)
泣くまで怒のを止められない	2048(58.4)	898(25.6)	434(12.4)	94(2.7)	31(0.9)
子どもがいなければと考える	2313(66.0)	816(23.3)	300(8.6)	50(1.4)	28(0.8)
子どもと相性が合わないと感じる	2887(82.3)	332(9.5)	201(5.7)	62(1.8)	26(0.7)
子ども関連の活動に参加したくない	1729(49.3)	994(28.3)	592(16.9)	135(3.8)	58(1.7)
泣いても泣きやむまで無視する	1662(47.5)	1050(30.0)	642(18.3)	119(3.4)	27(0.8)
栄養のバランスのよい食事を用意しない	1740(49.8)	911(26.1)	764(21.9)	64(1.8)	12(0.3)
具合が悪くても病院に連れて行かない	2383(68.1)	655(18.7)	383(10.9)	63(1.8)	17(0.5)
一人でご飯を食べさせる	2785(79.4)	364(10.4)	287(8.2)	54(1.5)	17(0.5)
子どもの様子に注意を払わない	2981(85.1)	351(10.0)	149(4.3)	12(0.3)	10(0.3)

家の中に危険なものを置いておく	3213(91.7)	220(6.3)	60(1.7)	6(0.2)	6(0.2)
汚れたパンツを取り替えない	3181(90.7)	260(7.4)	63(1.8)	4(0.1)	1(0.0)
食事を抜いてしまう	3407(97.1)	78(2.2)	21(0.6)	3(0.1)	1(0.0)

表5. 子どもへの有害な行為に関する因子分析

項 目	因 子		
	身体的虐待	心理的虐待	ネグレクト
顔をたたくことがある	.633		
頭をたたくことがある	.606		
お尻をたたくことがある	.643		
手をたたくことがある	.593		
蹴ることがある	.467		
ものを使ってたたく	.444		
つねることがある	.428		
家の外に出す	.371		
側にいるだけでいらいらする		.763	
泣くまで怒るのを止められない		.547	
子どもがいなければと考える		.584	
子どもと相性が合わないと感じる		.565	
子ども関連の活動に参加したくない		.462	
泣いても泣きやむまで無視する		.310	
栄養のバランスのよい食事を用意しない			.696
具合が悪くても病院に連れて行かない			.528
一人でご飯を食べさせる			.391
子どもの様子に注意を払わない			.337
家の中に危険なものを置いておく			.312
汚れたパンツを取り替えない			.360
食事を抜いてしまう			.310

因子抽出法:最尤法 回転法:Kaiserの正規法を伴うプロマックス法

因子寄与率:37.8%

4. 子ども時代の心的外傷について

現在の虐待行為が過去の心的外傷の影響を受けるかどうかを調査するために米国においては「Child Abuse and Trauma Scale (以下CATS)」が作成されている。しかしこの調査項目は100項目以上の多岐にわたり、しかも因子構造の分析、すなわち一元化できる尺度としての検証がなさ

れていないことから、本研究では、CATS と先行研究の知見を参考にして 27 項目を設定し、5 件法(「一度もなかった:0点」、「ほとんどなかった:1点」、「時々あった:2点」、「たびたびあった:3点」、「常にあった:4点」)で回答を求めた。

この27項目に関してCITCと主成分分析によって因子負荷量0.5以下の項目を削除し、次いで、最尤解を用いたプロマックス法にて因子の抽出を求めた結果、3 因子16項目が選択された。因子の特性から、第1因子「身体的虐待」、第2 因子「心理的虐待」、第3 因子は「ネグレクト」と命名した。因子寄与率は65.4%であり、Cronbach`s 係数は .924であった。選択された16 項目の回答分布は表6に、因子分析の結果は表7に示した。子ども時代の心的外傷16項目の平均得点は11.6(範囲0 - 64、標準偏差10.2)であり、因子別平均値は「身体的虐待」3.2点(範囲0 - 24、標準偏差4.3)でその項目数で除した得点は0.5点であった。「心理的虐待」は6.2点(範囲0 - 28、標準偏差5.3)となりその項目数で除した得点は0.9点、「ネグレクト」は2.2点(範囲0-12、標準偏差2.3)で一項目あたりの得点は0.7であった。この結果から母親の子ども時代の心的外傷の大きさは、「心理的虐待」>「ネグレクト」>「身体的虐待」の順で認知されていることが示唆された。これらの回答分布および因子分析の結果を各々表6、表7に示した。

