

## 論 文

## 親との接触経験が親準備性傾向の形成におよぼす影響

— 女子青年の場合 —

<sup>1</sup> 諸井 克英    <sup>2</sup> 木村 有花    <sup>2</sup> 長井 佐哉香  
<sup>2</sup> 堺            かつる    <sup>3</sup> 西田 郁美

<sup>1</sup> 同志社女子大学・生活科学部・人間生活学科・教授<sup>2</sup> 同志社女子大学・生活科学部・人間生活学科・2011年度卒業<sup>3</sup> 同志社女子大学・生活科学研究科・生活デザイン専攻2年次

## Effects of parental experiences on readiness-for-parenthood

— Female undergraduates —

<sup>1</sup> Katsuhide Moroi    <sup>2</sup> Yuka Kimura    <sup>2</sup> Sayaka Nagai  
<sup>2</sup> Kaoru Sakai    <sup>3</sup> Ikumi Nishida

<sup>1</sup> Department of Human Life Studies, Faculty of Human Life and Science, Doshisha Women's College of Liberal Arts, Professor<sup>2</sup> Department of Human Life Studies, Faculty of Human Life and Science, Doshisha Women's College of Liberal Arts, Graduate of 2011<sup>3</sup> Life Style Design Studies, Graduate School of Human Life and Science, Doshisha Women's College of Liberal Arts, 2nd grader

## I. 問題

全国調査（国立社会保障・人口問題研究所（編），2012a）によると，夫婦の完結出生児数（結婚持続期間15～19年の夫婦が出生した子ども数の平均値）は，2010年にはついに2人を下回った（'10年1.96；'40年4.27→'05年2.09）。これは，子どもをもつことに対する動機づけの減退と対応している（「結婚したら，子どもは持つべきだ」に賛成の妻の割合：'92年86.9%→'10年67.8%）。このことは未婚者（18～34歳）でも認めることができる（国立社会保障・人口問題研究所（編），2012b）。①希望子ども数の減少（男性：'82年2.34→'10年2.04；女性：2.29→2.12），②子どもへの動機づけの減少（「結婚したら，子どもは持つべきだ」に賛成の女性の割合：'92年85.4%→'10年70.1%）。

このような少子化傾向の一方でいわゆる児童虐待現象が顕在化している。全国の相談所が扱う児童虐待の件数は増加の一途である（Appendix 1）。とくに，ここ数年の増加傾向は著しい。さらに，興味深いことに，児童虐待におけ

る加害者は実親であることが多く，実母が約6割，実父が約2割を占めている。

以上に述べた，少子化や児童虐待の動向に対応して，近年，親準備性概念（あるいは類似概念）が提唱され，様々な実証的研究が取り組まれている。親準備性とは，たとえば岡本・古賀（2004）によれば「子どもが将来，家庭を築き経営していくために必要な，子どもの養育，家族の結合，家事労働，介護を含む親としての資質，およびそれが備わった状態」である。本研究の主目的は，女子青年における親準備性傾向の形成が過去の親子接触経験にどのように関わっているかを解明することである。

一般的には生涯発達の前半時期に親になるための動機づけや心理的準備が十全に育まれることが重要である。親になるための動機づけや心理的準備が不十分であると，子どもをもつことに対して消極的となり，実際に親の立場に移行したときにも子どもへの適切な関わりが営めないからである。この考えをFig.1に表した。子どもにとって家族機能の様々な不具合の経験は，その子どもが将来親役割を担

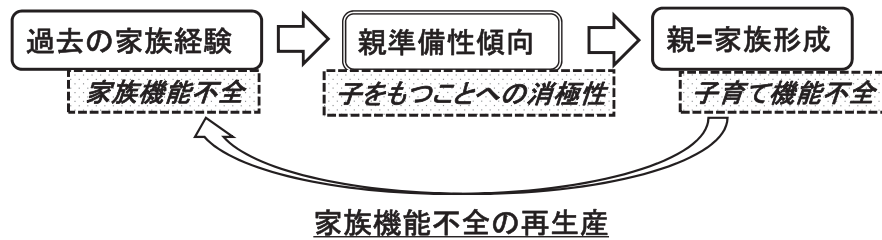


Fig. 1 家族機能不全の再生産過程に関する構図

うことに対する消極的態度や不安を育むことになる。親になることの心理的準備が不十分なまま家族形成段階に移行してしまうと子育ての意義も心理的に醸成されず子育てに対するストレスに曝されることになり、虐待行為へと向かう可能性がある。要するに、自らが経験した家族機能不全が再生産されるのである。これは、先述した児童虐待加害者が実親の場合が多いこととも対応する。

本研究では、Fig. 1 に表した「過去の家族経験→親準備性傾向」の部分扱う。先述した実親の虐待傾向はこの部分に関連した出来事といえるが、親からの虐待相当経験の影響について様々な研究で実証的に取り扱われている。

子ども時代に虐待に相当する行為を親から受けた記憶と自分の子どもに対する虐待相当行為との関係が就学前の子どもをもつ母親を対象とした調査で認められている（中嶋, 2004; 三上, 2009）。つまり、子どもに対する虐待的行為が世代間で伝達されていることになる。

ところで、母親が抱く内的表象に注目した鶴飼（2000）によれば、過去に虐待を受けているという「事実」よりも、それを現在どのように受けとめているが重要である。この考えと一致して、「自分の母親から愛情を十分に受けていなかった」という認知が自分の子どもに対する虐待的態度につながる事が様々な調査で示された（鈴木・刀根・木村・及川, 2002; 大原, 2003など）。

