

表 1： 解析対象者の基本的属性等の分布状況

	フルタイム群 (n=130)	パートタイム群 (n=397)	無職・専業主婦 (n=125)
年齢	33.9±3.5	32.7±3.9	32.9±3.9
世帯構造			
核家族世帯 (上段:度数, 下段:%)	106 (81.5%)	352 (88.2%)	99 (79.2%)
3世代家族世帯 (上段:度数, 下段:%)	24 (18.5%)	45 (11.3%)	26 (20.8%)
平均子ども数	2.1±0.6	1.9±0.6	2.2±0.7
末子の年齢	3.3±1.8	3.6±1.6	2.9±1.9

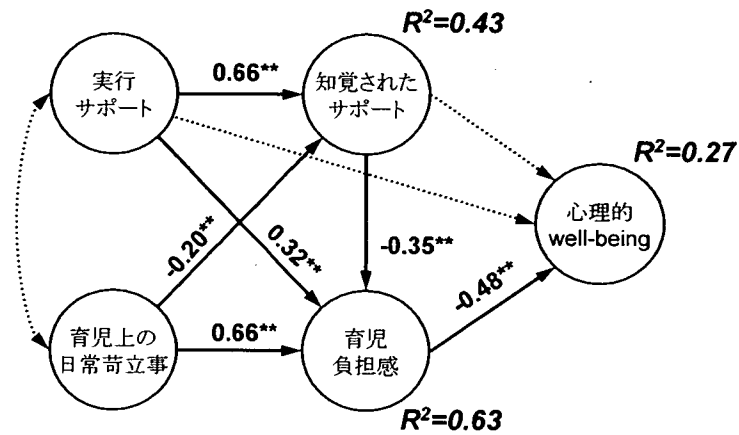
平均±標準偏差 *p<0.05

表 2： 各変数の平均値および標準偏差

	フルタイム群 (n=130)	パートタイム群 (n=397)	無職・専業主婦 (n=125)
【育児上の日常苛立事】			
育児タスク	10.4±3.5	10.0±4.1	9.6±4.1
挑戦すべき児の行動	7.7±3.3	7.6±3.5	7.8±3.7
【育児負担感】			
社会活動制限感	4.8±3.5	3.8±3.1	4.0±3.2
児に対する拒否感情	2.3±2.1	3.0±2.6	2.8±2.1
実行サポート	11.8±6.0	10.1±5.9	11.6±5.6
知覚されたサポート	3.4±2.5	3.2±2.4	3.3±2.1
心理的well-being	1.2±2.1	1.0±2.1	0.6±2.2

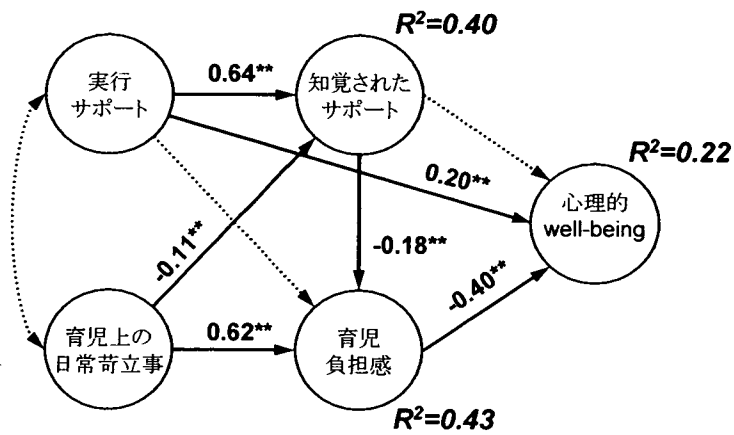
平均±標準偏差 *p<0.05

図 1. 『フルタイム』群 (n = 130) における構造方程式モデリング解析の結果



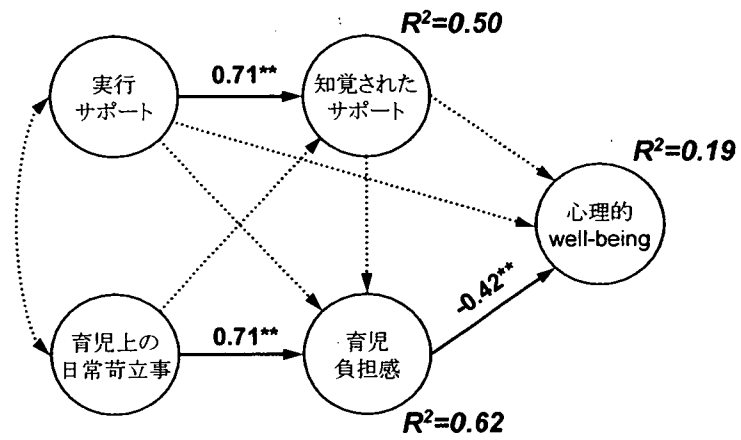
- 注 1：図の煩雑化を避けるため、内生変数の誤差、潜在変数を構成する指標は省略した。
 注 2：有意なパス ($p < 0.05$) は実線、非有意なパス ($p > 0.05$) は破線で示した。
 注 3：「母親の年齢」「世帯構造 (核家族・3 世代家族)」「子どもの人数」「末子の年齢」は制御変数としてモデルに投入したが、図の煩雑化を避けるため省略した。

