

両親の夫婦間葛藤に対する青年期の子どもの認知と抑うつとの関連

川島 亜紀子* 眞榮城 和美** 菅原 ますみ***

酒井 厚**** 伊藤 教子*****

本研究は、青年期の子どもがいる家族を対象に、両親の夫婦間葛藤が子どもによる両親間葛藤認知を媒介として子どもの抑うつ傾向と関連するかどうかを検討することを目的として実施された。父親、母親、および子どもを対象に、質問紙調査を実施し、両親回答による夫婦間葛藤の深刻さ評価と子ども回答による両親間葛藤認知、父母への情緒的つながり、および抑うつ傾向を測定した。その結果、男女ともに両親間葛藤が深刻なほど葛藤への巻き込まれ感が強まり、さらに両親の夫婦間葛藤に対する自己非難や恐れへの認知につながっていた。男子については、こうした自己非難や恐れへの認知が抑うつに関連していたが、女子についてはこうした相関は見られなかった。一方、両親間葛藤の深刻さは両親への情緒的つながり、特に、父親への情緒的つながりにより強い関連が見られた。抑うつとの関連では、同性の親との情緒的つながりが重要であることが明らかになった。母親による夫婦間葛藤認知は子どもの葛藤認知に有意に関連していたが、父親のそれは有意ではなく、いずれも子どもの抑うつ傾向とは直接関連しなかった。

キーワード：夫婦間葛藤、両親間葛藤、情緒的つながり、抑うつ、青年期

問 題

青年期はこれまで養育されてきた家庭を出て、新たに家庭を自ら築き上げる準備段階の時期である。この時期は、子どもが自らとその養育者を客観視し始め、養育者を自分の両親であると同時に夫婦のモデルとして認識する時期とも考えられる。こうした時期に両親の夫婦間葛藤にさらされることは、子どもの心理的適応や将来への展望に否定的な影響を及ぼす可能性がある(宇都宮, 2005)。同時に、この時期には子どもとの分離に伴い、両親が互いに夫婦として向かい合わなくてはならないことに気づき始める時期でもあり、葛藤が増加する時期であるとも考えられる(亀口, 1992)。このような時期において子どもは夫婦としての両親間の葛藤をどのように受け止め、どのような影響を受けているのだろうか。

両親の夫婦間葛藤と子どもの心理的適応との関連についての実証研究は欧米を中心とした発達精神病理学

研究の中で蓄積されつつある(Cummings, Davis, & Campbell, 2000)。こうした研究の中では一貫して、夫婦間葛藤の深刻さと子どもの外在化型問題(externalizing problem, 反社会的・攻撃的な問題行動)および内在化型問題(internalizing problem, 引きこもり、抑うつなどの神経症的問題)との短期・長期的な関連が示されている(Cummings et al., 2000)。これらの研究は主に幼児期から児童期を対象としたものが多いが、青年期以降の子どもを対象とした研究においても夫婦間葛藤と内在化型問題との関連が示されている(Amato & Afifi, 2006; Davies & Windle, 2001; Turner & Barrett, 1998)。

一方で、上記のような関連がどのようなプロセスによって生じているかに関してはまだ一貫した理論がない。これまで着目されているものには、Davies & Cummings (1994) の情緒安定性仮説(emotional security hypothesis)と、Grych & Fincham (1990) の認知状況的枠組み(cognitive-contextual framework)とがある。

Davies & Cummings (1994) は両親の夫婦間葛藤が子どもや家族の情緒安定性を脅かすことによって子どもの心理的適応に影響を及ぼすという媒介メカニズムを主張している。具体的には、両親間葛藤の際の情動反応、介入的・回避的行動を情緒安定性についての指標とし、夫婦間葛藤と子どもの内在化型・外在化型問題との関連について検討を行っている。

Cummings ら(Cummings, Schermerhorn, Davies, Goeke-

* お茶の水女子大学大学院人間文化研究科
〒112-8610 東京都文京区大塚 2-1-1
a_kawash51@yahoo.co.jp

** 清泉女学院大学

*** お茶の水女子大学

**** 山梨大学

***** 明星大学

Morey, & Cummings, 2006) はこの仮説に基づき2年間の展望的研究を行い、情緒安定が夫婦間葛藤と子どもの内在化型・外在化型問題との関連の媒介変数であることを示している。これは、夫婦間での葛藤が一様に影響を及ぼすというのではなく、それに対する子どもの情緒的反応が子どもに与える影響を媒介していることを表している。しかし、情緒的反応は認知によって影響を受けることがこれまでの研究から示されており (Bell-Dolan & Anderson, 1999), 夫婦間葛藤についての子どもの認知を検討することも重要である。また、認知行動療法を始めとして、認知に対する働きかけが効果を奏することが示されており、子どもの認知を把握することも必要である。

Grych & Fincham (1993) は、夫婦間葛藤に対する子どもの認知的枠組みに焦点を当てている。具体的には、夫婦間葛藤に対する深刻さの認知 (conflict property), 恐れ (perceived threat), 自己非難 (self-blame) が子どもの内在化型・外在化型問題と夫婦間葛藤との関連の媒介メカニズムであると主張している。Grych ら (Grych, Fincham, Jouriles, & McDonald, 2000 ; Grych, Harold, & Miles, 2003) は展望的研究, および臨床群との比較研究から、夫婦間葛藤と内在化型問題との媒介変数として恐れ認知を、外在化型問題との媒介変数として自己非難を挙げている。

一方、Turner & Barrett (1998) や Mann & Gilliom (2002) は情緒安定性仮説と認知状況的枠組みのどちらも子どもの適応を説明するプロセスにおいて重要であると主張し、夫婦間葛藤に対する子どもの認知と子どもの両親に対する情緒的つながりはそれぞれ独自に子どもの適応と関連していることを示している。したがって、認知のみならず両親への情緒的つながりも検討することは有用であるといえる。

以上、欧米における夫婦間葛藤と子どもの心理的適応との関連メカニズムに関する研究をまとめると、いずれも夫婦間葛藤についての子どもの個人的体験を重視しているといえるだろう。本研究でも子どもの個人的体験としての両親の夫婦間葛藤への認知的評価と子どもの両親への情緒的つながりにも焦点を当てつつ、実際の親自身の葛藤評価を含め、子どもの心理的適応との関連を検討する。

既述したように、子どもの認知的評価としては葛藤の深刻さの評価、恐れ、自己非難が主に取り扱われているが、Amato & Afifi (2006) は離婚家庭を含めた調査の中で、葛藤に関する子どもの板挟み感 (caught between parents) を検討し、主観的幸福度の低さや親子

