

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ると考えられ、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サー, 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サー, 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9章 働く母親の職場・職務特性が仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバーと精神的健康に与える影響

矢嶋裕樹・村上祐子・近藤理恵・呉 裁喜・尹 靖水

研究要旨

本研究は、就学前の子どもを育てながら働く母親を対象に、仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバー（negative spillover：NSP）を引き起こす職場・職務特性を明らかにすること、また、それらの精神的健康に対する影響度を明らかにすることを目的とした。〇県内の公立保育所11ヵ所を利用する908世帯を対象に、無記自記式の質問紙調査を実施した。調査票は各保育所の担当保育士を通じて、保護者に配布され、後日、保育所内に設置された回収箱を用いて回収された。本研究ではひとり親世帯を除き、調査項目に欠損値のない、就労している母親369名を分析対象とした。職場・職務特性は既存の研究を参考に、6つの側面（「評価制度の未熟性」「身分の不安」「失業の不安がある」「非寛容的な職場風土」「過重な仕事の量的・質的要求」「裁量性の低さ」「職場サポートの質の低さ」）から多面的に評価した。母親の就労形態（フルタイム・パートタイム）別に、職場・職務特性の各要素を独立変数、仕事から家庭へのNSP、精神的健康をそれぞれ従属変数とした重回帰分析を行ったところ、次の結果を得た。フルタイムで働く母親において、仕事から家庭へのNSPに有意な影響を与えていた職場・職務特性は「仕事の質・量の要求度」「非寛容的な職場風土」であった。また、職場・職務特性は仕事から家庭へのNSPを介して、精神的健康を低下させる方向に影響していた。一方、パートタイムで働く母親において、仕事から家庭へのNSPに有意な影響を与えていた職場・職務特性は「仕事・質の要求度」「身分の不安」であった。また、職場・職務特性は仕事から家庭へのNSPを介して、精神的健康を低下させる方向に影響していた。以上の結果、仕事から家庭へのNSPは母親の精神的健康を悪化させる可能性が示唆された。働く母親の精神的健康を維持・増進し、ワーク・ライフ・バランスを実現していくうえで、フルタイムで働く母親においては「非寛容的な職場風土」「仕事の量・質の要求度」、パートタイムで働く母親においては「評価制度の未熟性」「身分の不安」「仕事の量・質の要求度」に着目した支援の必要性が示唆された。

1. 研究目的

近年、子どものいる世帯に占める妻が雇用者である割合を示す母親の雇用者比率は上昇傾向を示している。特に6歳未満の子をもつ母親の雇用者比率は平成12年の27.2%から平成16年には52.8%まで上昇している¹⁾。このように育児期にある母親の社会進出がすすんでいるものの、「男は外、女は内」といった伝統的な性別役割観が根強く存在し²⁾、また地域の子育て支援サービスも質・量の観点から必ずしも十分でないことから、仕事役割と家庭役割を担っている母親の数は決して少なくない。仕事役割と家庭役割に従事する母親のように、一個人が複数の役割に従事している状況は多重役割（multiple）と定義される。多重役割に関する初期の研究を概観すると、こうした多重役割状況は、生活満足感や主観的幸福感の向上、良好な家族関係をもたらすといった報告がある一方、多重役割状況は抑うつや心理的健康の低下、気分障害をもたらすといった一見、矛盾した報告もある。

このような多重役割研究にみられる知見の不一致は、役割間の関係性が複雑かつ多様であること、また状況によって異なる関係性をとりうることを反映した結果と考えられる。そのため、近年の働く母親を対象とした多重役割研究によれば、役割間の関係性を示す枠組みとして、分離 (segmentation)、補償 (compensatory)、スピルオーバー (spillover) が用いられ、心身の健康や生活満足との関連が検討されている³⁾。とりわけ、スピルオーバーの一形態である、役割に伴う否定的な経験や状況が他の役割における経験や状況へと流出することを意味するネガティブ・スピルオーバー (Negative Spillover : NSP)³⁾ については、欧米を中心として、すでに生活満足度や心身の健康との関連を検討した数多くの研究の蓄積がある³⁻⁷⁾。

わが国においても、子どもを育てながら働く母親を対象に、仕事から家庭への NSP が心理的健康の悪化⁸⁾、回避的な養育態度⁹⁾ をもたらすことが報告されている¹⁰⁻¹³⁾。