図 2. 『パートタイム』群 (n = 397) における構造方程式モデリング解析の結果



注：図 1 の注 1～注 3 参照

図 3. 『無職・専業主婦』群 (n = 125) における構造方程式モデリング解析の結果



注：図 1 の注 1～注 3 参照

第11章 就学前児の母親の育児サポートが育児自己効力感および精神的健康に与える影響

矢嶋裕樹・池谷至乃部・金 貞淑・呉 裁喜・尹 靖水

研究要旨

本研究の目的は、育児する母親を対象に、育児サポートが育児に対する自己効力感および精神的健康に与える影響を明らかにすることである。調査対象はO県A市内の公立保育所を利用している908世帯であり、そのうち有効回答の得られた433名を分析対象とした。育児サポートの育児効力感に与える影響をサポート提供者別「夫」「実親」「義理の親」「友人・知人」「専門家」および種類別「情緒的サポート」「手段的サポート」に検討した結果、育児自己効力感と有意な関連を示した育児サポート変数は、「夫の育児サポート」「実親の育児サポート」「友人の育児サポート」であった。すなわち、夫、実親、友人から育児サポートが強く期待できる母親ほど、育児自己効力感が高いという結果であった。抑うつ傾向を従属変数とした重回帰分析の結果、抑うつ傾向に対して有意な影響を示した変数は「夫の育児サポート」「義親の育児サポート」「育児自己効力感」であった。夫や義親からの育児サポートを期待できる母親ほど、育児自己効力感が高い母親ほど、精神的健康が良好であることが示唆された。以上の結果を踏まえるなら、夫、実親、友人からの育児サポートは育児自己効力感を介して、間接的に抑うつ傾向に影響を与えると考えられる。このことから、身近なサポート提供者、とりわけ育児効力感と精神的健康の両方に関連がみられた夫の育児参加を促すことが、母親の育児自己効力感と精神的健康の維持・増進していくうえで重要であることが示唆された。

1. 研究目的

近年、都市化や核家族化による育児の密室化や孤立化、少子化による育児の非日常化やそれに伴う育児経験の不足等を背景に、育児をしていく上で強い困難や不安を感じている母親は少なくない¹⁾。母親の育児ストレスを軽減し、精神的健康の維持・改善を図っていくことは、母親の生活の質の向上や円滑な家族関係の維持、子どもの健やかな発達を保障していくうえで重要である。

こうした背景のもと、近年、母親の精神的健康に関連する要因として、母親の認知的要因、とりわけ自己効力感に着目した研究が散見されるようになってきた。社会的学習理論において、自己効力感 (self-efficacy) は「ある結果を生み出すために必要な行動をどの程度うまく行うことができるかという個人の確信」²⁾と定義され、直面する課題に対して積極的に取り組むことを可能にするなどの機能があると考えられている。より最近では、育児の領域に特定した自己効力感である、育児自己効力感を扱った研究も若干ではあるがおこなわれている³⁻⁷⁾。Teti & Gelfand (1991)によれば、育児自己効力感とは「親としてどのくらい有能かつ効果的にふるまうことができるかについての親の期待」⁴⁾、すなわち、育児役割をうまく遂行していけるといった親の能力に対する自信と定義される。育児効力感とは育児の領域に特化しているため、自己効力感よりも育児に対する

個人的な満足感や適応、育児に対する達成能力に影響を与え、ひいては子どもの行動や発達に影響を与えると考えられるが、わが国において育児自己効力感に関する実証的な研究はほとんどない。

一方、自己効力感の維持・向上にソーシャル・サポートが有効であるといった知見がいくつかの研究において報告されている。例えば、養育困難な気質をもつ乳幼児の妊産婦を対象とした Cutrona & Troutman の研究 (1986) においては、ソーシャル・サポートが母親の養育に対する自己効力感を高め、それによって産後の抑うつが抑制されるといった結果が報告されている⁶⁾。近年、Antonucci (2001) はこうした一連の研究成果を整理統合し、自己効力感をソーシャル・サポートと健康のあいだの媒介変数として位置づけた理論的枠組みを提示している⁸⁾。わが国においては、育児する母親を対象とした報告はいまだ見当たらないが、リハビリテーション病棟退院高齢者を対象とした清水らの研究⁹⁾ や慢性疾患患者を対象とした金らの研究¹⁰⁾ において、すでに Antonucci の理論的枠組みを支持する結果が報告されている。この理論的枠組みを踏まえるなら、育児する母親においては、ソーシャル・サポート、とりわけ育児に関連したサポート（育児サポート）が母親の育児自己効力感の維持・向上に寄与し、それによって健康の悪化が抑制されると考えられる。

育児不安やうつ傾向の強い母親に対する育児支援環境を整備していくにあたって、母親が得ている育児サポートの育児自己効力感および精神的健康に与える影響を明らかにすることは重要であると考えられる。そこで、本研究では Antonucci によって提示された枠組みに基づき、育児サポートが育児期の母親の育児自己効力感ならびに精神的健康に与える影響を明らかにすることを目的とした。

2. 研究方法

(1) 対象と方法

調査は、O 県 A 市内のすべての認可保育所 11 ヶ所を利用している 908 世帯の保護者を対象として行った。調査の目的、概要を調査員として選出した保育所長に説明し了解を得たのち、担当保育士を通じて、保護者に本調査研究の趣旨を記載した依頼文と調査票を配布した。なお、同一保育所に複数の子どもの子が在籍している世帯の保護者には一部の調査票にのみ回答を依頼した。回収にあたっては、個人情報の漏洩を防止するため、各自記入済みの調査票を厳封した上で、保育所内に設置された回収箱に投函するよう依頼した。投函された調査票は後日、回収箱ごと筆者らによって回収された。調査期間は 2007 年 4 月中旬から 5 月初旬までの約 2 週間とした。結果、602 人分の回収票を得た（回収率 66.5%）。このうち、統計解析には、いずれの調査項目にも欠損値のない 433 名分のデータを使用した。

(倫理面への配慮)

本調査研究の対象者には、調査の際に研究の概要を書面にて十分に説明したうえで、同意を得た。調査は、個人が特定されないように無記名自記式質問紙法により実施し、また、収集された記入済みの調査票は他の人が調査票を見ることができないように所定の場所に厳重管理し、個人のプライバシーの確保に最善の注意を払った。

3. 調査内容

調査内容は、母親の年齢、子どもの数、末子の年齢、世帯構成、職種、就労形態、家事役割育児分担、育児サポート、育児自己効力感、精神的健康で構成した。

1) 家事育児役割分担

家事育児役割分担は、国立社会保障人口問題研究所がおこなった全国家庭動向調査¹¹⁾における家庭での夫婦役割分担に関する項目（「夫婦で家事についてどの程度分担していますか」「夫婦で子どもの教育・子育てについてどの程度分担していますか」）で測定した。各質問項目に対する回答は「0点：もっぱら配偶者」から「4点：もっぱら自分」で求め、得点が高いほど、家事育児役割を回答者である母親が担っている割合が大きいことを示している。分析には、これら2項目の合計得点を用いた。

