

# 母子生活支援施設入所中の母親支援の検討

## —不適切な育児との関連—

オオハラ ミチコ セノ オ エイチ コン ノ ヒロユキ コンドウ マサル  
大原 美知子\*1 妹尾 栄一\*2 今野 裕之\*3 近藤 政晴\*4

**目的** 近年、母子生活支援施設にはDV被害者や、心身に障害を持つ入所者が増加している。これらの心身および生活上の諸問題が育児にどのような影響を与えているのか、その要因を多面的に明らかにするとともに、その対策を検討することを研究の目的とした。

**方法** 都内母子生活支援施設に入所中で0歳から18歳までの子どもを養育している母親を対象とし、自記式アンケート調査を行った。調査項目については基本的属性、母親のソーシャルサポート、不適切な育児行為項目、メンタルヘルス項目（日本語版CES-D、日本語版解離性体験尺度（J-DES）、ボンディング質問表（愛着形成障害評価尺度）、パートナー、実家との関係などで構成した。解析方法は不適切な育児得点を従属変数に、各項目を独立変数として項目ごとに等分散の検定を行った。その後一元配置分散分析を行い、有意差のみられた項目についてはチューキーの方法による多重比較を行った。不適切な育児に関連する要因については、不適切な育児得点との関連が有意であった変数を説明変数、不適切な育児得点を基準変数として、階層的重回帰分析を行った。

**結果** 不適切な育児得点と統計的に有意な関連がみられた項目は、属性（年齢、教育年数、年収）、ソーシャルサポート、家族関係（実家、パートナー）、メンタルヘルス（抑うつ、解離）、子どもへの愛着（ボンディング得点）であった。階層的重回帰分析の結果、最も決定係数が大きかったのは年齢（が若い）、パートナーからの暴力（DV経験）がない、ボンディング得点（愛着障害が大き）の順であった。メンタルヘルス項目（抑うつ、解離）が、決定係数の増加に寄与し、また愛着障害の増加もメンタルヘルスについて大きかったことから、メンタルヘルスと愛着障害が子どもへの不適切な育児に大きく関連している可能性がみられた。

**結論** これらの結果から、子どもへの不適切な育児を減少させるには愛着障害を減らすこと、また抑うつや解離などのメンタルケアの必要性も明らかとなったが、これらは各々独立したのではなく相互に影響しあうものとして、その双方に介入支援が必要であることが示された。そのため、今後母子生活支援施設はメンタル面、愛着障害など多面的なケアを行える母子ユニットケア機能を持つことが望まれる。

**キーワード** 母子生活支援施設、抑うつ、解離、愛着障害、不適切な育児、ユニットケア

はじめに

わが国における母子生活支援施設（以下、支

援施設）は1947年に制定された児童福祉法38条に「母子生活支援施設は、配偶者のない女子又はこれに準ずる事情にある女子及びその者の監

\* 1 東京都精神医学総合研究所研究員（非常勤） \* 2 同副参事研究員 \* 3 目白大学准教授

\* 4 多摩同協会白鳥寮施設長

護すべき児童を入所させて、これらの者を保護するとともに、これらの者の自立の促進のためにその生活を支援し、あわせて退所した者について相談その他の援助を行うことを目的とする施設とする」とあるように、母子一体として自立促進のための生活支援を行う場所であると規定されている。1982年厚生省児童家庭局通知（児発514）により、夫からの暴力による避難母子にも入所要件が拡大され、2004年児童福祉法の改正により、支援施設がドメスティック・バイオレンス（以下、DV）の被害者保護から自立支援、および退所後の相談、支援までを行う場であることが法的に明記された。