このように子どもを育てながら働く母親において、仕事から家庭への NSP が母親の心身の健康や生活満足感に与える影響度が次第に明らかになりつつある。しかしながら、仕事から家庭への NSP をもたらす職場・職務特性について詳細な検討をおこなっている研究は少ない。働く母親のワーク・ライフ・バランスの実現に向けた職場環境改善のための示唆を得るうえで、仕事から家庭への NSP をもたらす職場・職務特性を明らかにする必要がある。そこで、本研究では、心身の健康を維持・増進していくための職場環境を整備する基礎資料を得ることをねらいとして、働く母親の職場・職務特性と仕事から家庭への NSP および精神的健康の関係を明らかにすることを目的とした。なお、労働時間が長くなると、NSP が増加することが指摘されている¹⁴⁾。また、パートタイムで働く母親は、フルタイムで働く母親よりも、家事や育児などの家庭にとって都合のよい時間に働きたいといった意識をもっており、仕事の量的・質的負荷が比較的少なく、裁量性の高い職種を選択している可能性がある。そこで、本研究では、働く母親の就労形態 (フルタイム、パートタイム) 別に上述の検討を行うこととした。

2. 研究方法

1. 調査の対象と方法

(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 ヲ所を利用している 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、保護者に配布した。なお、同一保育所に複数の子どもが在籍している世帯の保護者には 1 部の調査票にのみ回答を依頼した。記入済みの調査票は、個人情報情報の漏洩を防止するため、各自で封をして、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。

なお、分析には各調査項目の回答に欠損値が含まれる者、現在就労していない者、一人親世帯の者、をそれぞれ除いた 369 名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、母親の属性、育児・家事役割分担、職場・職務特性、仕事から家庭へのNSP、精神的健康で構成した。

1) 母親の属性

母親の属性は母親の年齢、世帯構造、就労状況、職種、子どもの人数、末子の性別および年齢、家事育児役割分担を尋ねた。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」）²⁾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) 職場・職務特性

母親の職場・職務特性は、鄭らが作成した労働職場環境特性を測定する Perceived Work and Organizational Characteristics (PWOC) 尺度¹⁵⁾と、福丸らが作成した仕事役割の状況に関する尺度¹⁶⁻¹⁸⁾を引用して作成した。米国国立職業安全保健研究所(NIOSH)の「健康職場モデル」(Healthy Work Organization)では、作業・職場特性とともに、その背後にある「組織特性」を「組織の健康」にとって重要な要因と位置づけている。「組織特性」に着目した研究である Karasek が提示した仕事の要求度-コントロールモデルでは、要求する仕事の量や質に見合った裁量権が労働者に与えられることで良好な活動が可能になると仮定されている。さらに「努力□報酬不均衡モデル」では、労働者が仕事について費やす努力とそこから得られる報酬がつりあうよう設定することで精神的健康の悪化が減少すると報告されている¹⁹⁾⁻²¹⁾。そこで本研究では、働く母親の職場特性を個人の作業・仕事要因のみならず、組織特性を含めて測定することを目的とし、女性労働者を対象として開発された職業性ストレスの尺度である、PWOCを一部引用した。またPWOCと同様に、女性労働者を対象とした研究で用いられた、職場・職務特性を測定する仕事の役割状況に関する尺度^{10, 18)}を採用し、一部引用した。その結果、本研究では「評価制度の未熟性」（「成果給制が実際の能力評価に影響されない」など3項目）「身分の不安」（「失業の不安がある」など4項目）「非寛容的な職場風土」（「有給休暇をとるのに、周囲に気兼ねする」など3項目）「過重な仕事の量的・質的要求」（「ひたすら忙しい仕事だ」など8項目）「裁量性の低さ」（「仕事中の時間管理が厳しい」など3項目）「職場サポートの質の低さ」（「すぐ上の人達は、仕事で困った時、技術や実務面で協力してくれない」など6項目）といった6因子27項目で構成した。各質問項目に対する回答は「0点：あてはまらない」もしくは「1点：あてはまる」で回答を求め、得点が高いほど、職場ストレスが多く存在しているということをあらわしている。いずれの尺度も十分な信頼性と妥当性が確認されている。