2) 育児サポート

育児サポートは、情緒的サポートに関する2項目（「育児について悩みや不安があるとき、___は相談にのってくれる」「育児に対して嫌なことや不満があるとき、___は不平や不満を聞いてくれる」）と手段的サポートに関する2項目（「仕事や病気で育児ができないときは、___が代わりに家事・育児をしてくれる」「ちょっとした用事があるときは、___が子どもの世話をしてくれる」）の計4項目で測定した。なお、これまでのソーシャル・サポート研究によれば、同種のサポートであっても、サポート提供者によって、その効果が異なることが報告されていることから¹²⁾、本研究では育児する母親にとって身近な存在である6つのサポート提供者（「夫」「実親」「義親」「友人・近隣の人」「専門家（ベビーシッターなど）」「兄弟姉妹」）をそれぞれ___部分に代入して、回答を求めた。

各質問項目に対する回答はそれぞれ「いない、期待できない」「あまり期待できない」「少し期待できる」「とても期待できる」の4段階で求め、順に0-1-2-3点を付与した。したがって、得点が高いほど、当該サポーターから育児サポートが得られると強く期待していることを意味している。

3) 育児自己効力感

育児自己効力感の測定には、Dumkaら（1996）が報告している Parenting Self-Agency Measure の5項目短縮版⁷⁾を、開発者の許可を得て、日本語訳化し使用した。翻訳にあたっては、まず原文を専門家と相談して日本語訳し、それを英語を母国語とし、かつ、日本語が理解できるバイリンガルにバックトランスレーションしてもらい、原文の意味を損ねないように配慮した。そのようにして得られた日本語版尺度の各項目は次のとおりである（「私は、母親としての自分に自信を感じる」「私は母親として、うまくやっているとと思う」「私は、他の親にとっても役に立つような、母親として必要な知識を十分に持っていると思う」「私は、子どもとあいだで起きる問題は、たいいてい解決することができると思う」「私は、子どもとの間でうまくいかない事があると、うまくいくまで頑張れると思う」）。

各質問項目に対する回答は「まったくそう思わない」から「常にそう思う」の五段階で

求め、得点化にあたっては順に 0-4 点を配した。得点が高いほど育児自己効力感が高いことを示している。分析には 5 項目の合計得点を用いた。

4) 精神的健康 (抑うつ傾向)

精神的健康の測定には、Radloff によって開発された抑うつの尺度である日本語版 CES-D を使用した¹³⁾。各質問項目に対する回答は「まったくそう思わない」「あまりそう思わない」「ややそう思う」「非常にそう思う」の 4 件法で求め、得点化にあたっては順に 0 から 3 点を付与した。したがって、この得点が高いほど、抑うつ傾向が強いことを意味している。なお、CES-D の抑うつをスクリーニングするための Cut-off 値は 15/16 点とされている。

3. 解析方法

まず、母親の職種、就労形態、世帯構成によって、育児サポート得点に差がみられるかどうかを検討した。統計解析には、一元配置分散分析と多重比較を用いた。

次いで、育児サポートと育児自己効力感、精神的健康の関係を相関分析により検討した。相関分析には、Pearson の積率相関係数 (非正規分布を示す変数については Spearman の順位相関係数) を使用した。

最後に、1) 各サポート提供者からの育児サポートを独立変数、育児自己効力感を従属変数とする重回帰分析、2) 各サポート提供者からの育児サポートに加え、育児自己効力感を独立変数、精神的健康を従属変数とする重回帰分析をおこなった。これら解析には、母親の年齢、職種、就労状況、子どもの数、末子の年齢を回帰式に一括投入し、その影響を調整した。

以上の解析には SPSS 16.0J for Windows を使用した。

4. 研究結果

1. 分析対象者の特性 (表 1)

分析の平均年齢は 32.7 ± 4.8 歳であった。世帯構成は、核家族世帯が最も多く 321 人 (69.3%)、3 世代家族世帯が 108 人 (23.3%)、その他が 34 人 (7.3%) であった。子どもの人数は 2 人が最も多く 225 人 (48.6%)、次いで 1 人が 127 人 (27.4%)、3 人以上が 111 人 (24.0%) であった。末子の年齢は平均 2.5 ± 1.6 歳、うち 3 歳以下の子どもがいる者は 312 人 (67.4%) であった。何らかの形態で就労している者は 433 人 (93.5%) であった。

2. 提供者別育児サポート間の関連

表 2 に提供者別育児サポート間の相関係数を示した。1%水準で有意な相関係数がみられた変数の組み合わせは、「夫の育児サポート」と「義理の親の育児サポート」、「夫の育児サポート」と「専門家からの育児サポート」、「実親の育児サポート」と「義親の育児サポート」、「実親の育児サポート」と「友人の育児サポート」、「実親の育児サポート」と「兄弟姉妹の育児サポート」、「友人の育児サポート」と「専門家の育児サ

ポート」、「友人の育児サポート」と「兄弟姉妹の育児サポート」であった。いずれも相関係数は正の値であったことから、一方のサポート提供者から育児サポートが受けられると強く認知している母親ほど、他方のサポート提供者からも育児サポートが受けられると強く認知していることが示唆された。育児する母親は単独のサポート提供者というよりはむしろ複数のサポート提供者から育児サポートが受けられると認知する傾向にあることが示唆された。

表1. 対象者の基本的属性等の分布

項目		全体 (n = 463)		p ¹⁾
		n	(%)	
年齢	平均±SD	32.79 ± 4.86		
	20代	115	(24.8)	< 0.001
	30代	309	(66.7)	
	40代	39	(8.4)	
世帯構成	核家族 ²⁾	321	(69.3)	< 0.001
	3世代家族	108	(23.3)	
	その他	34	(7.3)	
子どもの人数	1人	127	(27.4)	< 0.001
	2人	225	(48.6)	
	3人以上	111	(24.0)	
末子の年齢	平均	2.55 ± 1.66		< 0.001
	3歳以下	312	(67.4)	
	4歳以上	151	(32.6)	
職業有無	あり	433	(93.5)	< 0.001
	なし	30	(6.5)	
家事育児役割分担	平均±SD	10.55 ± 1.76		