表6. 子ども時代の心的外傷についての回答分布

項 目	一度も なかった	ほとんど なかった	時々 あった	度々 あった	常に あった
ものを投げつけられたことがあった	2328(66.4)	751(21.3)	308(8.8)	75(2.1)	46(1.3)
ものでたたかれたことがあった	2200(62.4)	762(21.7)	382(10.9)	109(3.1)	55(1.6)
頭を叩かれたことがあった	2299(65.4)	823(23.4)	264(7.5)	74(2.1)	54(1.5)
顔を叩かれたことがあった	2446(69.7)	745(21.2)	183(5.2)	84(2.4)	51(1.4)
蹴られたことがあった	2532(72.2)	604(17.2)	263(7.5)	67(1.9)	43(1.2)
つらいお仕置きをされたことがあった	1765(50.2)	1046(29.7)	510(14.5)	122(3.5)	73(2.1)
傷つくようなことを言われた	1434(40.8)	1211(34.5)	605(17.2)	161(4.6)	101(2.9)
自分にあまり関心がなさそうだった	1781(50.7)	1138(32.4)	403(11.5)	102(2.9)	88(2.5)
嫌われていると感じたことがあった	1993(56.8)	830(23.7)	435(12.4)	132(3.8)	117(3.3)
話をちゃんと聞いてくれなかった	1043(29.7)	1450(41.3)	754(21.5)	164(4.7)	99(2.8)
一緒にいると不機嫌なことがあった	1371(39.2)	1443(41.2)	482(13.8)	134(3.8)	70(2.0)
「ばか」にされたことがあった	1471(41.9)	1263(36.0)	531(15.1)	156(4.4)	87(2.5)
八つ当たりされたことがあった	1253(35.8)	1416(40.5)	620(17.7)	130(3.7)	79(2.3)
一人で食事をとったことがあった	1559(44.2)	1215(34.7)	502(14.3)	142(4.1)	87(2.5)
一人で長時間家に残された	1709(48.7)	1079(30.7)	398(11.3)	165(4.7)	159(4.5)
食事をちゃんと用意してくれなかった	2304(65.7)	914(26.0)	199(5.7)	58(1.7)	34(1.0)

表7. 子ども時代の心的外傷についての因子分析

項 目	因 子		
	身体的虐待	心理的虐待	ネグレクト
ものを投げつけられたことがあった	.714		
ものでたたかれたことがあった	.684		
頭を叩かれたことがあった	.958		
蹴られたことがあった	.603		
つらいお仕置きをされたことがあった	.442		
傷つくようなことを言われた		.819	
嫌われていると感じたことがあった		.719	
自分にあまり関心がなさそうだった		.699	
話をちゃんと聞いてくれなかった		.680	
一緒にいると不機嫌なことがあった		.690	
「ばか」にされたことがあった		.717	
八つ当たりされたことがあった		.556	
一人で食事をとらされたことがあった			.910
一人で長時間家に残された			.622
食事をちゃんと用意してくれなかった			.440

5. 子どもへの有害な行為に影響を与える要因について

子どもへの有害な行為に影響を与える要因について検討するために、「子どもへの有害な行為(21項目)」の総合得点を従属変数とし、母親の年齢と教育歴、子ども数、育児負担感得点(8項目)得点、父親のサポート(10項目)得点、子ども時代の心的外傷得点(16項目)を独立変数とする重回帰分析を行った。重回帰分析は、複数の独立変数によって一つの従属変数を説明しようとするモデルにおいて使用することができる。このとき、独立変数間相互の相関関係についても考慮し、その影響を取り除いて各独立変数の従属変数に対する影響力を純粋な形で取り出そうとするのが特徴である。したがって、本データにおける「子どもへの有害な行為」得点に影響を与える要因とその強さを分析することができる。

ステップワイズ法(変数減増法)を用いて重回帰分析を行った結果、上記全ての変数が投入され、寄与率は0.36%($R = .5974$)であった。このことは、投入した6つの変数により「子どもへの有害な行為」の36%が説明できることを意味している。標準化係数は絶対値で0~1の値をとり、1に近似するほど従属変数との関係が深いことから、6つの変数の中で「育児負担感」が0.44で最も高い数値であるのに対して、次の「過去の心的外傷」は0.19でそれほど高い値とはいえない。さらに、「子どもの数」が多いほど、教育歴が低いほど、父親のサポートが少ないほど、そして母親の年齢が低いほど、子どもへの有害な行為は有意に増加することも示しているが各々単独での影響力は少ない。(表8)

