

幼稚園児の母親を対象とした育児不安の研究

モトムラ ヒロシ ウエハラ
本村 汎*¹ 上原 あゆみ*²

目的 本研究では、「インフォーマルな支援」としての「夫からの協力」「夫とのコミュニケーション」「友人からの支援」、母親の「性役割分業意識」が、母親の育児不安にどのような影響を与えているかを明らかにし、その影響のメカニズムを検討することを目的とした。

方法 調査対象はA県H市の私立幼稚園に通園している幼児の母親から無作為に抽出された300名（有効回収率74.3%）であり、調査方法は自計式質問紙法で、調査時期は平成15年10月末～11月末とした。測定尺度としては9項目から構成された「育児不安」尺度と、支援測定尺度の副尺度である夫からの協力尺度（5項目）、夫とのコミュニケーション尺度（5項目）、友人からの支援尺度（3項目）を用い、そのいずれも4件法で測定した。尺度の信頼係数（cronbachの α 係数）は国際基準0.70以上に達している。母親のパーソナリティの測定尺度としては、標準化されているPOMS（Psychiatric Outpatient Mood Scale）を用いた。

結果 1）一元配置分散分析によれば、インフォーマルな支援が増大すると、それに対応する形で母親の「育児不安」は減少していた。2）一元配置分散分析のレベルでは、母親の「性役割分業意識」は育児不安になんらの影響も与えていなかったが、夫婦関係のありかた如何によっては、影響があることを示していた。3）母親のパーソナリティとの関連では、いずれの「心理因子」も母親の育児不安に影響を与え、「活力因子」以外の因子は、いずれも母親の育児不安に「負」の効果をもたらしていた。4）重回帰分析は、「友人からの支援」と母親のパーソナリティの「活力因子」が「育児不安」の減少に貢献していた。

結論 支援効果をあげていくためには支援の量を増大するだけでなく、母親のパーソナリティ特性に注目し、母親のネガティブな心理因子の「負」の効果を減少させるために、「活力因子」の強化に焦点をあてた支援の必要性が示された。

キーワード 育児不安、パーソナリティ構造、インフォーマルな支援、一元配置分散分析、重回帰分析

はじめに

最近、育児観の多様化に伴い、モデルとなる育児方法も多様化し、幼児を持つ母親たちの間で、どのような育児方法が自分の子どもにとってベストであるか、悩む人が増えているといわれている。このような状況の中、福祉領域や家族社会学の領域では、母親に対する「支援」の

必要性が強調され実施されてきた。

育児不安の研究は、1980年前後から佐々木ら¹⁾²⁾や牧野³⁾⁻⁶⁾により始められた。これらの研究では、どのような支援があれば母親の育児不安を軽減できるのかという問題意識があったが、実際の研究では「支援」という育児不安の軽減要因よりも、母親が専業主婦か共働き主婦か、などの影響要因のデータが提示されてきた。さ

* 1 大阪市立大学名誉教授 * 2 西ノ島福祉会和光苑介護職員

らに、これらのほとんどの研究は、何らかの支援があれば必ず肯定的な支援効果が現れてくるという潜在的な仮説を想定していたが、実際の調査研究では、提供される「支援」の「効果」が得られていない実情が指摘された。例えば、越らは、育児は母親の役割である、あるいは母親が中心となる役割であると考えた母親の場合、父親の協力度が高いほど育児不安が高いことを明らかにしている⁷⁾。また、冬木は、友人からの支援との関連で、子どもの母親同士が支援的親密さを増していくなかで、育児ストレスを強める可能性があることを指摘している⁸⁾。

ところで、育児不安に影響を与える要因の研究で、多くの研究者が関心を持ってきた要因に「性役割分業意識」があり、それに関して牧野⁴⁾や本村ら⁹⁾は、母親の性役割分業意識と育児不安について、統計的に有意な関連性は認められなかったと報告している。しかし、牧野は、いくつかの育児不安尺度項目と「性役割分業意識」との考察を踏まえ、「性別役割分業のしくみにはめこまれてしまっている人ほど、育児不安に陥りやすいといってもいいようだ」と述べている⁴⁾。

以上のような影響要因に加えて、最近では、母親のパーソナリティ要因を説明変数とする分析枠組みの下で、研究が行われるようになってきている^{10)・12)}。しかし、これらの心理的要因との関連における育児不安の研究は、育児支援とのコンテキストのなかでは行われていない。つまり、どのような育児支援を、どのようなパーソナリティ構造をもった母親に対して行った時に、異常な育児不安を正常な育児不安に変容させていくことができるか、という視点が欠けているように思われる。