関係の質の低さとの関連を示している。この板挟み感と類似した概念は、Grych らが開発した両親間葛藤についての子どもの認知尺度 (Children's Perception of Interparental Conflict Scale, CPIC, Grych, Seid, & Fincham, 1992) の中でも三角関係 (triangulation) として取り扱われているが、“恐れ”の因子に含まれたり、“自己非難”の因子に含まれたり結果が安定しないため、最終的には尺度から除外されている。さらに、Bickham & Fiecke (1997) は青年サンプルを用いて CPIC の尺度研究を行い、この下位尺度が“葛藤の深刻さの評価”に含まれたことを報告している。因子分析結果が一致しないことはサンプルの発達段階の違いであると結論されているが (Bickham & Fiecke, 1997), 夫婦間葛藤認知三因子のいずれとも相関のある、独立の尺度とも考えられよう。家族システム理論でも、夫婦間に深刻な葛藤がある場合、子どもがそれに巻き込まれ、どちらかの親を選択せざるを得ない状況に陥ることがあると示唆されており (亀口, 1992), “巻き込まれ”は単独でも重要な概念である可能性が示唆される。

以上より、本研究では両親間葛藤を認知的に評価するだけでなく、両親間の葛藤に対して自らが何らかの立場を取ることを一つの独立概念として扱うこととし、その測定には CPIC (Grych et al., 1992) の三角関係に含まれる項目を参考とした。さらに、巻き込まれることによって恐れや自己非難の認知が起こるのではないかと考え、両親間の葛藤が深刻であるほど巻き込まれ感が高まり、さらに自分が脅かされるような恐れ認知や葛藤が自分のせいであるという自己非難の認知を媒介して、抑うつへとつながるとする仮説モデルを検討することとした (認知状況的枠組み)。さらに情緒安定性仮説によって示唆される、両親間葛藤と抑うつとの間における両親への情緒的つながりの媒介変数としての役割についても検討を行うこととした。

わが国では、臨床心理学の領域においては子どもの問題の背景に夫婦間葛藤があることが示唆されることが多いものの (村瀬, 1994), 実証的研究において夫婦間葛藤と子どもの適応との関連についての検討は極めて少ない (宇都宮, 2005)。川島 (2005) は中学生とその両親を対象とした研究で、両親の相手責めのような葛藤認知が子どもによる葛藤の否定的評価を媒介して子どもの家族機能評価と関連することを示している。本多・小林・桜井 (2002) は大学生サンプルにおいて両親間葛藤認知と信頼感との関連を検討し、両親間葛藤への恐れ認知が不信感の高まりに関連することを示している。これらは子どもの心理的適応に関する変数

と両親間葛藤との関連を示しているといえるだろう。しかし、実際の心理的適応に関する変数(抑うつなど)との関連を検討することによって、両親間葛藤の子どもへ及ぼす影響の重要性がより明確にできるのではないかと考えられる。

本研究では両親の夫婦間葛藤と青年期の適応との関連について、情緒安定性仮説と認知状況的枠組みを基に、両親間葛藤の認知的評価と内在化型問題、特に抑うつとの関連を検討する。抑うつ状態は他のさまざまな障害と関連が深く、不登校や引きこもりを含む社会適応上の障害となったり、さらには自殺のリスク因子となったりすることが明らかになっている(傳田, 2002; 齊藤, 2006)。以上から本研究は、a) 子どもによる両親間葛藤の深刻さについての評価は、巻き込まれ感を高め、巻き込まれ感が恐れと自己非難の認知を高めることによって抑うつにつながるというモデル(認知状況的枠組みモデル)と両親への情緒的つながりが葛藤の深刻さと抑うつの媒介変数となるモデル(情緒安定性仮説)について検討し(分析1)、b) 実際の両親評定による夫婦間葛藤の深刻さが子どもの両親間葛藤認知に影響を及ぼしているのかどうか(分析2)、を検討することを目的とした。

方 法

対象

本研究で使用されるデータは、“子どもの発達と家族の精神保健に関する発達精神病理学的な縦断研究”(菅原, 八木下, 託摩, 小泉, 瀬地山, 菅原, 北村, 2002)の19年目(2004年実施)の追跡調査の一部である。1984年8月から1986年2月までの間に首都圏K市市立病院産婦人科にて対象者として登録された1320世帯のうち、今回の追跡調査に応じた子どもは257名であり、本研究ではそのうち両親間葛藤認知に回答した251名(男子120名, 女子131名)のデータを分析1に用いた。平均年齢は17.63歳(16-19歳)であった。さらに、父・母・子三者データがそろった158組を分析2に用いた。父親の平均年齢は50.59歳(40-68歳)、母親の平均年齢は47.08歳(38-56歳)であった。

調査手続きと内容

これまでの追跡調査同様(菅原他, 2002参照)、個人と家族に関する質問紙を郵送した。質問紙には個別に回答し、記入が終わるまで家族で相談しないよう依頼した。今回の分析で使用した尺度を以下に示す。

子ども評定

両親間葛藤認知 Grychらが開発した両親間葛藤

についての子どもの認知尺度(CPIC, Grych et al., 1992)の一部を用いて両親間葛藤認知尺度(20項目)を作成した。CPICは51項目の子どもによる両親間葛藤を測定する尺度である。下位尺度として頻度 frequency, 強度 intensity, 葛藤解決 resolution, 恐れ threat, 対処効力感 coping efficacy, 内容 content, 自己非難 self-blame, 三角関係 triangulation, 安定性 stability が想定され、それぞれ4-7項目が含まれる。“そのとおり”から“ちがう”の3件法で評定させ、下位尺度合計得点を用いて因子分析を行う(下位尺度ごとの信頼性は $\alpha = .62-.83$ と報告されている)。Grych et al. (1992)は因子分析の結果3因子を抽出し、葛藤の深刻さ因子には頻度, 強度, 葛藤解決が、恐れ因子には恐れ, 対処効力感, 自己非難には内容と自己非難が含まれるとした。これらの下位尺度のみでも42項目と多かつたため、内容的に重複した項目を削除し(e.g. “私は親同士でけんかをしてたりもめたりしているのを見たことがない”と“両親がけんかをしているところをよく見る”), 葛藤の深刻さ(12項目), 恐れ(5項目), 自己非難(3項目)を用いた。CPICをそのまま使用しないことから、項目レベルでの因子分析を想定し、“そのとおり”から“ちがう”の4件法で評定させた(Table 1)。