以上の研究知見に基づき、子どもに対する実親の虐待的傾向が親準備性不全の重要な原因であると推論し、一連の仮説を導いた。まず、過去の親子間の出来事に関する表象と親準備性傾向との関わりについての仮説を設けた。親子間で過去に営まれた肯定的接触経験は、当該の子どもに親役割への積極態度や将来の子育てに対する自信を育むはずである。逆に、否定的接触経験は親準備性傾向の育みの阻害要因となる。

**仮説 I -a:** 親子間の肯定的出来事経験は子どもの側の親準備性傾向の育みを促進する。

**仮説 I -b:** 親子間の否定的出来事経験は子どもの側の親準備性傾向の育みを阻害する。

ところで、Woititz（1983）は、「アルコール依存症」の親の中で育ったという家族経験と成人期の心理学的不全との関係を連結させ、狭義の「アダルト・チルドレン」概念の体系化を試みた。この概念は、何らかの「トラウマ」をもたらす家族（「機能不全家族」）に埋め込まれた子どもに一般化されるようになり、'90年代になるとカウンセリング現場でも広く認知されるようになった（斎藤, 1996など）。Donaldson-Pressman & Pressman（1994）は、自己愛理論に基づき家族機能不全が「アダルト・チルドレン」を再生産する機制を説明した。この「アダルト・チルドレン」的枠組みを本研究の枠組み（Fig. 1）に対応させると、次のようになる。個人的傾性としてのアダルト・チルドレン傾向が当事者が育った家族環境に起因しているとすれば、親子間の肯定的出来事経験はこの傾性の形成を抑制し、否定的出来事経験はこの傾性の形成の促進要因となるはずである。さらに、家族機能不全に由来するアダルト・チルドレン傾向は、将来の親になる心理的準備状態に悪影響をもつと考えられる。

実際、3歳児検診来所の母親を対象として森下・山田・福島（2000）は、母親の育てられ方、母親自身のアダルト・チルドレン傾向、および母親の育児態度の間の相関関係を認めた。黒澤・田上（2005）も、保育園児の母親で、親による虐待的幼児体験と自分の子どもに対する虐待的育児態度の関係との間に自尊心の媒介の効果を得た。また、氏家（1995）は、子どもの出産後1年に亘る追跡調査を行い、子ども時代の母親に関する否定的記憶と現在の状態に対する否定的感情との関係を見いだした。以上に述べたことに基づき、次の2つの仮説を導いた。

**仮説 II:** 親子間の肯定的出来事経験は個人的傾性としてのアダルト・チルドレン傾向の形成を抑制し、否定的出来事経験はそのような傾向の形成を促進する。

**仮説 III:** 個人的傾性としてのアダルト・チルドレン傾向性は親準備性傾向の育みを阻害する。

以上に述べた一連の仮説を検討するために、女子大学生を対象として質問紙調査を実施した。回答者を女性に限定

した理由は以下の通りである。前述した実母による児童虐待の多さ (Appendix 1) という点や、将来母親役割を担う可能性という点から、研究作業の出発点としてまず女子青年を対象とすることは重要と判断されたからである。

## II. 方法

### 調査対象および調査の実施

質問紙調査が同志社女子大学での社会心理学関係の講義を利用して実施された (2011年6月6日・23日)。回答にあたっては匿名性を保証し、質問紙実施後に研究目的と研究上の意義を簡潔に説明した。

青年期の範囲を逸脱している者 (25歳以上) を除き、各尺度に完全回答した女子学生320名を分析対象とした (1年生206名, 2年生79名, 3年生27名, 4年生8名)。回答者の平均年齢は18.74歳 ( $SD = 0.97$ , 18~23歳) であった。

### 質問紙の構成

質問紙は、回答者の基本的属性に加え、①アダルト・チルドレン傾向尺度、②親準備性傾向尺度、③小学5・6年頃の親との出来事経験に関する設問群から構成されている。

#### (1) アダルト・チルドレン傾向尺度

諸井 (2007) は、Woititz (1983) が整理した「アダルト・チルドレン」の特徴に基づき作成した18項目から成るアダルト・チルドレン傾向尺度を作成した。本研究では、回答者のアダルト・チルドレン傾向を測定するために、この尺度を利用した。18項目 (諸井, 2007参照) それぞれについて、「この6ヵ月間」のまわりとの人間関係や自分の気持ちにあてはまるかどうかを、4点尺度で評定させた (「4. かなりあてはまる」~「1. ほとんどあてはまらない」)。

#### (2) 親準備性傾向尺度

個人的傾性としての親準備性を測定するために、西田・諸井 (2010) による親準備性傾向尺度を利用した。西田・諸井は、先行研究で使用された尺度項目のうち、家事労働や老親に対する介護や動物に対する共感性などの面を除き再整理して、独自の尺度作成を試みた。6ヵ月間の回答者の生活を思い浮かべさせ、60項目 (西田・諸井, 2010参照) それぞれがあてはまる程度を4点尺度で評定させた (「4. かなりあてはまる」~「1. ほとんどあてはまらない」)。

#### (3) 小学5・6年頃の親との出来事経験に関する設問群

回答者に小学5・6年の頃を想起させ、①「最も楽しかった経験」(父親, 母親それぞれ) と②「最も嫌だった

経験」(父親, 母親それぞれ) について一連の質問を設けた。

まず当該の経験を具体的に説明させた。そのうえで、a) まわりの人々が経験している出来事との比較 (「4. かなり楽しかった〈嫌だった〉」~「1. ほとんど楽しくなかった〈嫌ではなかった〉」), b) 今までに経験した出来事との比較 (「4. かなり楽しかった〈嫌だった〉」~「1. ほとんど楽しくなかった〈嫌ではなかった〉」), c) 経験した出来事記憶の鮮明さ (「4. かなりはっきりと覚えている」~「1. ほとんど覚えていない」), それぞれについて回答させた。なお、当該時期に父親あるいは母親がいない場合には回答を求めなかった。