このような問題意識を踏まえ、本研究では「インフォーマルな支援」「性役割分業意識」支援の受け手としての母親の「パーソナリティ」を説明変数に設定し、これらが育児不安にどのような影響を与えているかを明らかにすることを目的とした。

表1 尺度リスト

育児不安尺度 1. 考えがおっくうで嫌になる 2. 子どものことで、どうしたらいいのかわからなくなる 3. 毎日毎日、おなじことの繰り返ししかしていないと思う 4. 自分ひとりで子どもを育てているのだという圧迫感を感じてしまう 5. 子どもを育てるためにがまんばかりしていると思う 6. 子どもをおいて外出するのは心配でしかたがない 7. 子どもがわずらわしくて、イライラしてしまう 8. 毎日ぐたぐたに疲れる 9. 毎日はりつめた緊張感がある 夫からの協力尺度 1. あなたはご主人が育児に協力してくれていると思いますか 2. あなたはご主人がお子さんと遊ぶ時間があると思いますか 3. あなたはご主人が家事に協力してくれていると思いますか 4. あなたはご主人から助けが得られていますか 5. あなたはご主人を頼りがいがある（育児に責任を持ってくれている）と思いますか 夫とのコミュニケーション尺度 1. あなたはご主人と会話をしていますか 2. あなたはご主人とお子さんの話題以外の会話をしていますか 3. あなたは子育てに不安を感じる時は最初にご主人に相談していますか 4. あなたのご主人はあなたの愚痴を聞いてくれて励ましてくれていますか 5. あなたのご主人はあなたの家庭内の仕事（育児や家事）に対して感謝の言葉をかけてくれますか 友人からの支援尺度 1. あなたは本音で話をしたり、愚痴を聞いてくれる友達がいますか 2. あなたは趣味や娯楽と一緒に楽しむ友達がいますか 3. あなたは誰かに悩みを相談して解決していると思いますか 性役割分業意識尺度 1. あなたは家事は女性がすべきだと思いますか 2. あなたは男性は仕事、女性は育児をすべきだと思いますか

研究方法

(1) 分析対象の基本的属性

調査対象はA県H市の私立幼稚園に通園している幼児の母親から無作為に抽出された300名で、有効回収率は74.3%であった。調査方法は自計式質問紙法で、調査時期は平成15年10月末～11月末とした。

対象とした母親の年齢は26歳から45歳まで（平均35.07歳）であり、83.9%が専業主婦であった。家族形態は核家族が89.2%、拡大家族が10.8%であり、子どもの数は1人が14.3%、2人が64.6%、3人が17.0%であった。生活水準については、65.0%が「まあまあ豊かである」と回答している。

(2) 測定変数の設定

育児不安の測定は、表1に示すように、牧野による「育児不安測定尺度」⁴⁾をベースとして本村が構成した14項目の「修正育児不安測定尺度」⁹⁾に修正を加え、肯定的な項目を削除した9項目からなる「育児不安測定尺度」(α 係数=0.7661)を用いた。測定尺度としては4件法を用い、各項目に「よくある」(4点)、「時々ある」(3点)、「ほとんどない」(2点)、「全くない」(1点)のように配点し、得点が高いほど育児不安が高いと解釈できるようにデザインした。また、本研究の被説明変数である育児不安の測定方法では「加算尺度」を用いており、加算得点は9点から36点の幅が存在する。本研究の対象者の場合は9点から35点までの幅があり、得点分布は、ほぼ正規分布に近い形を示した(最頻値は24点、平均値は22.0点)。

説明変数としては、インフォーマルな支援測定の副尺度である「夫からの協力尺度」(5項目, α 係数=0.8858)、「夫とのコミュニケーション尺度」(5項目, α 係数=0.8592)、「友人からの支援尺度」(3項目, α 係数=0.8097)と、「性役割分業意識尺度」(2項目, α 係数=0.8110)を設定した。それぞれの尺度は4件法を用い、各項目に「非常にそう思う」(4点)、「まあまあそう思う」(3点)、「あまりそう思わない」(2点)、「全くそう思わない」(1点)を配点し、点が高いほど、認知レベルの支援が多い、そして性役割分業意識が高い、と解釈できるようにデザインした。これらの尺度の信頼係数(cronbachの α 係数)は国際基準0.70に達している。