本研究サンプルにおける全20項目の信頼性は $\alpha = .85$ であり、下位尺度ごとの信頼性は $\alpha = .74$ (恐れ)から $.85$ (葛藤の深刻さ, 自己非難)の範囲にあった。SPSS-AMOS (Arbuckle & Wothke, 1999)による確証型因子分析結果を行い、男女で因子構造に大きな違いがないことを確認し、潜在変数として用いる場合には男女で因子構造を同一のものとして扱った(Table 1, 全データ $\chi^2(147) = 130.97, p = .82, GFI = .95, AGFI = .93, RMSEA = .00$; 多母集団因子分析による測定不変モデル $\chi^2(320) = 327.83, p = .37, GFI = .89, AGFI = .85, RMSEA = .01$)。

探索的相関分析および男女差の検定のためそれぞれの下位尺度得点を単純加算によって作成したが、葛藤の深刻さ以外に関しては分布に偏り(正の歪み)が見られたため、対数変換したものを用いた。いずれの下位尺度得点に関しても有意な男女差は見られなかったが、葛藤の深刻さに関しては男子の方がやや高い有意傾向の差が見られた($t(249) = 1.92, p < .10$, Table 3)。

巻き込まれ感 ここでは両親間の葛藤に対して自らが何らかの立場を取ることと定義し、これを測定するためにCPICの下位尺度である三角関係3項目と父(母)親に責任があると捉える“お父(母)さんのせい”2項目(4件法, Table 2)を用いた。いずれの項目についても分布の偏りが見られたため、全ての項目得点につ

Table 1 両親間葛藤認知確証型因子分析結果 (表内数字は標準化係数)

| | 葛藤深刻さ | | 恐れ | | 自己非難 | |
|---|-------|------|------|------|------|-----|
| | 男子 | 女子 | 男子 | 女子 | 男子 | 女子 |
| 私の両親はけんかが終わっても、お互いのことを怒ったままにいる | .81 | .77 | | | | |
| 私の両親はお互いの悪口や不満を家の中でよく言う | .74 | .70 | | | | |
| よくけんかをしたりもめたりしている | .71 | .75 | | | | |
| 私の両親はけんかが終わっても意地悪なことをする | .71 | .71 | | | | |
| 両親は愛し合っていないからけんかを | .57 | .50 | | | | |
| 私の両親はけんかをしているときに物を壊したり投げたりする | .56 | .52 | | | | |
| 私の両親はけんかをしてもいつも仲直りする | -.55 | -.57 | | | | |
| 両親がけんかをするのはどうやらうまくいか分かっていないから | .54 | .50 | | | | |
| 両親がけんかを理由はいつも同じで変わらない | .49 | .48 | | | | |
| 私は親同士でけんかをしたりもめたりしているのを見たことがない | -.45 | -.42 | | | | |
| 私の両親の間にもめ事があることも怒鳴りあうことはめったにない | -.42 | -.38 | | | | |
| 私の両親の間にもめ事があるときには、両親は静かに話し合う | -.33 | -.29 | | | | |
| 両親がけんかをしているとどちらかが傷つくのではないかと心配になる | | | .80 | .63 | | |
| 両親がけんかをしていると不安になる | | | .70 | .72 | | |
| 両親がけんかをしているとどうしていいか分からなくなる | | | .70 | .63 | | |
| 両親がけんかをしていると離婚するのではないかと不安になる | | | .68 | .63 | | |
| 両親がけんかをしても、自分で気晴らしになるような何かをすることが できる | | | -.38 | -.35 | | |
| 私の両親は私がしたことについてけんかをすることが多い | | | | | .96 | .92 |
| 両親がけんかをしているのはたいてい私のせいだ | | | | | .84 | .76 |
| 私の両親は私が何か悪いことをしたときにもめることが多い | | | | | .71 | .74 |

注) 多母集団因子分析による測定不変モデル $\chi^2(320) = 327.83, p = .37, GFI = .89, AGFI = .85, RMSEA = .01$ 。

Table 2 巻き込まれ感確証型因子分析結果

| | 男子 | 女子 |
|--|------|------|
| お父さんはお母さんとけんかをしているとき私 にお父さんの味方になってもらいたがる | .87 | .76 |
| お母さんは、お父さんとけんかをしているとき 私にお母さんの味方になってもらいたがる | .70 | .56 |
| 両親がけんかをしているのはたいていお父さん のせいだ | .65 | .54 |
| 両親がけんかをしているのはたいていお母さん のせいだ | .64 | .57 |
| 両親のけんかでどちらかの味方をしなくてもい いと思う | -.34 | -.26 |

注) 多母集団因子分析による測定不変モデル $\chi^2(8) = 11.14, p = .19, GFI = .98, AGFI = .93, RMSEA = .04$

いて対数変換を行った。これを用いた5項目での信頼性は、 $\alpha = .53$ と十分でなく、潜在変数として扱うことにより信頼性の問題をいくらか改善できることから、これを潜在変数として扱うこととした¹(MacCallum & Austin, 2000)。SPSS-Amos (Arbuckle & Wothke, 1999)による確証型因子分析結果をTable 2に示した(全データ $\chi^2(13) = 3.61, p = .17, GFI = .99, AGFI = .96, RMSEA = .06$; 多母集団因子分析による測定不変モデル $\chi^2(8) = 11.14, p = .19,$

¹ ただし、本研究対象者による平均値を示したTable 3では項目得点を単純加算した値を、探索的相関分析(Table 4)では単純加算し対数変換をした値を用いた。

Table 3 使用した尺度の男女別平均値および標準偏差

| | 平均値 (SD) | |
|----------------------------|---------------|---------------|
| | 男子 N = 120 | 女子 N = 131 |
| 両親間葛藤尺度 | | |
| 葛藤の深刻さ ^a (12項目) | 25.11(7.50) | 23.25(6.78) |
| 恐れ ^a (5項目) | 10.26(3.81) | 10.92(3.55) |
| 自己非難 ^a (3項目) | 4.84(2.12) | 4.42(1.92) |
| 巻き込まれ感 ^a | 8.47(2.93) | 8.27(2.63) |
| 両親への情緒的つながり | | |
| 母親が好き | 5.38(1.47) | 6.02(1.17) |
| 父親が好き | 4.99(1.60) | 5.40(1.61) |
| 抑うつ (SDS) | 42.09(7.79) | 44.74(7.18) |

注) ^a単純加算した合計値。()内数値は標準偏差。

GFI = .98, AGFI = .93, RMSEA = .04)。

両親との情緒的つながり 酒井 (2001) および酒井・菅原・眞榮城・菅原・北村 (2002) が作成した青年期の愛着関係における信頼感を測定する尺度のうち“あなたはお母さんが好きですか (以下, 母が好き)” “あなたはお父さんが好きですか (以下, 父が好き)” という2項目(7件法)を用いて父母それぞれに対する測定値を使用した。“母が好き” “父が好き”とも男女で有意な差が見られ、いずれも女子の方が父・母それぞれをより好きであると答えていた (それぞれ, $t(226) = 3.81, p < .01, t$