評定順の効果を相殺するために、(1)と(2)の尺度それぞれで評定用紙を頁単位でランダムに並び替えた (アダルト・チルドレン傾向尺度, 2頁; 親準備性傾向尺度, 7頁)。さらに、(3)では、「肯定的経験→否定的経験」、「否定的経験→肯定的経験」の順に回答する2通りを設けた ( $N = 178$ ,  $N = 142$ )。

## III. 結果

### 尺度の検討

アダルト・チルドレン傾向尺度と親準備性傾向尺度の全項目に関して、項目平均値の偏り ( $1.5 < m < 3.5$ ) と標準偏差値 ( $SD > .60$ ) のチェックを行った。アダルト・チルドレン尺度の全項目は適切であった。親準備性傾向尺度項目では12項目が不適切であったので次の分析で除去された ( $m < 1.5$ : read\_c\_2;  $m \approx 1.5$ : read\_e\_5;  $m \approx 3.5$ : read\_a\_9, read\_b\_2, read\_c\_3, read\_c\_4, read\_d\_2, read\_f\_6, read\_g\_2, read\_g\_6;  $m > 3.5$ : read\_d\_8, read\_e\_9)。

次に、2尺度それぞれで因子分析 (最尤法, プロマックス回転 ( $k = 3$ )) を行い、解釈可能な解を求めた。因子分析では、①特定因子の負荷量が十分に大きく ( $\geq |.400|$ ), ②他因子への負荷が小さい ( $< |.400|$ ) という基準に一致しない項目を除き再度分析を行い、明確な負荷量パターンが得られるまで、このことを繰り返した。各因子への負荷量が大きい ( $\geq |.400|$ ) 項目を選抜し下位尺度を構成し、信頼性分析を行った。下位尺度項目の合計得点を項目数で割った値をそれぞれの得点とした。

#### (1) アダルト・チルドレン傾向尺度

2~5因子解を検討したが、2因子解が解釈可能であった。最終解を Table 1-a に示す。第I因子に負荷が高い項目は周囲との乖離感を表しているため、この因子は「対人

Table 1-a アダルト・チルドレン傾向尺度に関する因子分析（最尤法，プロマックス回転（ $k=3$ ））の結果—因子負荷量—

	I	II
〔I. 対人的不調和〕		
ac_a_9 私は、まわりの人と親しい関係を維持しにくい。	.723	-.057
ac_b_1 私は、自分が他人と一緒にいて違和感を抱く。	.712	-.021
ac_a_6 私は、あらゆる状況において純粋に楽しむことがなかなかできない。	.618	.044
〔II. 過剰な自責感〕		
ac_a_5 私は、厳しく自分を責めることがある。	.013	.648
ac_b_8 私は、混乱しやすい。	.067	.590
ac_b_9 私は、自ら引き起こしたトラブルを必死になって解決しようとする。	-.220	.525
ac_b_3 私は、自己嫌悪に陥りやすい。	.258	.478
〔因子間相関〕		.244

$N=320$

適合度:  $\chi^2_{(8)} = 14.854, p = .062$

初期因子固有値 > 1.629; 初期説明率57.17%

の「不調和」と命名した。自分自身への自信のなさや自己混乱に関する項目が負荷が高い第II因子は「過剰な自責感」とした。なお、先行研究では3主成分が得られたが（諸井（2007）；「自信の欠如」，「統制感の欠如」，「対人的不調和」），本研究の「過剰な自責感」は「自信の欠如」と「統制感の欠如」の合成と判断される。

下位尺度の検討では（Table 1-d）、「対人的不調和」がまずまずの信頼性を見せた。「過剰な自責感」の信頼性は若干低く、得点分布の正規性でも有意な逸脱が示された。しかし、 $\alpha$ 値が.600をこえていることや、 $z$ 値の大きさから問題ないとした。尺度中性点に比べて、「対人的不調和」は有意に低く、「過剰な自責感」は有意に高かった。

## (2) 親準備性傾向尺度

算出可能であった2～12因子解を検討したところ、4因子解が最も適切であった。最終解をTable 1-bに示す。先行研究（西田・諸井，2010）では6主成分が抽出されたが（「子どもに対する関心」，「将来の子育てに対する不安」，「モデルとしての父親」，「親役割に対する積極的期待」，「子どもに対する無条件の肯定」，「モデルとしての母親」），本研究で抽出された4因子は、それぞれ「子どもへの関心」，「モデルとしての親」，「将来の子育て不安」，「親役割への積極的期待」と名づけた。「モデルとしての親」は、先行研究での「モデルとしての父親」と「モデルとしての母親」が合成されているといえる。他の3因子は、先行研究で得られた主成分におおむね対応している。しかしながら、先行研究での「子どもに対する無条件の肯定」の側面は本研究では現れなかった。

下位尺度を検討したところ（Table 1-d）, 十分な信頼性

が得られた。下位尺度得点を見ると、いずれも正規分布からの有意な逸脱があったが、 $z$ 値の大きさから問題はないと判断した。「将来の子育て不安」を除く3得点は尺度中性点を有意に上回っていた。