説明変数はすべて連続変数になっているため、一元配置分散分析を行うために、カテゴリカルな変数に変換した。変換の方法としては、それぞれの説明変数の項目得点を加算して「加算尺度」を作り、その加算得点の分布と平均値と標準偏差を手がかりにして、認知された支援レベルを「多い群」「普通群」「少ない群」の3群に区分し、同じく性役割分業意識のレベルを「高群」「中群」「低群」の3群に区分して、カテゴリカルな変数を構成した。

支援を受ける母親のパーソナリティの測定尺度としては、標準化されているPOMS (Psychiatric Outpatient Mood Scale)を用いた¹³⁾。

「POMS」では、副尺度と得点解釈のための基準範囲が設定されている。副尺度は、「緊張 - 不安因子」(9項目, α 係数=0.8488)、「抑うつ因子」(15項目, α 係数=0.9097)、「怒り - 敵意因子」(12項目, α 係数=0.9025)、「活力因子」(8項目, α 係数=0.7951)、「疲労感因子」(7項目, α 係数=0.9165)、「心理的混乱因子」(7項目, α 係数=0.7729)の6つである。POMSの尺度項目は、「ものごとに確信がもてない」「自分は価値がない人間だ」などの65項目から構成されており、「全くなかった」(0点)、「少しあった」(1点)、「まあまああった」(2点)、「かなりあった」(3点)、「非常に多くあった」(4点)が配点される仕組みになっていて、その得点に基づく解釈のための基準範囲として、「正常 - 異常 - 危機」または「正常 - 危機」のカテゴリーが設けられている。

以上の方法で集められたデータの分析技法として一元配置分散分析法と重回帰分散分析法を用いた。

結 果

(1) インフォーマルな支援が育児不安に与える影響

インフォーマルな支援が増大すると、それに対応する形で母親の「育児不安」は減少していた。インフォーマルな支援が育児不安に影響を与える程度を示す不偏分散比は、「友人からの支援の程度」(F 値=16.101, $p < 0.01$)、「夫とのコミュニケーション」(F 値=7.264, $p < 0.01$)、「夫からの協力」(F 値=6.343, $p < 0.01$)であった(表2)。注目すべきことは、「夫とのコミュニケーション」や「夫からの協力」の有無よりも、「友人からの支援」の不偏分散比が相対的に大きかったことである。これは対象となった母親たちが、夫に対して「自己表現」できないことが友人に対してはできる場合があることを示唆しており、無意識的に、親

子関係や夫婦関係で生じたストレスを、友人関係を通じて解消している部分があるのではないかと考察できる。その意味では母親にとっての友人からの情緒的支援やサービスは、母親のストレス緩衝効果的な役割を果たしているのではないかと考えられる。

母親の育児不安を減少させるためには、インフォーマルな支援が有効であることをデータは示している。しかし、先行研究が示唆するように「ネガティブ・サポート」(支援を受けることによってストレスが増大すること)が起こる可能性があり、単純にサポートを提供すれば良いと考えることは好ましくないように思われる。母親のニーズやパーソナリティの特性に適した「支援」をどのように作りだしていくかが重要と思われる。しかし、母親のニーズやパーソナリティは千差万別であり、その意味ではPOMSが示すように、育児不安を「高い」「低い」と評定することに終わるのではなく、「正常領域」「異常領域」「危機領域」のように分別して支援していく研究を進めていくことが必要と思われる。

(2) 性役割分業意識が育児不安に与える影響

母親の性役割分業意識は、一元配置分散分析でみる限り、育児不安になんらの影響も与えていなかった(F 値=0.075, n.s.)(表3)。また、多重比較検定の結果も、性役割分業意識の「高群」「中群」「低群」の各ペアにおける育児不安の平均値の間には統計的な有意差は認められなかった。しかし、「性役割分業意識」と「夫からの協力」を説明変数とする多変量分散分析では、育児不安に対する両説明変数の相互作用効果があり、夫からの協力が全くなくて、比較的高い性役割分業意識を持っている母親の方が、最も高い育児不安を持ち、それに対して、夫からの協力がかなりあるとあっていて、性役割分