(249) = 2.01, $p < .05$, Table 3)。

抑うつ尺度 日本版自己評価式抑うつ性尺度(日本版 SDS, 福田・小林, 1983) を用いた。この尺度は自分の抑うつ状態を自分で評定する 20 項目, “ないかたまに (1 点)” から “ほとんどいつも (4 点)” までの 4 件法の尺度で, 再検査信頼性 ($r = .85$), および Spearman-Brown の公式による信頼性 ($r = .73$) において十分な値が示されている (福田・小林, 1983)。福田・小林 (1983) によると, 正常群の平均値は 35 点 ($SD = 12$), 神経症患者群は 49 点 ($SD = 10$), うつ病患者群は 60 点 ($SD = 7$) であった。本研究対象者における信頼性係数は, $\alpha = .77$, 平均値は男子 42.10 ($SD = 7.59$), 女子 44.74 ($SD = 7.18$) であり, 女子の方が有意に抑うつ感が高かった ($t(249) = 2.84, p < .01$, Table 3)。項目の例は, “気分が沈んで憂うつだ”, “何となく疲れる”, “日ごろしていることに満足している” などである。

両親評定

夫婦間葛藤認知尺度 Fincham & Bradbury (1992) が作成した夫婦間での否定的出来事に対する帰属を測定するための尺度 Relationship Attribution Measure (RAM) を邦訳したもの (川島・伊藤・菅原・酒井・菅原, 2007) を用いた。RAM は夫婦間で起こりうる仮定の葛藤状況 (8 場面) に対し, その原因と責任の所在およびその評価の 6 項目を 6 件法で評定させる尺度であり, 本研究では得点が高いほど葛藤の深刻さを示す指標として扱った (得点範囲は 48 から 288 点)。父, 母それぞれの信頼性係数 α は .94, .95 であった。高い内的整合性が確認されたので, 単純加算したものを RAM 得点として扱うこととした。父親, 母親 RAM 得点の平均値および標準偏差はそれぞれ 104.14 (43.47), 111.41 (46.61) で, 母親の方がやや高いという有意傾向の差が見られ ($t(157) = 1.68, p < .10$), 両親間の RAM 得点の相関は $r = .27 (p < .01)$ であった。子どもの性別によって比較したところ, 女子より男子の母では有意に高く (女子 103.39 (42.86), 男子 118.84 (48.93), $t(156) = 2.10, p < .05$), 父では有意傾向の差が見られ (女子 97.55 (44.59), 男子 110.24 (41.74), $t(156) = 1.85, p < .10$), 女子より男子の両親で葛藤が深刻である可能性が示唆された。

結 果

分析 1 個人内モデルの検討

SPSS-Amos (Arbuckle & Wothke, 1999) による共分散構造分析を行うにあたり, モデルに含まれる変数の合成得点を用いた相関分析を行った (Table 4)。その結果, 男子については両親間葛藤認知の全ての下位尺度, および巻き込まれ感と抑うつとの有意な関連が示されたが (それぞれ $r = .23-.30, p < .05$), 女子に関してはいずれの変数も抑うつとの有意な相関は見られなかった。男女ともに葛藤の深刻さと父への情緒的つながり (男女とも $r = -.24, p < .01$), 父・母への情緒的つながりと抑うつとの間に有意な負の相関が見られた (男子: 母 $r = -.28, 父 $r = -.40, p < .01$, 女子: 母 $r = -.31, 父 $r = -.23, p < .01$)。女子に関しては父への情緒的つながりと巻き込まれ感との間に有意な負の相関が見られた ($r = -.19, p < .05$)。$$

モデルの作成 Grych ら (2000) のモデルを基に両親間葛藤の深刻さの認知が, 巻き込まれ感を媒介し, 恐れと自己非難につながり, さらに子どもの抑うつ状態に影響を及ぼすという仮説モデル (認知媒介モデル) を作成し, SPSS-Amos (Arbuckle & Wothke, 1999) による共分散構造分析を用いたモデル比較を行った。なお, 抑うつ得点は観測変数, それ以外は潜在変数として扱った。

まず, 男女合わせたデータ ($N = 251$) を用いて共分散構造分析を行った。その結果, $\chi^2(255) = 277.27, p = .16, GFI = .92, AGFI = .89, RMSEA = .02$ と十分な適合度が示された²。そこで, 男女別にモデルの検討を行ったところ, 男子では $\chi^2(264) = 263.60, p = .50, GFI = .87, AGFI = .82, RMSEA = .00$, 女子でも $\chi^2(276) = 286.61, p = .32, GFI = .87, AGFI = .83, RMSEA = .02$ と十分な適合度が得られた。男女とも両親間の葛藤が深刻であると認知しているほど巻き込まれ感も高く, 巻き込まれ感が恐れと自己非難につながっていた。男子に関しては両親間の葛藤について自分を責めているほど有意に抑うつ感が高く, 両親間の葛藤に脅かされる程度が高いことと抑うつ間との間に有意傾向のパスが見られた。一方, 女子については両親間葛藤についての恐れも自己非難も抑うつ感の高さとの有意な関連が示されなかった。

そこで, 両親への情緒的つながりを媒介変数とするモデルを作成するため, Table 4 を参考にモデルの作成を行った。男女とも両親間葛藤の深刻さと “父が好き”, “母が好き” と抑うつとの関連が示されたことから, 父母への情緒的つながりが葛藤の深刻さと抑うつ

² Schermelleh-Engel, Moosbrugger, & Müller (2003) によれば, 許容可能な適合度は, χ^2 が自由度の 3 倍以内, GFI と AGFI との差が小さく AGFI が .85 以上, RMSEA が .10 以下のモデルとされているが, RMSEA はケース数やモデルの複雑さに影響されにくいとされていることから, 本研究では RMSEA が 0 に近いほど良いモデルであると判断した。