「全国母子生活支援施設実態調査報告書」（全国社会福祉協議会、全国母子生活支援施設

表1 不適切な育児得点と関連のみられた項目（n=143）

	人数	平均値	標準偏差	F 値	有意確率
年齢					
～29歳	16	4.13	3.42	5.23	**
30歳代	85	3.18	1.89		
40歳～	41	3.26	1.82		
教育年数					
中学卒	25	3.92	3.17	5.13	**
高校卒以上	118	2.86	1.83		
年収					
なし	24	2.79	1.41	2.61	**
～100万	59	2.92	2.01		
100～200万	44	3.77	2.61		
200～400万	13	1.85	1.63		
400～700万	3	2.33	1.16		
ソーシャルサポート					
相談する人あり	133	2.92	2.04	7.48	**
相談する人なし	10	4.80	2.82		
グチを言う人あり	129	2.94	2.12	3.58	**
グチを言う人なし	14	4.07	2.24		
パートナーとの関係					
パートナー暴力なし	46	3.70	2.39	6.11	**
パートナー暴力あり	96	2.76	1.96		
実家との関係					
私が育った家では怒鳴って怒ることなし	65	2.63	1.83	4.64	**
私が育った家では怒鳴って怒ることあり	78	3.40	2.33		
私が育った家では殴りあいなし	94	2.80	1.79	3.83	*
私が育った家では殴りあいあり	49	3.53	2.66		
メンタルヘルス					
抑うつ傾向無群	73	2.29	1.66	2.20	***
抑うつ傾向有群	69	3.87	2.31		
解離傾向無群	124	2.92	2.11	3.24	*
解離傾向有群	18	3.89	2.32		
ボンディング得点					
低得点群	61	2.36	2.13	2.40	***
高得点群	82	3.56	2.03		

注 \*\*\* p < 0.001, \*\* p < 0.01, \* p < 0.05

協議会）の2000年調査では「配偶者からの暴力」を理由に入所した世帯が33.5%であったが、2004年調査では44.9%にのぼり、住宅事情23.9%、経済事情16.3%と他の事情をぬいて最も多くなるなどDV被害者の入所が急増している。また、障害を持つ入所者（障害手帳保持および取得可能性のある人も含む）は1987年では284人（うち精神障害33.2%）であったが、2004年では456人にのぼり、精神障害割合が55.7%を占めるなど、精神的な困難を抱えている入所者も増加している。こうした中、就労状況（2004年調査）では就労世帯は76.1%にのぼるが、その内訳で「常勤」は22.4%に過ぎず、「臨時雇用」が51.1%と生活、経済面にもその厳しさが伺われる。今回支援施設入所者の抱える心身および生活上の問題が育児にどのような影響を及ぼしているのかを多面的に検討し、その対策についても考察を行った。

## 研究方法

都内母子生活支援施設に入所中で0歳から18歳までの子どもを養育している母親を対象とし、自記式アンケート調査を行った。調査方法、内容については前報<sup>1)</sup>に詳述したのでここでは再掲しない。調査項目については基本的属性、母親のソーシャルサポート、不適切な育児行為項目、メンタルヘルス項目（日本語版 CES-D<sup>2)</sup>、日本語版解離性体験尺度（J-DES<sup>3)</sup>）、ボンディング質問表（愛着形成障害評価尺度<sup>4)</sup>）、パートナー、実家との関係などで構成した。

## 解析方法

不適切な育児の要因を検討するための方法として、不適切な育児得点を従属変数に、各項目を独立変数として項目ごとに等分散の検定を行い、等分散性の確認を行った。その後一元配置分散分析を行い、有意差のみられた項目についてはチューキーの方法による多重比較を行った。等分散の確認が行われなかった項目についてはクラスカル・ウォリスの順和位検定を使用した。

表2 不適切な育児に関連する階層的重回帰分析の結果

	ステップ1	ステップ2	ステップ3	ステップ4	ステップ5	ステップ6
年齢	-0.272***	-0.265***	-0.263***	-0.313***	-0.325***	-0.312***
教育年数	-0.188*	-0.159	-0.135	-0.074	-0.055	-0.041
年収	0.111	0.115	0.094	0.053	0.063	0.073
実家での怒鳴りあい		0.109	0.078	0.027	0.011	0.030
実家での殴りあい		0.050	0.086	0.097	0.079	0.050
パートナーからの暴力がない			0.175*	0.205*	0.212*	0.227**
相談する人がいない				0.166	0.158	0.152
グチを聞いてくれる人がいない				0.072	0.063	0.010
解離得点					0.189	0.106
抑うつ得点					0.141	0.158
ボンディング得点						0.236**
調整済みR <sup>2</sup>	0.096***	0.103***	0.129***	0.162***	0.221***	0.265***
ステップ1からの増加		0.007	0.026	0.033	0.059	0.044