1) χ^2 検定の結果を示した。

2) 本研究では「夫婦と未婚の子のみで構成された世帯」を指す。

表2. サポート提供者別育児サポート間の関連

項目	1	2	3	4	5	6
1. 夫の育児サポート	1.00					
2. 実親の育児サポート	0.03	1.00				
3. 義親の育児サポート	0.289***	0.195***	1.00			
4. 友人の育児サポート	0.098*	0.231***	0.102*	1.00		
5. 専門家の育児サポート	0.139**	0.04	0.093*	0.236***	1.00	
6. 兄弟姉妹の育児サポート	0.05	0.308***	0.07	0.264***	0.114*	1.00

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

3. 提供者別育児サポートと育児自己効力感および精神的健康の関連

育児自己効力感を従属変数とした重回帰分析の結果 (表 3)、育児自己効力感と有意

な関連を示した育児サポート変数は、「夫の育児サポート」「実親の育児サポート」「友人の育児サポート」であった。すなわち、夫、実親、友人から育児サポートが強く期待できる母親ほど、育児自己効力感が高いという結果であった。

抑うつ傾向を従属変数とした重回帰分析の結果、抑うつ傾向に対して有意な影響を示した変数は「夫の育児サポート」「義親の育児サポート」「育児自己効力感」であった。夫や義親からの育児サポートを期待できる母親ほど、育児自己効力感が高い母親ほど、精神的健康が良好であることが示唆された。

以上の結果を踏まえるなら、夫、実親、友人からの育児サポートは育児自己効力感を介して、間接的に抑うつ傾向に影響を与えられ、本研究においてもAntonucciが提示したモデルをおおむね支持する結果が得られた。なお、自由度調整済み決定係数（調整済みR²）は育児自己効力感を従属変数とした重回帰式で0.08、抑うつ傾向を従属変数とした重回帰式で0.16であった。

表3. 提供者別育児サポートと育児効力感、抑うつ傾向の関連(n=463)

	育児効力感	抑うつ傾向
	Std. β	Std. β
年齢	0.08 <i>n.s.</i>	0.01 <i>n.s.</i>
子どもの数	0.05 <i>n.s.</i>	0.04 <i>n.s.</i>
末子の年齢(0=3歳以下, 1=4歳以上)	-0.10 <i>n.s.</i>	0.05 <i>n.s.</i>
世帯構成 (0=核家族世帯, 1=単親世帯)	0.08 <i>n.s.</i>	0.01 <i>n.s.</i>
世帯構成 (0=核家族世帯, 1=三世帯世帯)	0.01 <i>n.s.</i>	-0.01 <i>n.s.</i>
家事・育児役割分担	0.15 *	-0.10 <i>n.s.</i>
就労状況(0=有職, 1=無職)	0.04 <i>n.s.</i>	0.00 <i>n.s.</i>
夫の育児サポート	0.27 ***	-0.30 ***
実親の育児サポート	0.10 *	0.03 <i>n.s.</i>
義親の育児サポート	0.02 <i>n.s.</i>	-0.10 *
友人の育児サポート	0.11 *	-0.07 <i>n.s.</i>
専門家の育児サポート	0.00 <i>n.s.</i>	-0.01 <i>n.s.</i>
兄弟姉妹の育児サポート	0.01 <i>n.s.</i>	-0.05 <i>n.s.</i>
育児自己効力感	-	-0.21 ***
R	0.32	0.43
R ²	0.10	0.18
調整済みR ²	0.08	0.16

1) 世帯構成について「その他」と回答した4名のケースは分析から除外した。

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

5. 考察

本研究は保育所を利用する母親を対象に、Antonucciによって提示された枠組みに基づき、育児サポートが育児期の母親の育児自己効力感ならびに精神的健康に与える影響を明らかにすることを目的とした。

育児自己効力感を従属変数とする重回帰分析の結果、夫、実親、友人から育児サポートが受けられると強く認知している母親ほど、育児自己効力感が高いことが示され

た。個人のライフコース全般にわたる人間関係を示すコンボイ¹⁴⁾において、親族や友人は個人と緊密な関係にあることから、個人を中心とする同心円状の最も内側に位置づけられている。このことは家族や親族、友人が生涯にわたってさまざまなサポートを提供し続ける存在であることを意味している。本研究の結果、育児自己効力感に関連を示していた変数は、やはり夫や実親、友人といった、母親にとって最も近い存在からの育児サポートであった。コンボイ同様、「育児に対して嫌なことや不満があるとき、不平や不満を聞いてくれる」「ちょっとした用事があるとき、子どもの世話を頼めたりすることができる」存在は、長期にわたって母親との信頼関係を築いてきた夫や実親、親友であったことは、期待されたとおりの結果であった。

最近の報告によれば¹⁵⁾、夫に対し「もっと育児に参加して欲しい」と思っている母親の数は決して少なくないとされる。また、従来の研究において、父親に対して情緒的サポートを求める母親が多いことも報告されている^{16,17)}。つまり母親にとって夫は、一緒に育児をしてくれる存在であると同時に、育児をしている自分を認め、支えてくれる最も身近な母親のサポーターである。したがって、その夫が育児に関する悩みを聞いてくれたり、相談に乗ってくれたりすることで、母親の育児に対する不安が和らぎ、結果的に母親の育児に対する自信の向上につながったと考えられる。

実親は夫や友人と同程度に、育児サポートが期待されている存在であり、実際に他のどのサポート提供者よりも多くのサポートを実際に提供しているとされている。本研究において、実親の育児サポートは育児自己効力感の改善に有意な関連を示していたものの、その関連の強さは期待されたほど大きいものではなかった。その理由として次のことが考えられる。高齢者を対象とした研究では、サポート提供が過剰になると、サポートを受け取る側の依存度が増し、自尊感情や自己効力感が低下することが指摘されている¹⁷⁾。本研究において、実親の育児サポートは他のサポート提供者よりも育児サポートが最も期待できる存在であり(付表1)、また実際に多くの育児サポートを提供していると考えられる。しかしながら、こうした過剰なサポート提供は、実親への過度な依存につながることから、育児自己効力感や精神的健康にネガティブな影響を与える可能性も否定できない。推測の域を得ないが、そのことにより、実親の育児サポートのポジティブな影響が相殺され、実親からの育児サポートが期待されたよりも小さくなったと考えられる。