Table 4 両親間葛藤認知, 巻き込まれ感, 両親への情緒的つながり, 抑うつに関連

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
|---------|--------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|-------|------|
| 1. 深刻 | | .33** | .24** | .55** | -.09 | -.24** | .23* | .32** | .12 |
| 2. 恐れ | .35** | | .27** | .42** | .10 | -.05 | .24* | .09 | -.08 |
| 3. 非難 | .23** | .19* | | .41** | -.10 | -.12 | .30* | .06 | .13 |
| 4. 巻込 | .49** | .20* | .24** | | -.07 | -.13 | .23* | .14 | .13 |
| 5. 母好 | -.15 | .10 | .07 | -.01 | | .61** | -.28** | .11 | .08 |
| 6. 父好 | -.24** | .08 | .08 | -.19* | .71** | | -.40** | -.02 | .00 |
| 7. DEP | .09 | .02 | .07 | .07 | -.31** | -.23** | | .13 | .03 |
| 8. 母RAM | .23* | .06 | .13 | .10 | -.14 | -.23* | .05 | | .26* |
| 9. 父RAM | .22* | .05 | -.12 | .01 | -.13 | -.13 | -.16 | .25* | |

注) 上段男子(N=120), 下段女子(N=131)。ただし父母RAMとの相関では男子 83, 女子 75 名。深刻=葛藤深刻さ, 非難=自己非難, 巻込=巻き込まれ感, 母(父)好=母(父)好き, DEP=抑うつ, 1-4 は対数変換した値を用いた。** $p < .01$, * $p < .05$ 。

の関連についての媒介変数となるモデル (情緒媒介モデル) を作成した。これを男女合わせたデータで分析したところ, $\chi^2(313) = 457.14$, $p = .00$, GFI = .88, AGFI = .85, RMSEA = .04 と, RMSEA の値に照らして若干適合度が低かった。そこで, 認知媒介モデルと情緒媒介モデルの並存モデル (以下, 認知・情緒媒介並存モデル) を作成したところ, $\chi^2(310) = 301.48$, $p = .63$, GFI = .92, AGFI = .90, RMSEA = .00 とモデルに改善が見られた (Figure 1)。

そこで, この認知・情緒媒介並存モデルについて男女別に検討を行ったところ, 男子では $\chi^2(313) = 295.15$, $p = .76$, GFI = .86, AGFI = .82, RMSEA = .00, 女子では $\chi^2(322) = 336.52$, $p = .28$, GFI = .85, AGFI = .82, RMSEA = .02 とまずまずの適合度が得られたため, 男女合わせた多母集団同時解析を行った。因子構造のみ等値制約を加えてモデルの検討を行ったところ, 男女で抑うつに関連するパスが異なっており, 男子は“父が好き”から抑うつに, 女子は“母が好き”から抑うつにのみ有意な負のパスが見られた ($\chi^2(559) =$

663.20, $p = .18$, GFI = .85, AGFI = .81, RMSEA = .02, AIC = 879.66, 等値制約モデル: $\chi^2(564) = 598.99$, $p = .15$, GFI = .85, AGFI = .82, RMSEA = .01, AIC = 1025.20)。そこで, “父(母)が好き”から抑うつへのパス以外に等値制約を課したモデルを検討したところ, AIC の値に改善が見られたため, この一部等値モデルを採用した (Figure 1, $\chi^2(638) = 665.29$, $p = .22$, GFI = .85, AGFI = .81, RMSEA = .01, AIC = 1013.29)。

パス係数の有意差の検定結果から, 葛藤の深刻さから“父が好き”への方が“母が好き”へのパスより有意に大きいことが示された ($Z = 2.82, p < .01$)。また, 男子では“母が好き”から抑うつへのパス係数より恐れ, 自己非難からのパスの方が有意に大きかったが (順に $Z = 2.16, p < .05$, $Z = 3.00, p < .01$), “父が好き”からのパスは恐れ, 自己非難からのパスより抑うつへ強く関連していた (順に $Z = 2.76, 4.14$, いずれも $p < .01$)。女子に関しては“母が好き”は恐れや自己非難よりも強く抑うつに関連していたが (順に $Z = 2.82, 3.76$, いずれも $p < .01$), “父が好き”は自己非難から抑うつへのパスより有意に小

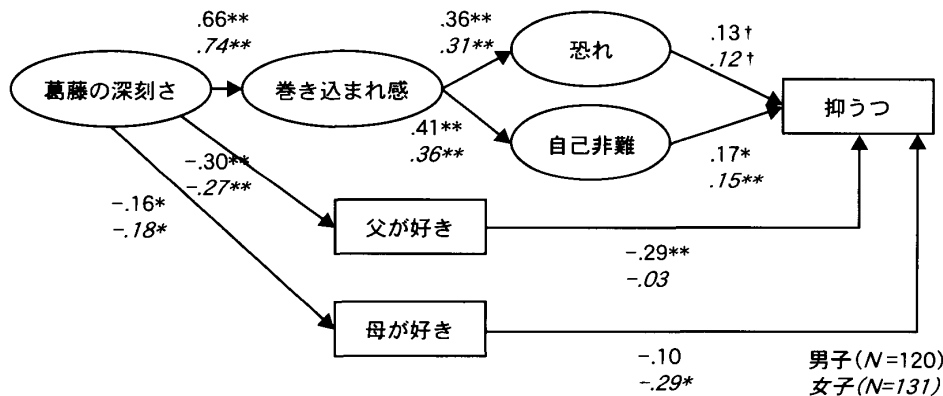


Figure 1 両親間葛藤認知, 両親への情緒的つながり, 抑うつに関する男女別多母集団同時解析結果 ($\chi^2(638) = 665.29$, $p = .22$, GFI = .85, AGFI = .81, RMSEA = .01, AIC = 1013.29, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ 。)

さかった ($Z=2.45, p<.01$)。

以上から、青年による両親間葛藤認知のみ、あるいは両親への情緒的つながりのみのモデルよりどちらも用いた認知・情緒媒介並存モデルの方が両親間葛藤と抑うつとの関連を示す上でよりあてはまりが良いことが示された。両親間葛藤が深刻であるほど、巻き込まれ感が高まり、恐れや自己非難につながり、これらが抑うつと関連していることが示された。また、同時に両親間葛藤の深刻さは両親に対する情緒的つながりに否定的な影響を及ぼし、同性の親への情緒的つながりが弱いほど抑うつ感が高まることが示された。

分析2 三者データを用いたモデルの検討

分析2データ(158組)を用いて、父・母・子それぞれによる夫婦間葛藤認知と子どもの抑うつとの関連を検討するため、まず相関分析を行った(Table 4)。その結果、親子間の相関に関しては、男子では母親RAM得点と葛藤の深刻さとの間に有意な相関が見られ($r=.32, p<.01$)、父親RAM得点との相関は有意ではなかった($r=.12, n.s.$)。女子では父親、母親それぞれのRAM得点と葛藤の深刻さとの間に有意な相関が見られ(それぞれ $r=.22, .23, p<.05$)、母親RAM得点と“父が好き”との間に有意な負の相関が見られた($r=-.23, p<.05$)。以上から三者データを用いたモデルを検討することは妥当であると考え、SPSS-Amos (Arbuckle & Wothke, 1999)を用いた共分散構造分析を行うこととした。なお、父母のRAM得点および子どもの抑うつ得点は観測変数として扱った。またサンプル数を考慮して、男女合わせたデータ($N=158$)での分析を行うこととした。