## (3) 小学5・6年頃の親との出来事経験に関する設問群

小学5・6年頃の父親あるいは母親との出来事に関する3評定を対象とした因子分析（最尤法，プロマックス回転（ $k=3$ ））を行った。なお、この分析では、当該時期に父親および母親が健在で、出来事の説明を具体的に説明した回答者に限定したので、分析対象者が200名に減っている。2～4因子解を検討したが、Table 1-cに表すように、2因子解が明確な因子パターンを示した。想起した出来事対象の正負に対応して因子が分離した。第I因子には肯定的出来事に関する6評定、第II因子には否定的出来事に関する6評定の負荷が高かったため、それぞれ「過去の肯定的経験」および「過去の否定的経験」と命名した。

2下位尺度ともに十分な信頼性が得られた（Table 1-d）。「過去の否定的経験」で正規分布からの有意な逸脱が認められたが、 $z$ 値の大きさから問題ないと判断した。2得点いずれも尺度中性点を有意に上回っていた。

前述したように、本分析では、当該出来事を具体的に記述した回答者に限定した。そこで、記述文章をバイト数（日本語の1語は1バイト）に換算し、3種類の評定および2下位尺度得点とのピアソン相関値を求めた。この結果をTable 2に表す。「出来事記憶の鮮明さ」ではいずれの場合も有意な正の相関が認められ、説明文章を長く記述しているほど当該出来事の記憶が鮮明であると認識していることになる。また、楽しさ（嫌さ）についてはまわりの

Table 1-b 親準備性傾向尺度に関する因子分析（最尤法，プロマックス回転（ $k=3$ ））の結果—因子負荷量—

	I	II	III	IV
〔I. 子どもへの関心〕				
read_b_5 私は、子どもをあまり好きではない。	-0.889	.042	.015	.052
read_b_9 私は、小さい子どもの相手が苦手である。	-0.877	.004	.095	.083
read_g_5 私は、小さな子どもの世話をしたり、遊んだりするのは面倒である。	-0.815	.041	.094	.037
read_a_4 私は、小さな子どもに関心がある。	.790	.011	.022	.141
read_a_3 私は、幼児の姿をついで追っていることがある。	.738	-0.16	.191	.208
read_a_6 私は、子どもが遊んでいるのを見るのは面白と感じる。	.706	-0.02	.082	.085
read_c_6 私は、小学生の遊び相手になれそうである。	.695	-0.11	-0.089	-0.077
read_b_4 私は、幼児の相手をうまくやれると思う。	.685	-0.22	-0.142	.043
read_a_1 私は、幼い子どもが泣いていると、何とかしたいと思う。	.661	.070	.058	.021
read_a_2 私は、遊んでいる子どもの歓声をうるさいと感じる。	-0.647	-0.01	.190	.142
read_f_3 私は、将来、子どもを扱う職業につきたいと思うことがある。	.645	.030	.027	.051
read_c_5 私は、赤ん坊の泣き声を聞くとイライラすることがある。	-0.637	-0.16	.227	.162
read_c_9 私は、保育所や幼稚園の前を通りかかると、中をのぞきたくなる。	.621	.023	.041	.216
read_a_8 私は、テレビに赤ちゃんが出てくると興味をもって見る。	.619	.011	.136	.235
read_b_7 私は、幼い子どもの瞳にひきつけられる。	.554	-0.29	.126	.270
〔II. モデルとしての親〕				
read_e_7 私は、父親が育ててくれたように自分の子どもを育てたい。	-0.024	.892	.034	.029
read_f_7 私は、自分の父親のようになりたい。	.046	.861	.037	-0.100
read_f_4 私には、父親について良い思い出がありません。	-0.060	-0.782	.011	.161
read_g_4 私は、父親が自分にしてくれたことをいろいろ思い出す。	-0.026	.739	.060	-0.012
read_f_5 私は、自分の母親のようになりたい。	-0.002	.524	-0.051	.240
read_d_7 私は、母親が育ててくれたように自分の子どもを育てたい。	-0.048	.500	-0.066	.299
read_e_8 私には、母親について良い思い出がありません。	.020	-0.411	.129	-0.144
〔III. 将来の子育て不安〕				
read_f_2 私は、将来、子育てに悪戦苦闘している自分の姿を想像する。	.102	.039	.750	-0.068
read_d_1 私は、将来、泣く赤ちゃんを前にして、途方に暮れている自分を想像することがある。	.016	-0.026	.749	-0.005
read_b_6 私は、将来、子育てに疲れ果て、イライラしている自分を想像する。	-0.154	-0.035	.662	.014
read_d_4 私は、将来、子どもをうまく育てられるかどうか不安である。	.052	.012	.662	-0.103
read_d_3 子育ては、親の自由な時間を減らす。	-0.052	-0.041	.475	-0.044
〔IV. 親役割への積極的期待〕				
read_d_9 私は、将来、親になった時のことを想像することがある。	.069	.010	.000	.769
read_e_3 私は、将来、自分が育児を楽しんでいる自分の姿を想像することがある。	.180	.017	-0.198	.657
read_b_1 私は、将来、子どもと遊んでいる自分の姿を想像する。	.292	.059	-0.071	.608
〔因子間相関〕				
	I	****	.207	-0.395
	II		****	-0.114
	III			****
				-0.132

$N = 320$

適合度:  $\chi^2_{(321)} = 993.58, p = .001$

初期因子固有値 > 1.568; 初期説明率61.41%

人々との比較で肯定的出来事の父親と否定的出来事の母親の場合のみ有意な正の相関が得られた。さらに、下位尺度2得点では、「過去の肯定的経験」と父親に関する肯定的出来事の記述量との間でのみ有意な正の相関があった。なお、想起出来事の種類の影響も検討したが無関連であった。