友人、とりわけ同じ育児をする立場にある友人は、育児についての有益な情報の提供者として、また育児上の悩みや不安を打ち明けることのできる良き相談相手としての役割が期待されている¹⁸⁾。育児をしていくなかで経験した苦労や大変さを共有しながら、お互いに共感・理解し、成長していくことで、育児自己効力感の向上がもたらされると考えられる。

精神的健康を従属変数とする重回帰分析の結果、夫や義親からの育児サポートを期待できる母親ほど、育児自己効力感が高い母親ほど、抑うつ傾向が低いことが示唆された。夫からの育児サポートは、育児自己効力感を高めるだけでなく、精神的健康の維持・改善に有効であることが示唆されたことは特筆すべき点である。今後、父親の育児参加が促進されるなら、その成果は母親の育児自己効力感のみならず、精神的健康にも好ましい影響をもたらすと考えられる。

義親は、従来の研究において情緒的なサポートよりも手段的なサポートを期待されているサポート提供者とされている^{19,20)}。核家族の増加により、義親と同居している母親が少ないことに加え、母親にとって夫や実親ほど親密な存在とはなりにくいために、義親への育児サポート期待は低いと考えられる。しかし若干ではあるが、義親の育児サポートが精神的健康を改善する点については注目に値する結果である。

本研究の結果、本来その効果が期待されている専門家のサポートについては、育児自己効力感や精神的健康と有意な関連がみられなかった。しかしながら、この結果をもって、専門家による育児サポートが育児自己効力感の向上や精神的健康の改善に有効でないと結論づけるのは性急であろう。今後は「専門家」を具体的に特定した設問文を調査に使用したり、対象地域を拡大し、他地域においても本研究と同様の調査を実施するなどして、精神的健康に対する専門家の育児サポートについて詳細に検討していく必要がある。

最後に、本研究の結果、夫、友人、義親のサポートが育児自己効力感を高めることが示唆されたわけであるが、このことは必ずしも特定の提供者からの育児サポートでなければ、育児自己効力感の改善は見込めないことを意味するわけではない。サポートネットワークの階層的補完モデル²¹⁾によれば、そもそもサポートを求める相手がいなかったり、そのサポート提供者がサポート提供できなかつたりする場合には、代わりに他のサポーターからのサポートがその機能を補完すると考えられている。したがって、いずれの提供者であっても、潜在的には育児自己効力感の維持・向上に有効な育児サポートの提供者となりうる可能性がある。いずれのサポート提供者が母親にとって有益なサポート提供者となりうるかは、母親が置かれている状況に依存すると考えられ、実際、我々のデータにおいても、母親の世帯構成や就労状況によって、育児サポート得点に有意な差を確認している（付表1, 付表2）。本研究では、対象者全体における育児サポートの育児自己効力感および精神的健康に与える平均的な効果の検討に主眼を置いているため、これ以上の詳細な検討をおこなっていないが、今後、母親がもつ育児サポートネットワークとそれを通じて提供されるサポートの効果についてさらなる理解を深めるために、例えば、世帯構成や就労状況など、母親が置かれているさまざまな状況を考慮に入れた詳細な検討が必要であろう。

文 献

- 1) 渡辺弥生, 石井睦子 (2005) 母親の育児不安に影響を及ぼす要因について. 法政大学文学部紀要, 51, 35-45.
- 2) Bandura A. (1977). Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 191-215.
- 3) Coleman PK., & Karraker KH. Self-efficacy and Parenting Quality: Findings and Future Application. *Developmental Review*, 18, 47-85, 1997.
- 4) Teti DM, and Gelfand DM (1991) Behavioral Competence among Mothers of Infants in the First Year: The Mediation Role of Maternal Self-Efficacy. *Child Development*, 62, 918-929.
- 5) 田坂一子. 育児自己効力感 (parenting self-efficacy) 尺度の作成. 甲南女子大学大学院論集. 人間科学研究編 創刊号, 1-10, 2003.

- 6) Cutrona CE, Troutman BR. (1986). Social support, infant temperament, and parenting self-efficacy: a mediational model of postpartum depression. *Child Dev.* 57, 1507-1518.
- 7) Dumka LE, Stoerzinger HD, Jackson KM, and Roos MW. (1996) Examination of the cross-cultural and cross-language equivalence of the parenting self-agency measure. *Family Relations*, 45, 216-222.
- 8) Antonucci TC (2001) . An Examination of Social Networks, Social Support, and Sense of Control. *Handbook of the Psychology of Aging*, 427-453.
- 9) 清水由美子, 杉澤秀博 (2005) リハビリテーション病棟を退院した高齢者の自己効力感に対するソーシャルサポートの影響. *日本在宅ケア学会誌*, 9 (2), 47-55.
- 10) 金 外淑, 嶋田 洋徳, 坂野 雄二. (1998). 慢性疾患患者におけるソーシャルサポートとセルフ・エフィカシーの心理的ストレス軽減効果. *心身医学*. 38, 317-323.
- 11) 国立社会保障・人口問題研究所 (2006) . 第3回全国家庭動向調査 結果の概要.
http://www.ipss.go.jp/ps-katei/j/NSFJ3/NSFJ3_abst.asp
- 12) 田中 宏二, 難波 茂美 (1997) 育児ストレスにおけるソーシャル・サポート研究の概観. *岡山大学教育学部研究集録*, 104. 177-185.
- 13) Radloff LS (1997) The CES-D Scale :A Self-Report Depression Scale for Research in the General Population. *Applied psychological measurement*, 1, 385-401.
- 14) Kahn RL, Antonucci TC (1980) Convoys over the life course; Attachment, roles and social support. In Baltes PB, Brim OG (ed) , *Life-span developmental behavior*, 253-286, Academic Press, NY.
- 15) 国立社会保障・人口問題研究所. 第3回全国家庭動向調査 調査結果の概要について.
http://www.ipss.go.jp/ps-katei/j/NSFJ3/NSFJ3_top.asp
- 16) 吉永茂美 (2007) 母親が期待するソーシャル・サポートの実態と育児ストレス、ストレス反応との関係—1～6歳児をもつ母親を対象に—. *小児保健研究*, 66 (5), 675-681.
- 17) 福島道子, 古田真司, 畑山伊佐枝 (1991) 母親の育児に対する社会的支援—都市的地域と農村的地域の比較から—. *小児保健研究*, 50 (5), 602-606.
- 18) 樋口広美, 坪川ヒモ子, 高橋裕子, 他: 育児実態調査から見た子ども虐待のハイリスク要因—子ども虐待を早期発見・予防のために. *保健師ジャーナル*. 60(10):1006-1013.2004.
- 19) 吉永茂美 (2007) 母親が期待するソーシャル・サポートの実態と育児ストレス、ストレス反応との関係—1～6歳児をもつ母親を対象に—. *小児保健研究*, 66, 675-681.
- 20) 福島道子, 古田真司, 畑山伊佐枝 (1991) 母親の育児に対する社会的支援—都市的地域と農村的地域の比較から—. *小児保健研究*, 50 (5), 602-606.
- 21) Cantor M, and Little V Aging and social care. In Binstock, RH and Shanas. E, (eds.) : *Handbook of Aging and the Social Sciences* (2nd Ed.) , N. Y. : Van Nostrand-Reinhold, 1990.