分析1で支持された認知・情緒媒介並存モデルを基に分析を行った。相関分析の結果から父母のRAM得点は子どもの両親間葛藤の深刻さ評価および父母への情緒的つながりと関連している可能性が示唆されることから、父母のRAM得点から子どもの上記3変数へパスを引いて分析を行った。その結果、父母のRAMから父母への情緒的つながりへのパスは有意でなかったものの、まずまずの適合度が示された($\chi^2(367)=404.32, p=.09, GFI=.87, AGFI=.83, RMSEA=.03, AIC=600.32$)。そこで、これらのパスを除去し、父母のRAM得点から子どもの両親間葛藤の深刻さ評価へのみパスを引いたモデルと比較したところ適合度指標に変化はなかったものの、AICの値が減少していたため、後のモデルを採択した($\chi^2(371)=406.94, p=.10, GFI=.87, AGFI=.83, RMSEA=.03, AIC=594.94$)。

母親による夫婦間葛藤の深刻さ認知は有意に子ども

による両親間葛藤の深刻さ認知に関連していた(子どもの両親間葛藤の深刻さ認知へのパスの標準化係数は、父親RAM得点からが.15, $p<.10$, 母親RAM得点からが.20, $p<.05$)。単純相関分析で女子においては母親の深刻な夫婦間葛藤認知と父親への情緒的つながりとの間に負の相関が見られたものの、パスモデルでは父母の夫婦間葛藤認知と子どもの親への情緒的つながりとの直接の関連は見られなかった。また、親による夫婦間葛藤認知は子どもの抑うつには直接関連しておらず、子どもの認知および両親への情緒的つながりを媒介して子どもの抑うつに関連することが明らかになった。

考 察

夫婦間葛藤と抑うつとの関連

本研究の目的は、夫婦間葛藤が子どもの抑うつにどのように影響を及ぼすのかについて、欧米における夫婦間葛藤と子どもの精神的健康度との関連メカニズムについての理論である認知状況的枠組み(Grych & Fincham, 1990)に基づき検討を行った。その中で、本研究では両親間の葛藤に巻き込まれる“巻き込まれ感”と両親への情緒的つながりにも注目し、これらの変数が両親の夫婦間葛藤と子どもの抑うつとどのような関連を示すかについて検討した。

共分散構造分析を用いたモデル検証により、パス係数の値は小さいものの、男子においては両親間の葛藤への巻き込まれ感が、葛藤の深刻さと恐れおよび自己非難の認知との間の媒介変数となっている可能性が示された。すなわち、男子では両親間葛藤が深刻なほど子どもはそこに巻き込まれ、巻き込まれることによって抑うつへとつながりうる恐れや自己非難をより感じる傾向があるというモデルが支持された。したがって両親間の葛藤の性質のみではなく、それについてどのような立場をとろうとするのか、どのように捉えるのかによって青年の適応への影響は異なるということが示されたといえるだろう。

一方で、両親間の葛藤に対する恐れや自己非難の認知だけでなく、両親への情緒的つながりも子どもの抑うつを予測する上で重要である可能性が示唆された。こうした両親への情緒的つながりは葛藤に巻き込まれるかどうかにかかわらず、葛藤の深刻さによって直接否定的な影響を受けていることが明らかになった。特に父への情緒的つながりにより強く関連しており、子どもから見た夫婦間葛藤は父親との関係に、より否定的な影響を及ぼしていた。

ただし、女子においては両親間の葛藤に対する恐れ

や自己非難の認知と抑うつ状態への関連が確認されず、母親への情緒的つながりのみが夫婦間葛藤と女子の抑うつとの関連における媒介変数としての役割を果たしている可能性が示唆された。男子においては、父親への情緒的つながりだけではなく、両親間の葛藤に巻き込まれ、不安や恐れを感じたり、罪悪感を感じたりすることによって抑うつにつながることを示唆された。このように抑うつに対しては同性の親との情緒的つながりがより強く関連していることが示されたことから、本研究においては認知的側面においても、情緒的側面においても、男子の方が両親の夫婦間葛藤により強い影響を受けている可能性が示唆された。

夫婦間葛藤の影響に関する性差については、一貫した結果が得られていない。既述したように、宇都宮(2005)は、女子のサンプルを用いて検討を行ったところ、夫婦間葛藤の直接的影響は支持されなかったことを示している。Crawford, Cohen, Midlarsky, & Brook (2001)では男子のサンプルではなく、女子のサンプルにおいて夫婦間葛藤と内在化型問題との関連が見出されている。Grych et al. (2000)は臨床群ではないコミュニティサンプルでは男子のみにおいて自己非難が内在化型問題と関連することを示している。Cummings, Davies, & Simpson (1994)は男子の両親間葛藤認知の方が自身の問題行動を予測する上でより強力であったことからその理由として a) 男子の方が女子よりも夫婦間葛藤に敏感である、b) 女子の方が男子よりも両親間葛藤から守られているという可能性を示唆し、b) が有力であると考察している。これらの可能性について検証することは本研究の範囲を超えているが、男女とも尺度得点の平均に差がないことからほぼ同様に葛藤を体験し、葛藤に巻き込まれ、自己非難や恐れを感じているものと思われる。したがって、異なるのは抑うつとの関連のあり方であり、a)の男子の方が敏感である、というのは考えにくい。自身および両親報告による夫婦間葛藤の深刻さ(RAM得点)で子どもの性別による有意もしくは有意傾向の差が見られたため、本研究のサンプルにおいては男子の方がより深刻な葛藤にさらされていた可能性はあり、そのために抑うつへとつながりやすくなるという説明 b) が本研究の結果の要因としても考えられうる。本研究の結果は青年期においては両親の夫婦間葛藤が男子に対してより大きな心理的ダメージを与える可能性を示しているといえ、今後そのメカニズムを明らかにしていくことは重要であると考えられる。