なお、各変数を構成する因子に注目して、「子どもへの有害な行為」との関連を Pearson の相関係数でみてみると、「育児負担感」では子どもへの否定的な感情認知因子の方が社会的活動制限認知因子よりも相関が高かった（.558 と .362）。子ども時代の心的外傷を構成する 3 因子は、心理的虐待因子 .312 > 身体的虐待因子 .266 > ネグレクト因子 .241 の順序であった。父親のサポート 3 因子の順序は、情緒的サポート -.218 > 情動的サポート -.154 > 手段的サポート -.145 であった

表 8 子どもへの有害な行為に影響を与える要因

モデル	非標準化係数		標準化係数	t	有意確率
	B	標準誤差	ベータ		
(定数)	5.877	.780		7.533	.000
育児負担感	.609	.020	.440	30.037	.000
過去の心的外傷	.136	.010	.194	13.552	.000
子ども数	1.345	.131	.149	10.253	.000
教育歴	-.693	.087	-.114	-7.941	.000
父親のサポート	-.059	.019	-.044	-3.074	.000
母親の年齢	-.050	.023	-.032	-2.170	.000

考察

本研究は現代家庭における子どもへの有害な行為に影響を与える要因について分析することを目的として行った。その結果、子どもへの有害な行為に影響を与える要因は、育児負担感と子ども時代の心的外傷、児の数、教育歴、父親の育児サポート、母親の年齢等の複合的作用によって生ずることが明らかとなった。その中では「育児負担感」が最も強い影響力を持つことも示唆された。一方で、母親の子ども時代の心的外傷は、現在の育児行動に影響を及ぼすがその強さは決して大きいとはいえなかった。また、「父親のサポート」も選択されたが、その影響力は極めて小さいものであった。

過去に被虐待経験があるものは、自分の子どもに虐待を犯しやすいと言うことが、一般的のみならず専門家の間でも通説になっている。また、若い母親は虐待をする危険性があるといった一般的な考えが、若い母親に対する歪んだ先入観を生み出してしまうことにもなりかねない。しかし、こういった認識は主観的あるいは経験的なものであり、これまで実証的な研究はほとんどなされていなかった。従来の研究は、虐待を犯してしまった少数の母親に対して行われていることが多いためにこうした通説が生じたものと思われるが、子ども時代に心的外傷即ち被虐待経験をもつ大多数の母親は虐待を犯していないということも事実である。

虐待は育児する母親のトラウマ・世代間連鎖よりは、現在の母親を巡る環境内にある危険因子が複合的に関わり合って生ずると考えられる。即ち、現在のように家庭機能が弱体化し、ストレスが強い社会においては誰もが経験しうる要素が大きく関わっており、何か特別な事態が生じなくても、僅かなきっかけで子どもへの有害な行為に走ってしまう母親がいるということを示唆しているといえよう。したがって、母親の子どもへの有害な行為を予防するためには、「子ども時代の心的外傷」を云々するよりも、現時点での「ソーシャルサポート体制」を構築することによって、母親の育児

負担感を軽減することが、有効かつ喫緊の課題であるといえよう。

今後は、さらに他の要因についても検討することによって、子どもへの有害な行為に対する複雑な因果関係を解明し、母親が子どもと共に健やかな生活が営めるような援助の方法性を確立していくことが課題となる。

参考文献

- 1) 国民の福祉の動向(2002)、2002 年第 49 巻第 12 号：厚生統計協会
- 2) 厚生労働省(2002)：少子化対策プラスワン
- 3) 中嶋和夫他(1999)：母親の育児負担感に関する尺度化、厚生指標、第 46 巻、第 3 号、p11-18。
- 4) 住田正樹・中田周作(1999)：父親の育児態度と母親の育児不安、九州大学大学院教育学研究紀要、2,42-55.
- 5) Weinberg SL and Richardson MS: dimensions of stress in early parenting. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 49, 686-693.1981.
- 6) 金基換：児童虐待の世代間連鎖を断ち切る生態学的要因の研究、韓国延生大学福祉研究、Vol.2, 26-45, 1995.

(2003 年 3 月 20 日 受理)