3) 仕事から家庭への NSP

仕事から家庭への NSP は、Carlson らが開発し、信頼性と妥当性が検証されている多次元的ワーク・ファミリー・コンフリクト尺度 (WFC 尺度) の日本語版を用いて測定した²²⁾。WFC 尺度日本語版は渡井らが QOL 評価尺度作成の基準に基づいて作成し、十分な信頼性、妥当性が確認されている尺度である。質問は“時間”“ストレイン”“態度”に基づいて構成され、「自分が家族と過ごしたい時間を、思っている以上に仕事にとられる」「仕事から帰った時、くたくたに疲れていて、家族といろいろなことをしたり、家族としての責任が果たせないことがよくある」「仕事の際に使う問題解決行動は、家庭での問題解決には効果的でない」などの計 9 項目でたずねた。回答は「0 点：まったくあてはまらない」から「4 点：まったくそのとおりの」5 件法で求め、得点が高いほど仕事から家庭への NSP が起こる頻度が高いことを示している。

4) 精神的健康

精神的健康は抑うつに着目し、その代表的な測定尺度である米国国立精神衛生研究所 (NIMH; National Institute of Mental Health) で開発された CES-D 尺度 (Center for Epidemiological Studies Depression Scale) で測定した。この尺度は疫学研究用のうつ病自己評価尺度で、高い信頼性、妥当性が報告されている²³⁾。さらに世界中でさまざまな言語に訳され、思春期の子どもから高齢者まで幅広い年代を対象として使用されている。本研究では島らが訳出し、信頼性および妥当性が確認された日本語版 CES-D 尺度²⁴⁾を使用した。各項目に対する回答は「0 点：ない」から「3 点：5 日以上」の 4 件法で求めた。各項目得点を単純加算して用い、得点が高いほど抑うつ性が高いことを示している。

4. 分析方法

まず、分析に使用する各尺度得点の平均値および標準偏差を母親の就労形態 (フルタイム・パートタイム) 別に算出した。平均値の比較には Student の t 検定と Mann-Whitney の U 検定を用いた。

続いて、主な属性と職場・就労特性、仕事から家庭への NSP、精神的健康のあいだの相関関係を Pearson の積率相関係数と Spearman の順位相関係数を用いて検討した。

最後に、職場・職務特性と仕事から家庭への NSP、抑うつ傾向の関連を検討するため、仕事から家庭への NSP を従属変数とし、職場・職務特性を独立変数とした重回帰分析と、精神的健康を従属変数とし、職場・職務特性と仕事から家庭への NSP を独立変数とした重回帰分析をおこなった。なお、いずれの解析においても、母親の就労形態別に検討し、母親の年齢、子どもの人数、末子の年齢 (0=3 歳以下、1=4 歳以上)、世帯構成 (0=核家族、1=3 世代家族)、家事・育児役割分担を制御変数として分析に強制一括投入した。

以上の解析には、統計ソフト SPSS16.0J for Windows を使用した。

(倫理面への配慮)

調査対象者に調査の趣旨を書面にて説明し、得られた資料は研究目的以外には使用しないことを約束した。調査は匿名性保持のため無記名自記式質問紙法を採用し、記入済みの調査票は回収箱にて回収された。回収済みの調査票は個人情報漏洩防止のため、

所定の場所にて厳重管理した。なお、本調査は岡山県立大学倫理委員会の承認を得て行われた。

3. 結果

1. 分析対象者の属性等の分布

表1に分析対象者の基本的属性等の分布を示した。対象者の平均年齢は33.1±4.8歳であった。世帯構成は、核家族世帯が最も多く276人(74.8%)、3世代家族世帯が75人(20.3%)、その他が18人(4.9%)であった。子どもの人数は2人が最も多く178人(48.2%)、次いで1人が100人(27.1%)、3人以上が91人(24.7%)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242人(65.6%)であった。就労形態(フルタイム、パートタイム)別に基本的属性等の分布を比較した結果、いずれも有意な差はみられなかった。

表1. 対象者の基本的属性等の分布

項目		全体(n=369)		フルタイム(n=202)		パートタイム(n=167)		p ¹⁾
		n	(%)	n	(%)	n	(%)	
年齢	平均±SD	33.1 ± 4.8		33.1 ± 4.8		33.1 ± 4.8		n.s
	20代	84	(22.8)	48	(23.8)	36	(21.6)	
	30代	250	(67.8)	135	(66.8)	115	(68.9)	
	40代	35	(9.5)	19	(9.4)	16	(9.58)	
世帯構成	核家族	276	(74.8)	145	(71.8)	131	(78.4)	n.s
	3世代家族	75	(20.3)	43	(21.3)	32	(19.2)	
	その他	18	(4.9)	14	(6.9)	4	(2.4)	
子どもの人数	1人	100	(27.1)	64	(31.7)	36	(21.6)	n.s
	2人	178	(48.2)	91	(45.0)	87	(52.1)	
	3人以上	91	(24.7)	47	(23.3)	44	(26.3)	
末子の年齢	平均	2.5 ± 1.6		2.4 ± 1.6		2.7 ± 1.6		n.s
	3歳以下	242	(65.6)	138	(68.3)	104	(62.3)	
	4歳以上	127	(34.4)	64	(31.7)	63	(37.7)	