両親報告と子どもの抑うつとの関連

両親による葛藤の報告よりも子どもによる報告の方が子どもの適応を明確に予測することが多くの先行研究によって示唆されている通り (e.g., Cummings et al., 1994; Grych & Fincham, 1993), 本研究においても実際の葛藤の深刻さを示すと考えられる両親による夫婦間葛藤評価は青年の抑うつを直接説明しなかった。しかしながら、単純相関分析および共分散構造分析の結果から、母親の葛藤評価の重要性が示唆されたといえるだろう。単純相関分析結果から男子の両親間葛藤認知は母親の葛藤評価のみと有意に関連しており、母親による父親を責めるような深刻な夫婦間葛藤が男子の両親間葛藤の深刻さ認知により関連していると考えられる。一方、女子では父母双方の葛藤評価と両親間葛藤認知との間に有意な相関が見られており、女子の方が葛藤に敏感であるという結果 (Cummings et al., 1994) と一致していると考えられる。さらに、女子では母親による父親を責めるような葛藤評価が父親への情緒的つながりに否定的影響と関連していたことから、女子は母親に味方するような立場をとっている可能性が示唆される。そして、母親に味方をする、母親との情緒的つながりを確認することは女子にとっては抑うつにはつながらないという可能性が考えられ、葛藤に巻き込まれることによる影響が子どもの性によって異なる可能性が示唆される。

本研究の限界と今後の課題

本研究は、青年後期の子どもの精神的健康、なかでも抑うつと、両親の夫婦間葛藤との関連を、子どもによる捉え方に着目して検討を行った。しかし、両親の夫婦間葛藤が子どもの精神的健康に与えるメカニズムは子どもの認知以外にも、家庭の雰囲気(菅原他, 2002)や両親の養育行動 (Doyle & Markiewicz, 2005), 両親自身の精神的健康 (Cummings, Keller, & Davies, 2005) など、さまざまな側面が存在すると考えられる。今後、こういった変数も考慮に入れ、子どもの認知がその中でどのような役割を担っているのかを明らかにすることも重要であろう。

本研究サンプルは縦断調査の19年目のデータであり、初期のサンプル数と比較すると約20%に減少している。調査対象世帯ではサラリーマン族が多いため、転居が多くサンプル数の減少につながっていると考えられるが(菅原他, 2002), そうした転居者の中に夫婦関係の解消等が原因となっている可能性も含まれよう。したがって、夫婦関係の問題がそれほど深刻でないサンプルのみが残っている可能性も否定できない。さら

に、父・母・子の三者データを用いた分析を行ったが、そろったサンプル数に限りがあったため、男女別での分析を行うことができなかった。本研究で示される通り、夫婦間葛藤の影響の仕方が男女で異なることから、より多く、かつ一般的なサンプルを用いて子どもの性を調整変数とするモデルの検討を行い、子どもの性によって夫婦間葛藤の持つ意味や影響過程がどのように異なるのかを検討することは重要であると考えられる。

最後に、ここで用いた両親間葛藤認知や巻き込まれ感の尺度は本研究のために用いられた尺度であり、その信頼性や妥当性に関しては問題が残っている。したがって、今後調査研究を重ねることにより、これらの尺度の精緻化を行い、両親間葛藤に対する子どもの認知を明確に検討していく必要があるだろう。

夫婦間葛藤はどのような夫婦においても日常的に起こりうるものであり、避けがたいことである。しかしながら、そのうちどのようなものであれば、子どもに否定的な影響を及ぼさずに済むのか、あるいはどのような葛藤であれば、子どもの精神的健康に肯定的な影響を及ぼさうのかを明らかにすることは子どもと家族の well-being を考えていく上で重要であると考えられる。今後、夫婦や子どもの捉え方のみならず、実際の行動やコミュニケーション観察を通してこのような点を明らかにしていくことも必要であろう。

引用文献

- Amato, P. R., & Afifi, T. D. (2006). Feeling caught between parents : Adult children's relations with parents and subjective well-being. *Journal of Marriage and Family*, **68**, 222-235.
- Arbuckle, J. L., & Wothke, W. (1999). *AMOS 4.0 user's guide*. Chicago, IL : Small Waters.
- Bell-Dolan, D., & Anderson, C. A. (1999). Attributional processes : An integration of social and clinical psychology. In R. M. Kowalski & M. R. Leary (Eds.), *The social psychology of emotional and behavioral problems : Interfaces of social and clinical psychology* (pp. 37-67). Washington, DC : American Psychological Association.
- Bickham, N. L., & Fiece, B. H. (1997). Extension of the Children's Perception of Interparental Conflict Scale for use with late adolescents. *Journal of Family Psychology*, **11**, 246-250.
- Crawford, T. N., Cohen, P., Midlarsky, E., & Brook, J. S. (2001). Internalizing symptoms in adolescents : Gender differences in vulnerability to parental distress and discord. *Journal of Research on Adolescence*, **11**, 95-118.
- Cummings, E. M., Davis, S. B., & Campbell, S. B. (2000). *Developmental psychopathology and family process : Theory, research, and clinical implications*. New York : Guilford Press.
- Cummings, E. M., Davies, P. T., & Simpson, K. S. (1994). Marital conflict, gender, and children's appraisals and coping efficacy as mediators of child adjustment. *Journal of Family Psychology*, **8**, 141-149.
- Cummings, E. M., Keller, P. S., & Davies, P. T. (2005). Towards a family process model of maternal and paternal depressive symptoms : Exploring multiple relations with child and family functioning. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, **46**, 479-489.
- Cummings, E. M., Schermerhorn, A. C., Davies, P. T., Goeke-Morey, M. C., & Cummings, J. S. (2006). Interparental discord and child adjustment : Prospective investigations of emotional security as an explanatory mechanism. *Child Development*, **77**, 132-152.
- Davies, P. T., & Cummings, E. M. (1994). Marital conflict and child adjustment : An emotional security hypothesis. *Psychological Bulletin*, **116**, 387-411.
- Davies, P. T., & Windle, M. (2001). Interparental discord and adolescent adjustment trajectories : The potentiating and protective role of intrapersonal attributes. *Child Development*, **72**, 1163-1178.
- 傳田健三 (2002). 子どものうつ病—見逃されてきた重大な疾患— 金剛出版
- Doyle, A. B., & Markiewicz, D. (2005). Parenting, marital conflict and adjustment from early- to mid-adolescence : Mediated by adolescent attachment style ? *Journal of Youth and Adolescence*, **34**, 97-110.
- Fincham, F. D., & Bradbury, T. N. (1992). Assessing attributions in marriage : The relationship attribution measure. *Journal of Personality and Social Psychology*, **62**, 457-468.