**親準備性傾向の規定因**

「小学5・6年頃の親との出来事経験→アダルト・チル

ドレン傾向→親準備性傾向」という影響経路を仮定し、重回帰分析と共分散構造分析を行った。

#### (1) 重回帰分析

影響経路の仮定に基づき、次の一連の重回帰分析（ステップワイズ法；投入基準  $p < .05$ , 除去基準  $p > .10$ ）を行った（変数間のピアソン相関値については Appendix 2）。

①分析1: 親との過去の経験2得点およびアダルト・チル

Table 1-c 小学5・6年生の頃の出来事経験に関する因子分析(最尤法, プロマックス回転  $k=3$ )の結果—因子負荷量—

	I	II
〔I. 過去の肯定的経験〕		
父親_まわりの人々との比較したときの楽しさ	.764	.038
父親_今までの経験と比較したときの楽しさ	.740	-.013
父親_出来事 (+) 記憶の鮮明さ	.491	.061
母親_まわりの人々との比較したときの楽しさ	.857	-.047
母親_今までの経験と比較したときの楽しさ	.844	-.110
母親_出来事 (+) 記憶の鮮明さ	.532	.072
〔II. 過去の否定的経験〕		
父親_まわりの人々との比較したときの嫌さ	-.074	.520
父親_今までの経験と比較したときの嫌さ	.019	.462
父親_出来事 (-) 記憶の鮮明さ	-.061	.465
母親_まわりの人々との比較したときの嫌さ	.051	.835
母親_今までの経験と比較したときの嫌さ	.102	.848
母親_出来事 (-) 記憶の鮮明さ	-.031	.753
〔因子間相関〕		.054

N = 200

適合度:  $\chi^2_{(43)} = 374.384, p = .001$ 

初期因子固有値 &gt; 3.222; 初期説明率57.30%

Table 1-d 下位尺度の検討と下位尺度得点の検討

	〈下位尺度の検討〉		〈下位尺度得点の検討〉			
	相関分析 (a)	信頼性係数 (b)	平均値	標準偏差	正規性検定 (c)	尺度中性点との比較 (d)
〔親準備性傾向 (N = 320)〕						
I. 子どもへの関心	.621 ~ .846	$\alpha = .945$	2.98 a**	0.72	$z = 2.281, p = .001$	$t_{(319)} = 12.09, p = .001$
II. モデルとしての親	.503 ~ .774	$\alpha = .872$	3.06 a	0.67	$z = 1.956, p = .001$	$t_{(319)} = 15.00, p = .001$
III. 将来の子育て不安	.463 ~ .733	$\alpha = .809$	2.56 b	0.65	$z = 1.858, p = .002$	$t_{(319)} = 1.74, ns.$
IV. 親役割への積極的期待	.711 ~ .758	$\alpha = .861$	3.05 a	0.85	$z = 1.499, p = .022$	$t_{(319)} = 11.55, p = .001$
			〔反復測定分散分析〕		$F_{(2,31/957)} = 36.97^*, p = .001$	
〔アダルト・チルドレン傾向 (N = 320)〕						
I. 対人的不調和	.519 ~ .565	$\alpha = .722$	2.03	0.72	$z = 1.356, p = .051$	$t_{(319)} = -11.55, p = .001$
II. 過剰な自責感	.336 ~ .493	$\alpha = .647$	2.93	0.61	$z = 2.848, p = .001$	$t_{(319)} = 12.69, p = .001$
			〔対応のある t 検定〕		$t_{(319)} = -18.94, p = .001$	
〔小学5・6年頃の親子間出来事 (N = 200)〕						
I. 過去の肯定的経験	.572 ~ .693	$\alpha = .841$	3.21	0.53	$z = 1.149, p = .142$	$t_{(199)} = 18.94, p = .001$
II. 過去の否定的経験	.537 ~ .666	$\alpha = .829$	3.15	0.68	$z = 2.168, p = .001$	$t_{(199)} = 13.61, p = .001$
			〔対応のある t 検定〕		$t_{(199)} = 1.00, ns.$	

(a): 当該項目得点と当該項目を除く合計得点とのピアソン相関値 ( $p = .001$ )(b): Cronbach の  $\alpha$  係数

(c): Kolmogorov-Smirnov の検定

(d): 対応のある t 検定 (対2.5)

\* Greenhouse-Geisser の検定

\*\* 異なる英文字は有意に異なることを表す ( $p < .05$ , Bonferroni の方法)

Table 2 出来事の記述量（文字バイト数）と出来事評価との関係—ピアソン相関値—

	[文字バイト数]			
	—肯定的出来事—		—否定的出来事—	
	父親	母親	父親	母親
まわりの人々との比較したときの楽しさ（嫌さ）	.174	.093	.026	.150
	$p = .014$			$p = .034$
自分の今までの経験と比較したときの楽しさ（嫌さ）	.109	.090	.027	.074
出来事記憶の鮮明さ	.175	.147	.231	.201
	$p = .013$	$p = .037$	$p = .001$	$p = .004$
過去の肯定的経験	.158	.103	.066	.050
	$p = .025$			
過去の否定的経験	.09	-.046	.036	.129