注 \* < 0.05, \*\* < 0.01, \*\*\* < 0.001

次に不適切な育児に関連する要因について総合的に考察するため、不適切な育児得点との関連が有意であった変数を説明変数、不適切な育児得点を基準変数として階層的重回帰分析を行った。

## 結 果

### (1) 不適切な育児と関連がみられた項目

表1にみられるように、不適切な育児得点と統計的に有意な差がみられた項目は属性（年齢、教育年数、年収）、ソーシャルサポート、家族関係（実家、パートナー）、メンタルヘルス（抑うつ、解離）、子どもへの愛着（ボンディング得点）であった。

### (2) 不適切な育児の要因

不適切な育児へ影響を及ぼす要因を明らかにするために階層的重回帰分析を行った。不適切な育児得点を基準変数に、説明変数としてはこれまで検討してきた11変数を階層的に投入した結果、決定係数は0.265 ( $p < 0.001$ )を示した(表2)。

ステップ1において社会的属性変数は有意な決定係数 ( $R^2 = 0.096$ )を示し、年齢（が若い）と教育年数（が短い）は負の方向で不適切な育児に関連していた。ついで第2ステップで

実家からの被虐待傾向を表す項目（実家での怒鳴りあい、殴りあい）を加えたところ、決定係数は0.103を示し、第1ステップよりの増加は0.007であった。第3ステップに「パートナーからの暴力がない」を加えたところ、決定係数は0.129を示し、第2ステップよりの増加は0.026であった。第4ステップに「相談する人、グチをいう人がいない」というサポート項目を加えたところ、決定係数は0.162を示し、第3ステップよりの増加は0.033であった。第5ステップに「解離傾向、抑うつ傾向」などのメンタルヘルス項目を加えたところ、決定係数は0.221を示し、第4ステップよりの増加は0.059とその増加率は最も高かった。第6ステップに「ボンディング得点」を加えたところ、決定係数は0.265を示し、第5ステップよりの増加は0.044とその増加率はメンタルヘルスに次いで高かった。最終ステップであるステップ6で、最も決定係数が大きかったのは年齢（が若い）、パートナーからの暴力がない、ボンディング得点（愛着障害が大きい）の順であった。

## 考 察

### (1) 社会的属性と不適切な育児

#### 1) 年齢・教育年数

先行研究のとおり<sup>5)</sup>、年齢が若いほど教育年

数が短いほど不適切な育児得点は高くなる傾向がみられた。ズラヴィンら<sup>6)</sup>の「教育上の達成度の低さとネグレクトとの関係を示す結果が一貫してみられた」との報告もあり、わが国においても教育年数の短さは就労についても困難さを有するであろうし、これらの社会経済上の不利を抱えつつの生活が子育てに影響を及ぼしていることが伺えた。

## 2) 年収

100～200万の不適切な育児得点が最も高く、200～400万が最も低くこの間で統計的差がみられ ( $p < 0.05$ )、経済状況が不適切な育児へ影響を及ぼしていた。低収入と不適切な育児の関連の先行研究も多く、クラウセンら<sup>7)</sup>は低収入ほどネグレクトの深刻度と関連していると報告している。わが国においても100万円前後の低収入であれば、条件にもよるが生活保護の受給など社会資源の利用もあり得るが、100～200万の収入ではそれらの活用も制限が見込まれ、かといって生活するには十分な収入とはいえずストレスがかかりやすい。これまで低収入の母子世帯に対しては児童扶養手当が支給されてきたが、2002年から所得制限限度額と手当額の見直しが行われ、今年度は見送られたが将来的には削減される可能性もある。そうなると100～200万のボーダーラインにある世帯が最もその影響を受けることが予測される。そのストレスから子どもへの不適切な育児が生じるとしたら、子どもの心身の健康な発達、成長を阻害する恐れが出てくる。そのためひとり親家庭への経済的支援は、単に生活支援という意味だけではなく、不適切な育児を防ぐという観点からも重要であることが示された。