付表1. 世帯構成別にみた育児サポート得点の平均値

項目	夫のサポート	実親のサポート	義親のサポート
核家族 ¹⁾	8.28 ±3.01	8.60 ±3.27	5.93 ±3.93
3世帯家族	7.92 ±3.14	8.68 ±3.17	7.19 ±3.67
その他	3.29 ±4.59	9.06 ±3.90	1.18 ±2.53

項目	友人のサポート	専門家のサポート	兄弟姉妹のサポート
核家族 ¹⁾	5.50 ±2.77	2.00 ±2.94	4.99 ±3.97
3世帯家族	5.44 ±2.71	2.23 ±3.18	5.31 ±3.84
その他	6.12 ±2.20	2.47 ±2.96	7.71 ±4.10

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001

1) 夫婦と未婚の子のみの世帯を指す。

2) Kruskal-Wallis検定およびMann-WhitneyのU検定の結果を示した。

付表2. 母親の勤務形態別にみた育児サポート得点の平均値

勤務形態	夫の育児サポート		実親の育児サポート		義親の育児サポート	
	平均	SD	平均	SD	平均	SD
フルタイム勤務	8.20	3.52	8.81	3.29	6.24	4.01
パート勤務	7.28	3.59	8.41	3.30	5.51	4.23
無職(専業主婦)	8.04	3.00	8.22	3.70	5.68	3.79

勤務形態	友人の育児サポート		専門家の育児サポート		兄弟姉妹の育児サポート	
	平均	SD	平均	SD	平均	SD
フルタイム勤務	5.41	2.90	1.97	3.02	5.11	3.86
パート勤務	5.79	2.66	2.07	3.12	5.46	4.08
無職(専業主婦)	5.00	2.88	2.11	2.81	5.32	3.57

* p<.05, ** p<.01

2) Kruskal-Wallis検定およびMann-WhitneyのU検定の結果を示した。

第Ⅳ部 少子化の見通しに関する有識者 デルファイ調査

- 第12章 少子化の見通しに関する有識者デルファイ調査：総括（安藏伸治）
- 第13章 少子化の見通しに関する有識者デルファイ調査：結果概要（君島菜菜・福田節也）
- 第14章 デルファイ調査に見る少子化の見通しに関する専門分野別の分析：
第1回調査と第2回調査の記述統計の比較（鎌田健司）
- 第15章 デルファイ調査に見る少子化の見通しに関する専門分野別の分析：
多変量解析による各専門分野における予測の傾向（中島満大）

第12章 少子化の見通しに関する有識者デルファイ調査：総括

安藏 伸治

本調査は、2001年に実施された「少子化の見通しに関する専門家調査」（厚生労働科学研究費「少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究」（課題番号H11-政策-009）にて実施）の後継となる調査である。平成18年度は、厚生労働科学研究費「少子化関連施策の効果と出生率の見通しに関する研究」（主任研究者・高橋重郷，課題番号H17-政策-017）の中で、研究プロジェクトとして以下のメンバーで「少子化研究会」を結成して昨年度に実施した第一回調査に引き続き、第二回目の調査を実施した。

分担研究者 安藏 伸治（明治大学教授）
研究協力者 加藤 久和（明治大学教授）
研究協力者 新谷由里子（武蔵野大学非常勤講師）
研究協力者 君島 菜菜（大正大学非常勤講師）
研究協力者 守泉 理恵（国立社会保障・人口問題研究所）
研究協力者 別府 志海（国立社会保障・人口問題研究所）
研究協力者 福田 節也（明治大学助手）
研究協力者 鎌田 健司（明治大学助手）
オブザーバー 中島 満大（明治大学大学院）
調査実施機関：(株)アジュール

1. 調査目的

本調査は、昨年第一回調査と同様である。人口、経済、家族、医療、公衆衛生などの分野に専門的知識を有する研究者を対象として、日本の少子化に関する動向や政策課題を中心に意見を聞き、今後の少子化関連施策の展開に当たって基礎資料を提供することを目的としている。

2. 調査方法および調査時期

本調査では、有識者の予測の方向性を明確に見出すため、デルファイ法を採用した。デルファイ法とは、多数の人に同一のアンケート調査を複数回行い、回答者の意見を収斂させる方法である。第2回目の調査では、第1回目の調査結果が併記されており、他回答者の意見を考慮に入れて再度回答を行なうため、意見が集約された。