N = 200

Table 3 親準備性傾向の規定因に関する重回帰分析（ステップワイズ法）の結果

[分析1]		
説明変数: 対人的不調和 過剰な自責感 過去の肯定的経験 過去の否定的経験		
従属変数: 子どもへの関心	標準化偏回帰係数	
対人的不調和	-.328	$p = .001$
過剰な自責感	.166	$p = .016$
	$R^2 = .116$	$p = .001$
従属変数: モデルとしての親	標準化偏回帰係数	
過去の肯定的経験	.471	$p = .001$
対人的不調和	-.185	$p = .002$
過去の否定的経験	-.179	$p = .003$
	$R^2 = .310$	$p = .001$
従属変数: 将来の子育て不安	標準化偏回帰係数	
対人的不調和	.346	$p = .001$
過去の否定的経験	.194	$p = .003$
	$R^2 = .167$	$p = .001$
従属変数: 親役割への積極的期待	標準化偏回帰係数	
対人的不調和	-.307	$p = .001$
	$R^2 = .094$	$p = .001$
[分析2]		
説明変数: 過去の肯定的経験 過去の否定的経験		
従属変数: 対人的不調和	標準化偏回帰係数	
過去の肯定的経験	-.150	$p = .034$
	$R^2 = .023$	
従属変数: 過剰な自責感	標準化偏回帰係数	
過去の否定的経験	.169	$p = .017$
	$R^2 = .028$	

N = 200

ステップワイズ法: 投入基準  $p < .05$ ; 除去基準  $p > .10$

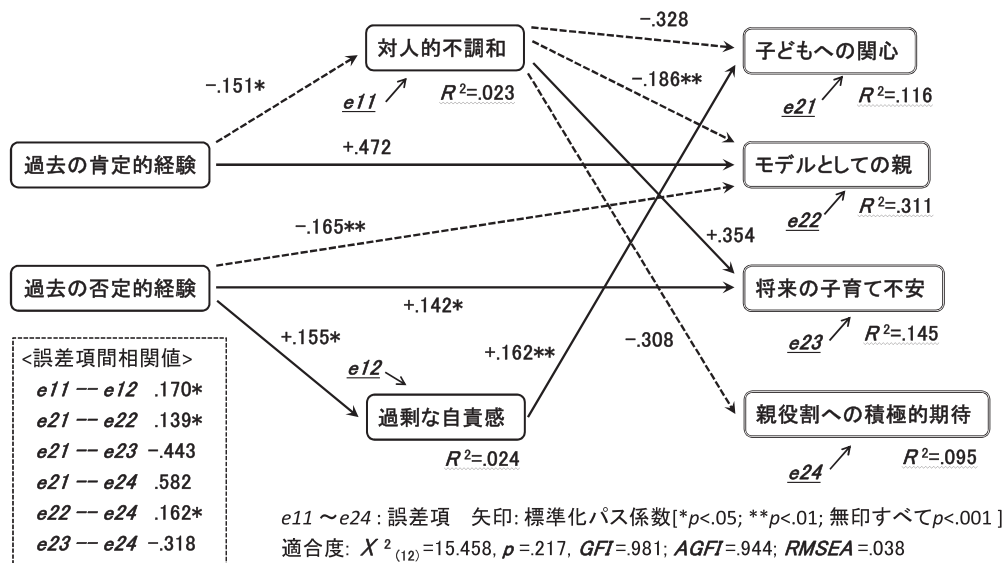


Fig. 2 親準備性傾向の規定因—観測変数の構造方程式 (Amos18.0, 最尤推定法) による因果分析 (N = 200) —

ドレン傾向2得点を説明変数とし、親準備性傾向4得点それぞれを従属変数。②分析2: 親との過去の経験2得点を説明変数とし、アダルト・チルドレン傾向2得点それぞれを従属変数。これらの結果をTable 3に示す。

分析1では、親準備性4得点いずれでも「対人的不調和」が有意であった。興味深いことに、「過剰な自責感」が「子どもへの関心」を有意に高めた。「モデルとしての親」では「過去の肯定的経験」が正、「過去の否定的経験」が負の有意な影響を示した。また、「過去の否定的経験」が「将来の子育て不安」を有意に助長していた。分析2では、「過去の肯定的経験→対人的不調和」、「過去の否定的経験→過剰な自責感」という弁別的関係が現れた。

## (2) 共分散構造分析

Amos18.0を利用して因果分析を行った。先の重回帰分析で得られた関係に基づきモデルを作成し、観測変数の構造方程式(最尤推定法; 豊田, 1998)の分析を試みた。修正指数を参照しながらパスの設定を変え、モデル適合度を改善し、最終的に重回帰分析と同様の影響経路を示す最終モデルを得た (Fig. 2)。

## IV. 考察

本研究の主な目的は、家族機能不全の再生産過程 (Fig. 1) の一端を解明することであった。つまり、親との間で過去に営まれた接触が女子青年の親準備性傾向におよぼす影響を検討した。その際、Woititz (1983) の「アダ

ルト・チルドレン」概念を個人的傾性として測定し、媒介変数として分析した。

小学5・6年の頃の親との出来事経験と親準備性傾向との関係については、「モデルとしての親」や「将来の子育て不安」に対しては直接的影響が示され、仮説I-aや仮説I-bを支持した。しかしながら、「子どもへの関心」や「親役割への積極的期待」では、「対人的不調和」と「過剰な自責感」という「アダルト・チルドレン」的側面を媒介とした過去の親子接触経験の間接的影響が検出された。小学5・6年の頃に親子間で経験した最も楽しかった経験や最も嫌であった経験いずれも自分が将来よき親になりたいという動機づけにつながるが、最も嫌な経験は将来の子育てに対する自信の欠如をもたらす。否定的経験記憶が子どもへの虐待的行動と関連することを示した鈴木ら (2002) や大原 (2003) の知見と対比すると、本研究では親子間の肯定的接触経験の意義を示したといえよう。