## (2) ソーシャルサポートと不適切な育児

不適切な育児とソーシャルサポートとに関連がみられ、サポートがないと認知している人の不適切な育児得点は有意に高かった。

サポートと不適切な関わりについても多くの先行研究があり<sup>8)9)</sup>、ギル<sup>10)</sup>は拡大家族の少なさや友達からのサポートが欠けているなどの社会的孤立は、虐待と関係のある社会的因子である

としている。本研究から、支援施設の中で実際に様々なサポートを受けていても、「相談する人がいない」「グチをいう人がいない」と思っている人は不適切な育児を行う可能性が高いという結果が得られた。一般的に母親の不適切な関わりを阻止するのは、親密な関係にあるパートナーからの支援であるといわれているが、その支えがないことに加え、相談やグチをいう人がいないと認知している人にとって、育児はさらに困難感を感じさせ、不適切な関わりになりやすいといえる。そのため支援施設では、今後どのようにすればサポート認知を促進することができるか、対応方法を工夫することが求められることが理解された。

## (3) パートナーとの関係

DVがある家庭では母親のみならず子どもも同じように暴力を受けているという調査および研究はすでに多く報告されている<sup>11)</sup>。また、DVにさらされている母親が、そのストレスから子どもを虐待する可能性が高くなる報告<sup>12)</sup>もあり、DVを受けている母親の子どもへの虐待の可能性についても周知され始めている。しかしながら今回の調査結果にみられたDV被害経験が、子どもへの不適切な育児を少なくさせることについてDV被害者が母子生活支援施設などの安全な場に避難した後はDVによるストレスがなくなり、子どもへの不適切な育児が無くなるDV被害者には加害者から自分は親として不適格だと思込まれることにより、必要があっても子どもへ怒鳴ったり、たたいたりをしない(できない)などの子育ての特徴がある<sup>13)</sup>など様々な理由が考えられるが、今回の調査では確実なことはいえず、今後この点について特化した設問を加えるなど、より詳細に検討する必要がある。

## (4) 実家との関係

生育家庭での「怒鳴る、殴りあいになる」経験を有している人に不適切な育児得点が高く、被虐待経験が子どもへの虐待につながる可能性が明らかとなった。

スティール<sup>14)</sup>は虐待発生リスク要因として、母親自身の乳幼児期における被虐待経験もしくは被剥奪経験、母親の子どもに対する認知的なゆがみ、内的危機状況の存在、社会的援助の欠如をあげており、この4条件が揃ったとき生じるとしている。今回の本研究からも、被虐待経験が子どもへの不適切な関わりの要因の1つになっている可能性が高く、このことから親機能の促進を目指した教育プログラムの提供などを含めた育児支援が求められることが示唆された。

## (5) メンタルヘルス

### 1) 抑うつ傾向の有無と不適切な育児

支援施設入所者中 (n = 143) 抑うつ傾向がある母親が69人 (49%) と、入所者の半数が抑うつ傾向を持つという調査結果が示された。産後うつ症状が不適切な育児に関連するという先行研究はすでに多くあるが<sup>15)</sup>、産後うつ以外のネガティブ、ライフイベント (被虐待経験など人生における否定的な出来事) による抑うつ症状も同じように子どもへの不適切な育児に影響を及ぼしていた。

### 2) 解離傾向の有無と不適切な育児

抑うつと不適切な育児との関連については全国規模の調査<sup>16)</sup>が行われており、その問題も明らかにされつつあるが、「解離」については、わずかにバーガー<sup>17)</sup>が摂食障害者の女性を対象としてDES (解離体験尺度) を用いて調査を行い、DESの高得点は身体的虐待と関連するが性的虐待とは関連しなかったとの報告などがみられるのみである。わが国では育児と解離傾向との関連の研究はこれまでほとんど行われなかったが、今回の調査で解離が不適切な育児に影響を及ぼしていることが明らかとなった。