表2 インフォーマルな支援が育児不安に与える影響

		N	平均値	標準偏差	最小値	最大値	F 値	有意確率
夫からの協力	少ない群(5～ 9点)	30	24.4	6.0	11	35	6.343	0.002
	普通群 (10～18点)	154	21.9	3.9	10	32		
	多い群 (19～20点)	32	20.5	4.6	9	31		
夫とのコミュニケーション	少ない群(5～ 9点)	26	23.8	5.3	15	33	7.264	0.001
	普通群 (10～18点)	154	22.3	4.1	10	35		
	多い群 (19～20点)	35	19.7	4.4	9	31		
友人からの支援	少ない群(3～ 5点)	11	25.9	4.5	16	31	16.101	0.000
	普通群 (6～10点)	116	23.0	4.0	12	35		
	多い群 (11～12点)	91	20.2	4.4	9	30		

表3 性役割分業意識が育児不安に与える影響

性役割分業意識	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値	F 値	有意確率
低群 (2～ 3点)	69	22.2	4.8	9	32	0.075	0.928
中群 (4～ 6点)	141	21.9	4.3	10	33		
高群 (7～ 8点)	9	22.1	6.4	12	35		

業意識を全く持っていないと回答した母親が、最も低い育児不安を示した。

これは、母親の性役割分業意識は、夫婦間の関係性のありかた如何によって、育児不安に影響を与える場合と、与えない場合があることを示唆している。例えば、夫が、性役割分業は男女の生理的特性を踏まえて人間が作り上げてきた意味のある文化的価値規範であるという価値観を持ち、実際には妻の育児や家事に協力しない場合でも、夫がその分業規範をイデオロギー化することなく妻の育児行動や家事行動を「評価」すれば、たとえ、妻が強い性役割分業意識を持っていたとしても、そのことによって、妻の育児不安が強化されることは少ないと考えられる。つまり、夫婦が規範次元の両性具有性(androgyny)と行動次元のそれを使い分けることができれば、たとえ、妻でもある母親が強い性役割分業意識を持っていたとしても、それが育児不安の強化につながるとは考えにくい。

(3) 母親のパーソナリティが育児不安に与える影響

母親のパーソナリティと育児不安の関連では、いずれの「心的側面」も母親の育児不安に統計的に有意な影響を与えていた。なかでも、「疲

労感因子」の不偏分散比（F）の値が最も大きく、「異常群」において育児不安は最も高く、「正常群」において最も低かった。「危機群」の育児不安は「正常群」と「異常群」の間であった（F値＝28.063， $p < 0.01$ ）。「心理的混乱因子」（F値＝23.065， $p < 0.01$ ）と「緊張 - 不安因子」（F値＝15.003， $p < 0.01$ ）も、「疲労感因子」の場合と同じように、育児不安の得点が「異常群」「危機群」「正常群」の順で高くなっていた。「活力因子」（F値＝19.581， $p < 0.01$ ）は「正常群」と「危機群」に区分され、「危機群」において育児不安は高くなっていた。これに対して、「怒り - 敵意因子」（F値＝20.192， $p < 0.01$ ）と「抑うつ因子」（F値＝18.296， $p < 0.01$ ）においては、前述の4つの心理因子の場合とは違って、「危機群」の育児不安が最も高かった（表4）。しかし、多重比較分析の結果をみると、「危機群」と「異

常群」の育児不安得点の差は、統計的に有意でなかった。

このように、分散分析では母親のパーソナリティのいずれの側面も、育児不安に統計的に有意な影響を与えていたが、次項では、重回帰分析を行い、どの説明変数が育児不安に対して、独立して、最も大きな影響を与えているか、検討を行った。

（4）重回帰分析の結果（表5）

重回帰分析では、説明変数間の相関係数やVIF（分散拡大要因）を手がかりにして、説明変数間の関係がオーソゴナル（orthogonal）になる統計状況を確認し、インフォーマルな支援の副尺度である「夫とのコミュニケーション」「友人からの支援」、そしてパーソナリティの副尺度である「活力因子」の3つを説明変数として選定した。