過去の親子接触経験と個人的傾性としてのアダルト・チルドレン傾向との関係については、仮説IIと一致して、「過去の肯定的経験→対人的不調和」、「過去の否定的経験→過剰な自責感」という弁別的関係が現れた。「アダルト・チルドレン」概念を体系化したWoititz (1983) は親子間のトラウマ的経験に焦点をあてているが、本研究で見いだされた弁別的関係は、否定的経験によってのみ形成されるアダルト・チルドレン傾向の側面と独立に肯定的経験の欠如が作り出す側面が存在することを示唆する。

親準備性の育みにおよぼすアダルト・チルドレン傾向の



影響を見ると、興味深い傾向が得られた。「対人的不調和」は親準備性4側面に仮説Ⅲと一致した影響を示した。しかしながら、「過剰な自責感」は「子どもへの関心」を高めるといふ仮説Ⅲと逆の影響が現れた。前者の結果は、自分が埋め込まれている対人関係に対する違和感が夫と子どもという新たな対人関係の営みに不安を生じることを示唆する。しかし、後者の結果は、自己の不適切感覚が子どもに適切に対処できるかという不安を背景に子どもへの過剰な関心をもたらしと解釈できる。つまり、これは母子密着に対応していると考えられる。

以上に述べたように、本研究で試みた家族機能不全の再生産過程の解明作業によって有意義な知見を得ることができた。しかしながら、研究上の問題点として、①経験出来事の想起と回顧評価、②アダルト・チルドレン尺度などを挙げるができる。

今回は回答者が小学5・6年の頃に親との間で経験した出来事のうち最もインパクトのある出来事を想起させ、その出来事の回顧評価をさせた。因子分析により、父親あるいは母親とのいずれの経験かは関係なく経験出来事の正負自体が有意義であることが分かった。出来事の説明文章が長いほど回顧評価が高かったことは今回の方法の妥当性を示す。しかしながら、評価2得点と想起出来事の種類の間を関連を探っても有意義な傾向は見られなかった。これは、虐待的出来事自体よりもそれをどのように受けとめているかが重要であるという鶴飼(2000)の指摘と一致する。いずれにせよ、本研究で用いた親子間の出来事に関する回顧評価の妥当性と意義についてさらに検討すべきであろう。

2つめの問題点は、媒介変数として設定したアダルト・チルドレン傾向である。前研究では(諸井, 2007)、主成分分析により「自信の欠如」、「統制感の欠如」、および「対人的不調和」主成分が抽出された。他方、本研究では「対人的不調和」と「過剰な自責感」の側面が認められた。Woititz(1983)が整理した「アダルト・チルドレン」の特徴の再吟味を含め、尺度測定上の検討も引き続き行うべきである。

これらの問題を踏まえながら、本研究では対象としなかった男子青年も含め、今後も家族機能不全の再生産過程(Fig.1)の枠組みの検討に引き続き取り組むべきである。たとえば、本研究で扱った親準備性の有様自体が家族形成上の不全につながる可能性を示す必要がある。前述の研究(中嶋, 2004など)で用いられている虐待行動について、自らが親役割を担ったときにそのような行動をとる可能性評価をさせることによって、Fig.1の右側部分の一端を吟

味できるだろう。

#### 〈付記〉

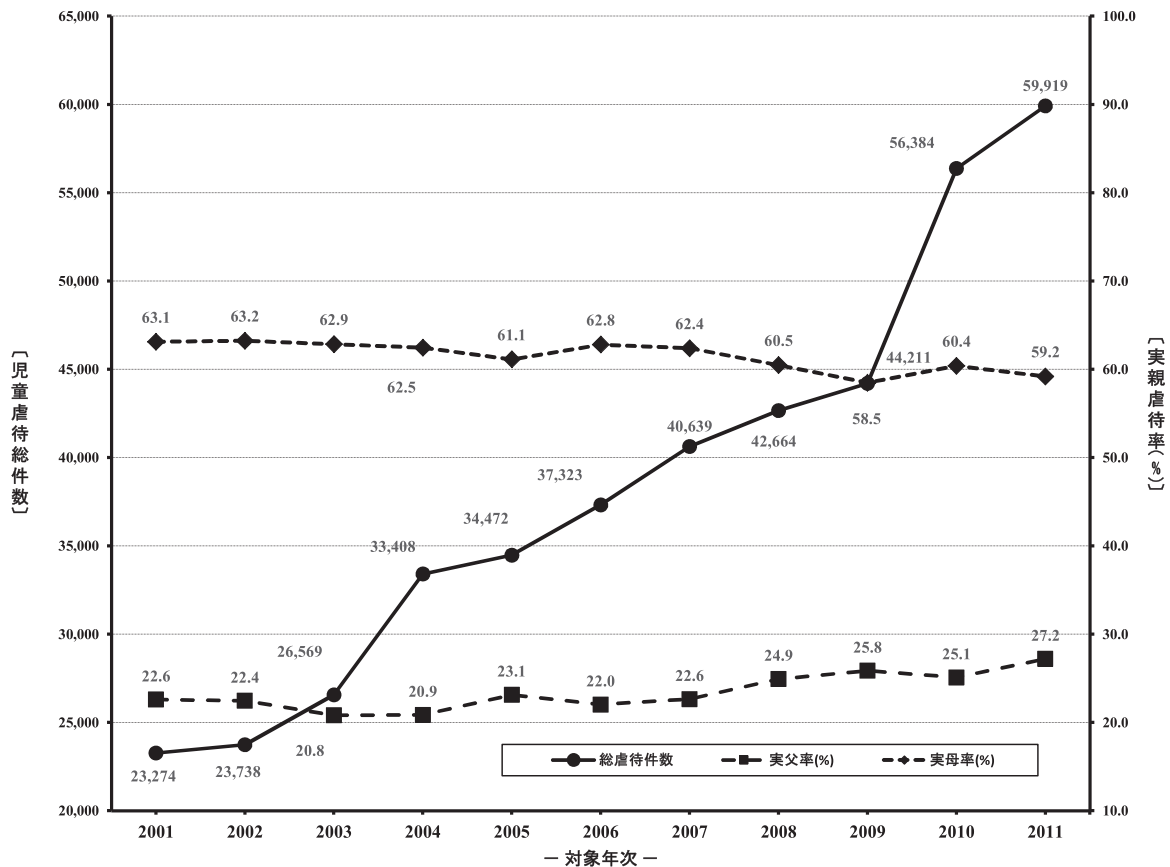
- (1) 本研究は、木村有花・長井佐哉香・塚かおる(同志社女子大学・生活科学部・人間生活学科2010年度卒業)が第1著者の下で卒業研究のために収集したデータの一部に基づいている。
- (2) データの統計的解析にあたって、IBM SPSS Statistics version 18.0.0.1 for Windows, Amos18.0を利用した。
- (3) E-Mail: kmoroi@dwc.doshisha.ac.jp