解離傾向がどのような育児行為に影響を及ぼしているのか、不適切な育児の有無と解離傾向各項目との解析を行ったところ「保育園や学校に行かせない事がある」「学校や保育園の世話ができないことがある」などのネグレクト項目に関連がみられた。保育園や学校に行かせない事がある群 (n = 12) のうち解離傾向がある人

表3 不適切な育児の有無とボンディング項目

	不適切な 育児あり群 (n = 129)(%)	不適切な 育児なし群 (n = 14)(%)	統計学的 比較検討
愛しいと感じる	93 (72.1)	11 (78.6)	
がっかりしている	67 (51.9)	1 (7.1)	**
何も感じない	16 (12.6)	1 (7.1)	
自分のものだと感じる	51 (39.5)	3 (21.4)	
腹立たしく感じる	96 (74.4)	6 (42.9)	*
うとましく感じる	64 (50.8)	3 (21.4)	*
守ってあげたい	102 (79.1)	9 (64.3)	
子どもと一緒に いるのが楽しい	88 (68.2)	12 (85.7)	
攻撃的になる	89 (69.0)	1 (7.1)	**

注 \*\* p < 0.01, \* p < 0.05

は33.3%とない群 (n = 130) の10.8%より大幅に増加した。また学校や保育園の世話ができない群 (n = 45) 人のうち解離傾向のある人は24.4%と世話ができる群の7.2%より3倍強を示した。これらのことから解離傾向は母親の子どもへの養育不全につながる可能性があり、抑うつ傾向と同様にそれらの行動をキャッチした段階で、周囲からの適切な支援と介入により、母親へのケアが十分になされれば、さらなる子どもへの不適切な関わりが予防できる可能性がある。

## (6) 子どもへの愛着

ボンディング得点高低群と不適切な育児得点とも関連がみられ (p < 0.001)、愛着障害が子どもへの不適切な育児に影響している可能性がみられた。また表3にあるようにボンディング項目のうち否定感4項目に関連がみられ、不適切な育児がある人は「攻撃的になる」や「腹立たしくなる」などの子どもへの怒りや攻撃、「がっかりしている」と子どもに対する期待の喪失やそこから生じる拒絶や、「うとましく感じる」などの子どもへの忌避などがみられた。

愛着障害は主として乳児期の子どもと母親との関連で検討され、子どもの心身の健康な発達を阻害するなど、その影響が知られるようになってきている<sup>18)</sup>。しかしながら子どもへの愛着障害は乳児期のみならず、長期にわたり影響を及ぼす可能性があり、本研究からみられたように子どもへの母親の攻撃性など、衝動性の

コントロールが困難な状況にあるときは不安定な関係が継続し、子どもの発達に阻害されることも予測される。それを防ぐためには支援施設という安全な場で、母親自身の被虐待体験へのケアや心理、社会的なサポートがなされれば、子どもへの否定感の修正とともに攻撃性などのコントロールを可能とすることも期待できる。また母親が養育できないときは、一時的にも支援施設スタッフの援助を受けることにより、母親および子どもも十分なケアを受けることで、安定した成長促進が可能となる。そのような意味でも支援施設は母子ともにケアを受けられるユニットケアの機能を持つことが望ましい。

#### (7) 不適切な育児の関連要因

これまでの分析において、不適切な育児得点と各要因との関連性と説明力を示すために各ステップからなる階層的重回帰分析を行った結果、最も決定係数が大きかったのは年齢（若い）、パートナーからの暴力（DV経験）がない、ボンディング得点（愛着障害が大きい）の順であった。また第4ステップから第5ステップにかけてのメンタルヘルス項目（抑うつ、解離）が、最も決定係数の増加に寄与していたことから、メンタルヘルスが不適切な育児に関わっていることが理解された。また愛着障害（子どもへの否定感）の増加もメンタルヘルスについて大きかったことから、メンタルヘルスと愛着障害が子どもへの不適切な育児に大きく関連している可能性がみられた。これらのことから子どもへの不適切な育児は愛着障害とメンタルヘルスが相互に影響しあっていることが推測され、支援施設においては母と子双方への同時ケアが必要なことが示唆された。