表4 母親のパーソナリティが育児不安に与える影響

		N	平均値	標準偏差	最小値	最大値	F 値	有意確率
緊張 - 不安因子	異常群(30～36点)	3	33.3	1.5	32	35	15.003	0.000
	危機群(19～29点)	13	25.4	2.5	22	30		
	正常群(0～18点)	199	21.7	4.4	9	31		
抑うつ因子	異常群(37～48点)	3	26.0	5.2	22	32	18.296	0.000
	危機群(21～36点)	20	27.4	3.5	22	35		
	正常群(0～20点)	118	21.5	4.3	9	31		
怒り - 敵意因子	異常群(33～42点)	4	25.2	3.9	22	31	20.192	0.000
	危機群(20～32点)	27	26.6	3.4	21	35		
	正常群(0～19点)	184	21.2	4.3	9	33		
活力因子	危機群(0～7点)	47	24.6	4.8	12	35	19.581	0.000
	正常群(8～32点)	165	21.4	4.2	9	30		
疲労感因子	異常群(27～28点)	3	30.3	5.6	24	35	28.063	0.000
	危機群(17～26点)	25	27.0	3.1	21	33		
	正常群(0～16点)	189	21.2	4.1	9	31		
心理的混乱因子	異常群(21～26点)	2	32.5	0.7	32	33	23.065	0.000
	危機群(14～20点)	26	26.4	3.3	21	35		
	正常群(0～13点)	185	21.4	4.2	9	31		

表5 育児不安を「被説明変数」とする重回帰分析

	相関係数	標準偏回帰係数	t 値	有意確率	共線性の統計量	
		ベータ			許容度	分散拡大要因
夫とのコミュニケーション	-0.226	-0.120	-1.897	0.059	0.914	1.094
友人からの支援	-0.410	-0.244	-3.611	0.000	0.796	1.256
活力因子	-0.441	-0.303	-4.493	0.000	0.798	1.252

注 R = 0.511， $R^2 = 0.261$

統計的に有意で、独立して最も育児不安に影響を与えていたものは、「活力因子」（t 値＝-4.493， $p < 0.01$ ）であり、次いで「友人からの支援」（t 値＝-3.611， $p < 0.01$ ）であった。「夫とのコミュニケーション」（t 値＝-1.897， $p < 0.10$ ）は、統計的に有意ではないが、影響を与える傾向を示した。これは、「インフォーマルな支援」よりも「母親のパーソナリティ要因」が、育児不安に対して、独立して、より大きな影響を与えていることを示している。

考 察

研究結果では、母親に対するインフォーマルな支援が母親の育児不安に肯定的

な影響を与えることを示していた。また、母親のパーソナリティと育児不安の関連では、母親のパーソナリティのネガティブな下位因子すべてが、母親の育児不安を高める「負の影響」を与えていた。「夫とのコミュニケーション」「友人からの支援」「母親のパーソナリティのなかの『活力因子』」を説明変数とする重回帰分析モデルでは、「活力因子」が、独立した形で最も育児不安を減少させていた。この事実、支援効果をあげていくためには支援的サービスの量を増やすだけでなく、母親のパーソナリティに焦点をあて、ネガティブな心理因子の「負」の効果を減少させると同時に、「活力因子」を活性化させる支援が必要であることを示唆している。

ところで、インフォーマルな支援は、どのようなメカニズムで、育児不安の減少に貢献しているだろうか。紙面の都合上、支援因子とパーソナリティ因子の内部相関は提示できなかったが、この相関分析から読みとれたメカニズムについて説明しておきたい。

データは、インフォーマルな支援のなかでは「友人からの支援を多く受けている」と認知している母親ほど、育児不安の程度が相対的に低いことを示していたが、その背後には、次のようなメカニズムが作動していたと考えられる。第1に友人との情緒的な対話や相談（支援）を通じて抑圧してきた自分を言語化して自己表現できたこと、第2に友人との関係で「分かった」という感情的経験ができたこと、そして第3に生活関係を維持するために、これまで自己抑圧のために使ってきた心的エネルギーを、新しい学習対象のために活用することができたことである。その結果、母親は新しく変わった自分自身で夫と向かい合うことができ、夫とのコミュニケーションの量も多くなり、ひいてはこれまで見えなかった夫の協力的態度が見えるようになったと考えられる。さらには、夫とのコミュニケーションの量が増加すると、母親のパーソナリティの副尺度の「活力因子」が活性化して、ネガティブな心理因子、例えば「緊張 - 不安因子」「疲労感因子」「怒り - 敵意

因子」などの心理傾向が低下すると考えられる。

このように、友人との情緒的対話という支援関係は、母親のパーソナリティの副尺度の中でも特に「活力因子」を強化させ、それによって、「緊張 - 不安因子」などの他のネガティブな心理因子の「負」の効果が減少し、育児不安そのものも低下していくと考えられる。このように考察すると、インフォーマルな支援は、母親の育児不安を直接減少させるのではなく、母親のパーソナリティ因子の変化を媒介にして育児不安を減少させていると、考えられる。