## V. 引用文献

- Donaldson-Pressman, S., & Pressman, R.M. 1994 *The narcissitic family: Diagnosis and treatment*. Lexington Books. 岡堂哲雄(監訳)『自己愛家族—アダルトチャイルドを生むシステム—』1997 金剛出版
- 国立社会保障・人口問題研究所(編)2012a『わが国夫婦の結婚過程と出生力：平成22年第14回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)—第I報告書—』国立社会保障・人口問題研究所
- 国立社会保障・人口問題研究所(編)2012b『わが国独身層の結婚観と家族観：平成22年第14回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)—第II報告書—』国立社会保障・人口問題研究所
- 黒澤礼子・田上不二夫 2005 母親の虐待的育児態度に影響する要因の検討 カウンセリング研究, 38(2), 89-97.
- 三上真千恵 2009 幼児に対する虐待相当行為についての研究—世代間伝達現象と夫婦関係の視点から— 心理相談センター年報(比治山大学大学院現代文化研究科附属心理相談センター), 5, 31-37.
- 森下典子・山田重行・福島富士子 2000 虐待的な育児の世代伝播とアダルト・チルドレン 母性衛生, 41(1), 69-75.
- 諸井克英 2007 家族機能認知とアダルト・チルドレン傾向 同志社女子大学学術研究年報, 58, 85-92.
- 中嶋みどり 2004 非臨床群の母親における児童虐待相当行為に関連する心理的要因の検討 広島大学大学院教育学研究科紀要 第三部, 53, 249-257.
- 西田郁美・諸井克英 2010 親準備性傾向尺度の作成 生活科学(同志社女子大学), 44, 39-44.
- 岡本祐子・古賀真紀子 2004 青年の「親準備性」概念の再検討とその発達に関連する要因の分析 広島大学心理

学研究, 4, 159-172.  
 大原美知子 2003 母親の虐待行動とリスクファクターの検討—首都圏在住で幼児をもつ母親への児童虐待調査から— 社会福祉学, 43(2), 46-57.  
 斎藤 学 1996『アダルト・チルドレンと家族一心のなかの子どもを癒す—』学陽書房  
 鈴木祐子・刀根洋子・木村泰子・及川裕子 2002 男女別による子ども虐待の認識と世代間伝達の関連—ビネット調査とPBI測定から— 日本赤十字武蔵野短大大学紀要, 15, 25-30.  
 豊田秀樹 1998『共分散構造分析入門 [入門編]—構造方

程式モデリング—』朝倉書店  
 氏家達夫 1995 子ども時代の母親についての記憶が母親としての態度におよぼす影響について 母性衛生, 36(1), 173-180.  
 鶴飼奈津子 2000 児童虐待の世代間伝達に関する一考察—過去の研究と今後の研究— 心理臨床学研究, 18(4), 402-411.  
 Woititz J.G. 1983 *Adult children of alcoholics: Expanded edition*. Health Communication, Inc. 斎藤 学 (監訳)『アダルト・チルドレン—アルコール問題家族で育った子供たち—』1997 金剛出版



Appendix. 1 全国児童相談所に対応した児童虐待件数の推移と実父・母率 (厚生労働省・福祉行政報告例に基づき作成)

## Appendix 2 諸下位尺度得点間の関係—ピアソン相関値—

	A	B	C	D	E	F	G	H
A. 過去の肯定的経験	****	.058	-.150	.017	.058	.489	-.141	.095
			$p = .034$			$p = .001$	$p = .047$	
B. 過去の否定的経験		****	.075	.169	-.125	-.166	.220	-.076
				$p = .017$		$p = .019$	$p = .002$	
C. 対人的不調和			****	.176	-.298	-.269	.360	-.307
				$p = .013$	$p = .001$	$p = .001$	$p = .001$	$p = .001$
D. 過剰な自責感				****	.108	-.027	.179	.009
							$p = .011$	
E. 子どもへの関心					****	.244	-.496	.626
						$p = .001$	$p = .001$	$p = .001$
F. モデルとしての親						****	-.234	.263
							$p = .001$	$p = .001$
G. 将来の子育て不安							****	-.405
								$p = .001$
H. 親役割への積極的期待								****

N = 200