#### 今後の展望

これまでの結果から、子どもへの不適切な育児を減少させるにはボンディング障害を減らすこと、また抑うつや解離などのメンタルケアの必要性も明らかとなったが、これらは各々独立したものではなく相互に影響しあうものとして、

その双方に介入支援が必要であることが示された。

英国ではボンディング障害の重篤な母子を精神科ユニットに同時入院させ効果を上げているが、わが国においてはそのような医療機関・施設はなく、ケアを受けることはできない。そのため、今後、母子生活支援施設はメンタル面・生活面など多面的なケアを行える母子ユニットケア機能を持つことが望まれる。

#### 文 献

- 1) 大原美知子, 妹尾栄一, 今野裕之, 他. 母子生活支援施設に入所中の母親支援の検討 - 抑うつとの関連. 厚生指標 2007; 54(10): 7-14.
- 2) 島悟, 鹿野達男, 北村俊則, 他. 新しい抑うつ性自己評価尺度について. 精神医学 1985; 27: 717-23.
- 3) Umetsue M, Matsuo T, Iwata N, et al. Dissociative Disorders in Japan: A Pilot Study with the Dissociative Experience Scale and a Semistructured Interview. *Dissociation* 9: (in press)
- 4) 山下洋. 産後うつ病とBonding障害の関連. 精神科診断学 2003; vol 14(1): 41-8.
- 5) Connell, C. D., & Straus, M. A. Mother's age and risk for physical abuse. *Child Abuse & Neglect* 1992; 16: 709-18.
- 6) Zuravin, S. J., & DiBlasio, F. A. Child-neglecting adolescent mothers. How do they differ from their nonmaltreating counterparts? *Journal of Interpersonal Violence* 1992; 7: 471-87.
- 7) Claussen, A. H., & Crittenden, P. M. Physical and psychological maltreatment; Relations among types of maltreatment. *Child Abuse & Neglect* 1991; 15: 5-18.
- 8) Disbrow, M. A., Doerr, H., & Caulfield, C. Measuring the components of parents' potential for child abuse and neglect. *Child Abuse & Neglect* 1977; 1: 279-96.
- 9) Smith, S. *The battered child syndrome*. London, Butterworths. 1975.
- 10) Gil, D. G. *Violence against children; Physical child abuse in the United State*. Cambridge. MA

- Neglect 1970 ; 1 : 279-96. Harvard University Press.
- 11) Campbell, J. C., Lewandowski, L. Mental and physical health effect of intimate partner violence on women and children. *The Psychiatric Clinics of North America* 1997 ; 20 : 353-74.
- 12) 松山市男女共同参画推進財団 . 家庭におけるパートナーシップと児童の健全育成の関する調査～ドメスティックバイオレンスおよび子どもの調査～ . 2001 .
- 13) Lundy Bancroft & Jay G. Silverman. *The Batters as Parent Addressing the Impact of Domestic Violence on Family Dynamics*. Sage Publications Inc., 2002 . ランディ , パンクロフト , ジェイ , G , シルバーマン : DV にさらされる子どもたち - 加害者としての親が家族機能に及ぼす影響 . 幾島幸子訳 . 金剛出版 , 2004 .
- 14) Steele, B. Psychodynamic factors in child abuse. In Helfer R E & Kemp R. S. ( eds. ) *The Battered Child*. ( 4th ed. ) Chicago, University of Chicago Press. 1987.
- 15) Dore, M. M., Doris, J., & Wright, P. Identifying substance abuse in maltreating families. *Child Abuse & Neglect* 1995 ; 19 : 531-43.
- 16) 妹尾栄一「大都市一般人口における児童虐待の疫学調査報告書」(学童調査)平成12年度「長寿,子育て,障害者基金」(社会福祉,医療事業団)東京都精神医学総合研究所 2001 .
- 17) Berger, D., Ono, Y., Saito, S. et al. Relationship of parental bonding to child abuse and dissociation in eating disorder in Japan. *Acta Psychiatrica Scandinavia* 1995 ; 91 : 278-82.
- 18) Brockington, I, F. (吉田敬子訳)「母子間のボンディング形成の障害の診断的意義」*精神科診断学* 2003 ; 14-1 : 7-17 .