この調査は、郵送法にて実施し、

第1回目の調査は、

平成17年11月11日（金）～12月12日（月）に実施

発送数は1,088票、有効票は389票、有効回収率は35.8%

第2回目の調査は、

平成18年4月25日(火)～6月12日(月)に実施

発送数は1,088票、有効票は271票、有効回収率は25.8%

第2回目の調査は、第1回目と同一の方々へ送付した。また、第2回目の調査票には第1回目の調査結果を添付した。

3. 研究成果について

第1回と第2回の調査結果をもとに、今年度は様々な分析を行った。まず、調査結果それ自体の概要と単純集計結果について概要(君島菜菜・福田節也)を報告する。

回答者の属性については、第1回調査、第2回調査とも男性6割女性4割で、男性の平均年齢は50歳代前半、女性は40歳代後半であった。職業分類は大学教員が7割、専門分野は4割前後が「社会学・文化人類学」、3割前後が「医学・公衆衛生学」、25%が「人口学」を選択した。第1回調査では「社会学・文化人類学」の割合が若干高く、第2回では「医学・公衆衛生学」が若干高かった。関心分野は、「家族」が4割で最も多く、3割弱が「保健・衛生・医療」、2割程度が「人口」、「高齢化」、「社会政策・家族政策」、「ジェンダー」であった。

専門家のおよそ85%が「少子化高齢社会」に「暗い」もしくは「どちらかというとき暗い」イメージをもっており、この割合は第1回、第2回調査ともに変わらない。「少子化の流れ」(出生率の継続的な低下)については、「今後も進む」が70%を超えている。少子化対策については、「行すべきである」との回答割合が全体の88.2%を占めており、前回調査より約5%ポイント上昇。少子化対策が求められている背景には、現在の少子化対策が十分ではないとの認識があることが示された。

将来の人口の動きについて2025年、2050年の順に予測値の平均値を示すと、それぞれ合計特殊出生率が1.22と1.26、平均寿命は男が79.4歳と80.2歳、女が86.1歳と86.3歳、生涯未婚率は男が16.7%と16.1%、女が11.0%と13.9%、そして女性の平均初婚年齢は29.2歳と29.9歳となっている。第2回調査では各予測値の分散がいずれも縮小しており、前回調査より予測値が収束する傾向にある。さらに今後20年間における夫婦の子ども数、同棲経験割合、婚外子出生割合、離婚率、そして再婚率についても前回調査と比較すると、専門家の見通しは上記の方向に収束する傾向を強めている。

将来の経済環境については、95%が「所得格差が拡大する」と予想した。将来の労働環境等については、約8割以上が「女性の労働力率は、今後さらに高まる」、「女性の就業と育児・介護が両立できる環境は、今後さらに改善される」、「男女の賃金格差は、今後さらに縮小する」、「今後、フリーターやニートはさらに増える」と予想した。将来の社会環境等についても、8割以上が「長期的にみて、今後、男女共同参画化の動きがあらゆる分野で進む」、「犯罪などが増加し、社会不安が高まる」、「労働力減少に対応するため、今後、

移民（単純労働を含む）が増加する」、「抜本的な年金制度改革が、実際に行われる」と予想した。将来の価値観の推移について、7割以上が非伝統的な男女の役割分担に関する考え方や、結婚に関する考えが増加すると回答した。

「少子化対策」では、『児童福祉』分野において「保育所の増設」、「学童保育の拡大」、『働き方』分野において「女性の再就職支援策の充実」、「育児休業制度の拡充」、『教育』分野において「希望者全員が受けられる貸与奨学金制度」、「男女共同参画教育の推進」、「家庭役割や子育ての意義の理解教育導入」、『税・社会保障』分野において「乳幼児医療費の無料化」、「103万円の壁の解消」、「130万円の壁の解消」を推奨する割合が高かった。これらは、すべて第2回調査で意見の集約がみられた。

そして最も力を入れるべき少子化対策は、「労働・雇用」が第1回44.7%、第2回63.2%で最も多く、その選択率は、第2回調査で前回より18.5ポイント上昇し、大幅に収斂した。

わが国の社会保障給付費に占める児童・家族関係給付費の割合は、第1回が平均9.01%、第2回9.57%と、どちらもヨーロッパ並みに引き上げる必要がある回答している。

以上の調査結果をもとに、今年度は、更に詳細な以下に示すような4つの分析を行った。

- (1) 将来の人口動向に関する回答結果の評価（加藤久和）
- (2) 有識者調査結果を用いた人口変動の分析（別府志海）
- (3) デルファイ調査にみる少子化の見通しに対する専門分野別の分析：第1回調査と第2回調査の記述統計の比較（鎌田健司）
- (4) デルファイ調査にみる少子化の見通しに対する専門分野別の分析：多変量解析による各専門分野における予測の傾向（中島満大）

(1) では、第2回調査結果を踏まえて、将来人口動向に関する回答結果に関する評価を行った。評価の方法は、最新時点のデータ（及び過去の実績値）と回答結果の平均値等を比較して、回答結果に達するまでの推移や2006年12月に公表された、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」（以下、「将来推計人口」という）との比較している。

(2) の分析では、将来の人口学的指標について分析している。合計出生率の予測値平均は2025年、2050年ともに2005年の水準と大差なかったが、生涯未婚率の予測値平均は2050年で13.9%と2005年の2倍程度までは上昇する。合計出生率の予測値から推計された将来のコホート出生率を推計し、生涯未婚率を基に既婚者の出生率を求めると、2005年の1.42から2050年の1.46へ若干上昇した。女子の平均初婚年齢は今後も上昇するがその上昇幅は縮小し、2050年でも30歳弱とされた。出生率および死亡率が今後も現状程度の環境で推移した場合、専門家は将来の日本の人口についてかなり悲観的な予測をしていることを示している。

(3) は、第1に、合計出生率や平均寿命など人口指標の予測を専門分野別に集計し、

その差をみることを目的とし、第1回調査と第2回調査で収斂傾向がどの程度みられるのかを詳細に分析している。専門家の専門分野の違いによって予測も異なる傾向が示されている。また第2に、推薦する政策分野や政策項目を専門分野別に検討している。少子化対策についても専門分野別に必要と考える対策に明らかな相違があり、非常に興味深い結果を示している。

第一回、第二回のデルファイ調査を通じて、専門分野によって少子化の見通し、あるいは少子化の原因の認識が異なることが明らかとなったが、(4)の分析では、統計的に社会学・人類学を主たる専門領域とする有識者は、人口学を専門とする者と比べて、合計出生率を低く予測する傾向が認められた。また専門領域によって、出生の変動を規定すると考えられる要因が異なることも明らかになった。たとえば、人口学においては、女性の労働や育児と仕事との両立を支援するような制度ができ、あるいは現行の制度がそのような方向で改善されることが、出生率の回復につながると考えられている。また社会学・人類学では、マクロ経済や価値観の変動が出生率に作用すると認識されている。