もし、このような仮説的考察が間違っていなければ、母親のパーソナリティの構造的特徴如何によっては、客観的に評価できる質の高い支援であっても、支援効果は期待できないと考えられる。したがって、「育児不安」を持つ母親を支援する際は、提供しようとしている支援が、その母親のパーソナリティに適したものであるかどうかを十分に吟味することが必要になってくる。

加えて、もう1つ考察しておきたいことは、これまでの研究では、「育児不安」そのものを不健康なものとして潜在的に意味づけてきたが、この事実認識は誤っているということである。なぜならば、実際の育児においては、育児不安が全くないという状態はあり得ないからである。育児不安には「健康(正常)な育児不安」と「不健康(異常)な育児不安」があり、正常な育児不安は母親を心理的に成熟させていく1つの原動力になると考えられる。それは、本研究の育児不安得点と標準化されているPOMSとの「対応分析」の結果に依拠している。

対応分析では、育児不安を「低群」「中群」「高群」と類型化し、標準化されたPOMSの「危機得点」「正常得点」「異常得点」と対応させたとき、育児不安の「低群」にはPOMSの「危機得点群」が対応し、「中群」にはPOMSの「正常得点群」が対応し、そして「高群」にはPOMSの「異常得点群」が対応していた。このことから、育児不安の得点範囲もPOMSのように「危機範囲」「正常範囲」「異常範囲」の名称で定義可能ではないかと考えられる。も

し、それが可能であれば、育児不安テストを実施することによって、育児不安が「危機範囲」と「異常範囲」にあるときの、具体的な支援内容の特定化が可能になり、ひいては母親のニーズやパーソナリティ特性に適した支援モデルの構築にも、貢献できるのではないかと考えられる。

文 献

- 1) 佐々木保行, 佐々木宏子, 中村悦子. 乳幼児をもつ専業主婦の育児疲労(第1報) - 生活心理学的アプローチ - . 宇都宮大学教育学部紀要 1979; 29 : 21-43 .
- 2) 佐々木保行, 佐々木宏子. 乳幼児をもつ専業主婦の育児疲労(第2報) - 生活心理学的アプローチ - . 宇都宮大学教育学部紀要 1980; 30 : 11-25 .
- 3) 牧野カツコ. 育児における<不安>について. 家庭教育研究所紀要 1981; 2 : 41-51 .
- 4) 牧野カツコ. 乳幼児をもつ母親の生活と<育児不安>. 家庭教育研究所紀要 1982; 3 : 34-56 .
- 5) 牧野カツコ. 乳幼児をもつ母親の学習活動への参加と育児不安. 家庭教育研究所紀要 1987; 9 : 1-13 .
- 6) 牧野カツコ. <育児不安>の概念とその影響要因についての再検討. 家庭教育研究所紀要 1988; 10 : 23-31 .
- 7) 越良子, 坪田雄二. 母親の育児不安と父親の育児協力との関連. 広島大学教育学部紀要 1991; 39 : 181-5 .
- 8) 冬木春子. 乳幼児をもつ母親の対処行動の構成概念と有用性. 家族関係学 2001; 20 : 95-105
- 9) 本村汎, 磯田朋子, 内田昌江. 育児不安の社会的考察 - 援助システムの確立に向けて - . 大阪市立大学生生活科学部紀要 1985; 33 : 231-43 .
- 10) 山下美称. 乳幼児をもつ母親の育児不安と自我状態 - 乳児期と幼児期の比較を通じて - . JINI (徳島大学医学部紀要) 2003; 1 (1) : 10-8 .
- 11) 喜多淳子, 田中恵子, 坂間伊津美, 他. 育児期の母親の自我状態, 育児不安及び自己評価(第1報) - エゴグラム・プロフィール・パターンと育児不安及び自己評価との関連 - . 母性衛生 2001; 42(4) : 806-13 .
- 12) 喜多淳子, 田中恵子, 坂間伊津美, 他. 育児期の母親の自我状態, 育児不安及び自己評価(第2報) - エゴグラム・サブカテゴリー得点による育児不安及び自己評価の予測・説明 - . 母性衛生 2001; 42(4) : 814-9 .
- 13) D M McNair, M Lorr, L F Droppleman, 横山和仁, 荒紀俊一, 構成. POMS (日本版). 金子書房, 1994 .