- 福田一彦・小林重雄 (1983). 日本版 SDS 使用手引 三京房
- Grych, J. H., & Fincham, F. D. (1990). Marital conflict and children's adjustment : A cognitive-contextual framework. *Psychological Bulletin*, **108**, 267-290.
- Grych, J. H., & Fincham, F. D. (1993). Children's appraisals of marital conflict : Initial investigations of the cognitive-contextual framework. *Child Development*, **64**, 215-230.
- Grych, J. H., Fincham, F. D., Jouriles, E. N., & McDonald, R. (2000). Interparental conflict and child adjustment : Testing the mediational role of appraisals in the cognitive-contextual framework. *Child Development*, **71**, 1648-1661.
- Grych, J. H., Harold, G. T., & Miles, C. J. (2003). A prospective investigation of appraisals as mediators of the link between interparental conflict and child adjustment. *Child Development*, **74**, 1176-1193.
- Grych, J. H., Seid, M., & Fincham, F. D. (1992). Assessing marital conflict from the child's perspective : The Children's Perception of Interparental Conflict Scale. *Child Development*, **63**, 558-572.
- 本多潤子・小林久美・桜井茂男 (2002). 認知された夫婦間葛藤が信頼感の形成に与える影響 日本教育心理学会第 44 回大会発表論文集, 203.
- 亀口憲治 (1992). 家族システムの心理学 〈境界膜〉の視点から家族を理解する 北大路書房
- 川島亜紀子 (2005). 家族成員による夫婦間葛藤認知と子どもの家族機能評価との関連 : 中学生とその家族を対象に 発達心理学研究, **16**, 225-236. (Kawashima, A. (2005). Family members' attributions of marital conflicts and children's evaluations of family functioning. *Japanese Journal of Developmental Psychology*, **16**, 225-236.)
- 川島亜紀子・伊藤教子・菅原ますみ・酒井 厚・菅原健介 (2007). 夫婦間葛藤に対する原因帰属と対処行動—青年期の子どもを持つ夫婦を対象とした日本語版 Relationship Attribution Measurement の検討— 日本心理学会第 71 回大会発表論文集, 1128.
- MacCallum, R. C., & Austin, J. T. (2000). Applications of structural equation modeling in psychological research. *Annual Review of Psychology*, **51**, 201-226.
- Mann, B. J., & Gilliom, L. A. (2002). Emotional security and cognitive appraisals mediate the relationship between parents' marital conflict and adjustment in older adolescents. *Journal of Genetic Psychology*, **165**, 250-271.
- 村瀬嘉代子 (1994). 子どもから見た親・夫婦—心理療法的観点から— 精神療法, **20**, 116-123. (Murase, K. (1994). How children see their parents as parental caretakers and as a couple. *Japanese Journal of Psychotherapy*, **20**, 116-123.)
- 齊藤万比古 (2006). 不登校の児童・思春期精神医学 金剛出版
- 酒井 厚 (2001). 青年期の愛着関係と就学前の母子関係 : 内的作業モデル尺度作成の試み 性格心理学研究, **9**, 59-70. (Sakai, A. (2001). Young adult relationship and preschool mother-child attachment : Development of an Internal Working Model scale. *Japanese Journal of Personality*, **9**, 59-70.)
- 酒井 厚・菅原ますみ・眞榮城和美・菅原健介・北村俊則 (2002). 中学生の親および親友との信頼関係と学校適応 教育心理学研究, **50**, 12-22. (Sakai, A., Sugawara, M., Maeshiro, K., Sugawara, K., & Kitamura, T. (2002). Parent-child relations of mutual trust, trust in one's best friend, and school adjustment : Junior high school students. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **50**, 12-22.)
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models : Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, **8**, 23-74.
- 菅原ますみ・八木下暁子・詫摩紀子・小泉智恵・瀬地山葉矢・菅原健介・北村俊則 (2002). 夫婦関係と児童期の子どもの抑うつ傾向との関連—家族機能および両親の養育態度を媒介として— 教育心理学研究, **50**, 129-140. (Sugawara, M., Yagishita, A., Takuma, N., Koizumi, T., Sechiyama, H., Sugawara, K., & Kitamura, T. (2002). Marital relations and depression in school-age children : Links with family functioning and

parental attitudes toward child rearing. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **50**, 129-140.)

Effect on anxiety in late adolescent women. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **53**, 209-219.)

Turner, C. M., & Barrett, P. M. (1998). Adolescent adjustment to perceived marital conflict. *Journal of Child and Family Studies*, **7**, 499-513.

宇都宮 博 (2005). 女子青年における不安と両親の夫婦関係に関する認知—子どもの目に映る父親と母親の結婚生活コミットメント— *教育心理学研究*, **53**, 209-219. (Utsunomiya, H. (2005). Perception of interparental commitment :

謝 辞

長期にわたる縦断研究にご協力くださっている対象者の皆様に心よりお礼申し上げます。また、ご指導いただきました諸先生方に厚くお礼申し上げます。本研究は平成18年度科学研究費補助金(課題番号:18203034 基盤研究(B), 研究代表 菅原ますみ)によって行われました。

(2007.7.20 受稿, '08.4.9 受理)

Adolescents' Appraisals of Their Parents' Marital Conflicts and Their Own Depressive Symptoms

AKIKO KAWASHIMA (GRADUATE SCHOOL OF HUMANITIES AND SCIENCES, OCHANOMIZU UNIVERSITY), KAZUMI MAESHIRO (SEISEN JOGAKUIN COLLEGE), MASUMI SUGAWARA (OCHANOMIZU UNIVERSITY), ATSUSHI SAKAI (UNIVERSITY OF YAMANASHI) AND KYOKO ITO (MEISEI UNIVERSITY) *JAPANESE JOURNAL OF EDUCATIONAL PSYCHOLOGY*, 2008, 56, 353-363

The present study examined the mediational role of adolescents' appraisals of their parents' marital conflict on the adolescents' depressive symptoms. The adolescents' fathers and mothers completed scales tapping marital attributions, which in turn assessed the seriousness of their marital conflict. The adolescents completed measures appraising their parents' marital conflict, their emotional bonding toward their parents, and their depressive symptoms. The results indicated that the more severe the marital conflict was, the more the adolescents felt caught between their parents, and that, in turn, the adolescents, regardless of their gender, felt threat and self-blame for their parents' marital conflict. However, the appraisals of threat and self-blame were linked with depressive symptoms only for the boys. Also, the seriousness of the marital conflicts was linked to the adolescents' emotional bonding toward their parents, especially their fathers. In terms of depressive symptoms, the significance of the adolescents' emotional bonding with the same-sex parent was indicated. Using triadic data, only the mothers' appraisals were significantly linked to the adolescents' appraisals of their parents' marital conflict, and neither the mothers' nor the fathers' appraisals were found to be directly related to the adolescents' depressive symptoms.

Key Words : marital conflict, parental conflict, emotional bonding, depressive symptoms, adolescents