デルファイ調査から得られた知見は、政策決定の段階においても重要であると考えられる。なぜなら少子化対策を審議する委員会において、その会議に選ばれる委員の専門領域により、おのずと対策の方向が決まってしまう可能性があるからである。もし選ばれた委員の専門領域に偏りがあれば、そこで選定された少子化対策が問題の一側面しか対処できない場合も出てくるかもしれない。従って、政策を議論、あるいは決定する場においては、専門領域をバランスよく配置することが重要となってくる。

4. 考察

本調査では、人口、経済、家族、医療、公衆衛生などの専門家に、少子化のこれからの動向と、さらにどのような政策課題が少子化対策として望ましいかということを中心に二回の調査を実施し、どの程度少子化の状況や少子化対策についての意見が収斂していくかを考察した。その結果、専門家間で少子化や平均余命、生涯未婚率、平均初婚年齢、同棲割合、婚外子割合、同棲割合などの指標の予測には収斂する傾向を示したが、また専門分野別に固有の考え方もあることが明らかとなった。

その傾向は、さらに少子化対策について明確になっていった。少子化対策として最も力を入れるべき分野は労働雇用分野であり、また社会保障給付費に占める少子化対策関連経費を欧米先進諸国なみの10%近くにするを提言している。しかし、専門分野別にみると社会学・文化人類学者は労働・雇用最重要視し、75%が支持した。人口学者は第2に児童福祉を挙げて、医学・公衆衛生研究者は教育と社会保障を支持している。経済学者は児童福祉と社会保障を2番目に重要な対策と考える。専門分野別によって、対策に関する関心が異なっている。

社会学・文化人類学の専門家は、女性が働きやすく男女共同参画を促進するような対策を非常に高く支持している。もっと細かく、社会学で家族社会学とジェンダーの方々を分析すると、特にこの傾向が強くなる。医学・公衆衛生の研究者は、子育て理解教育や性・

妊娠出産教育、一時預かり保育を支持し、子供や家族の教育について考える傾向がある。そして経済学者は、ほとんど経済的な変数を支持する特質がある。

以上のことから、今後、政策を考えるときには、その委員会がどのような学者で構成されているかによって、その委員会の政策決定の方向性が決まってくるという、非常に重要な内容が出てきている。

少子化は、複合的な要因によって発生している。ことに、婚外子割合に少ないわが国においては、夫婦の出生行動による問題よりも、青年層の結婚行動、つまり婚姻率の低下が根本的問題である。こうした問題は、個人の問題のみではなく、彼らが育った家族や地域、そして国家などのあらゆる水準の問題であり、文化や伝統、価値観の変化だけでなく、この国を取り巻く経済、政治、文化、社会などの様々な領域で考えていく必要がある。まさに、総合的な社会政策ともいえる対応が不可欠なのである。

少子化問題やその政策的対応については、複数の分野から専門家を招集することが大切であり、かつ専門家が、それぞれの専門分野に偏ることなく、総合的かつ複合的な視点から効果的な政策を提言していく必要がある。

第13章 少子化の見通しに関する有識者デルファイ調査：結果概要

君島 菜菜・福田 節也

調査は、第1回は2005年11月11日～12月12日、第2回は2006年4月25日～6月12日の期間に郵送法によって行われた。配布数は第1回1,088票、第2回1,051票、有効回収率は第1回35.8%、第2回25.8%である。調査対象者は、人口学、経済学、家族社会学、公衆衛生学を中心とした有識者で、以下、第2回デルファイ調査の主要な結果について、適宜第1回結果と比較しながらまとめた。

0. 回答者の属性

0-1. 回答者の性別

表1 回答者の性別

性別	第2回			第1回		
	度数	割合	有効割合	度数	割合	有効割合
男性	161	59.4%	60.3%	220	56.6%	57.4%
女性	106	39.1%	39.7%	163	41.9%	42.6%
無回答	4	1.5%	-	6	1.5%	-
合計	271	100.0%	-	389	100.0%	-

0-2. 回答者の年齢

図1-1 10歳階級別年齢分布(第2回)

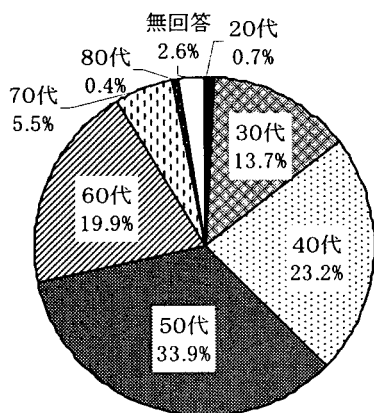


図1-2 10歳階級別年齢分布(第1回)

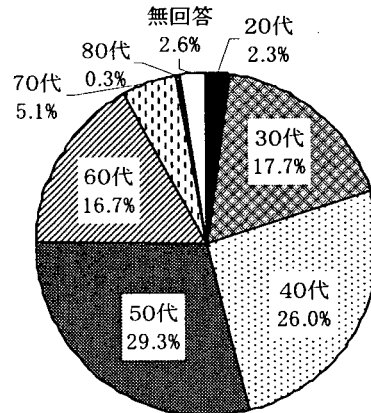


表2 性別でみる年齢の統計指標

統計指標	第2回			第1回			
	男性	女性	総数	男性	女性	総数	
度数	有効	161	106	271	217	160	379
	欠損値	0	0	4	0	0	10
平均値	(歳)	54.6	50.9	53.8	52.7	48.4	50.3
中央値	(歳)	56	50	54	53	47	50
最頻値	(歳)	58・59	57	57	60	40	57
標準偏差	(歳)	10.7	13.3	13.1	11.6	13.9	11.6
最小値	(歳)	30	27	27	28	26	26
最大値	(歳)	81	75	81	81	75	81

回答者の属性は、性別では男性161名、女性106名で、第1回・2回調査とも、男性6割、女性4割である(表1)。年齢は、40代から50代が中心で、平均年齢は53.8歳であり、