1) 平均値の比較にはt検定, その他の検定には χ^2 検定をおこなった。

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

2. 就労形態別にみた各尺度得点の平均値

各尺度の平均値と標準偏差を就労形態別に表2に示した。各尺度得点の平均値について、就労形態間で比較をおこなった結果、「非寛容的な職場風土」「仕事の量・質の要求度」「家事・育児役割分担」「仕事から家庭へのNSP」について有意な差が認められた。フルタイムで働く母親は、パートタイムで働く母親よりも、「非寛容的な職場風土」「仕事の量・質の要求度」「仕事から家庭へのNSP」が高く、「家事・育児役割分担」は低いことが示された。「抑うつ傾向」については就労形態(フルタイム、パートタイム)による有意な差はみられなかった。

3. 職場・職務特性が仕事から家庭へのNSPおよび精神的健康に与える影響

重回帰分析の結果、就労形態によって、仕事から家庭へのNSPおよび精神的健康に関連する変数は異なっていた(表3)。

表2. 就労状況別にみた各尺度の得点

	全体(n=369)		フルタイム(n=202)		パートタイム(n=167)		p ¹⁾
	平均	SD	平均	SD	平均	SD	
評価制度の未熟性	2.0	1.7	2.1	1.8	1.8	1.7	n.s
身分の不安	2.2	2.0	2.3	2.0	2.1	2.0	n.s
非寛容的な職場風土	1.8	1.6	2.0	1.6	1.5	1.6	p < 0.01
仕事の質・量の要求度	6.0	3.7	6.7	3.8	5.2	3.5	p < 0.01
裁量性の低さ	1.9	1.6	1.9	1.6	1.8	1.6	n.s
職場サポートの質の低さ	2.4	1.9	2.4	2.7	2.3	2.6	n.s
家事・育児役割分担	5.9	1.3	5.6	1.3	6.2	1.1	p < 0.01
仕事から家庭へのNSP	13.6	7.1	15.2	7.2	11.7	6.4	p < 0.01
抑うつ傾向	10.8	8.1	10.1	8.0	11.7	8.3	n.s

1) 職場・職務特性に関する尺度得点の比較にはMan-WhitneyのU検定、その他の尺度得点の比較にはt検定を用いた。

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

フルタイム群において、仕事から家庭へのNSPに有意な関連を示した職場・職場特性は「非寛容的な職場風土」と「仕事の量・質の要求度」であった。すなわち、職場が非寛容的な風土であるほど、仕事の量・質の要求度が高いほど、仕事から家庭へのNSPは多くなる傾向がみられた。抑うつ傾向に対して有意な関連を示した変数は、「身分の不安」と「仕事から家庭へのNSP」であった。身分に強い不安を感じているほど、仕事から家庭へのNSPが多いほど、抑うつ傾向が強いことが示唆された。

パートタイム群において、仕事から家庭へのNSPに有意な関連を示した職場・職場特性は「身分の不安」「非寛容的な職場風土」「仕事の量・質の要求度」であった。すなわち、身分の不安が強いほど、職場が非寛容的な風土であるほど、仕事の量・質の要求度が高いほど、仕事から家庭へのNSPは多くなる傾向がみられた。抑うつ傾向に対して有意な関連を示した変数は「仕事から家庭へのNSP」のみであった。すなわち、仕事から家庭へのNSPが多いほど、抑うつ傾向が強いことが示唆された。

いずれの解析においても、自由度調整済み決定係数(調整済みR²)は0.20程度であり、この種の調査では比較的高い値であった。

表3. 職場・職務特性と仕事から家庭へのNSPおよび抑うつに関連(n=365)

	フルタイム(n=199)		パートタイム(n=166)	
	仕事から家庭への ネガティブ・スピルオーバー	抑うつ傾向	仕事から家庭への ネガティブ・スピルオーバー	抑うつ傾向
	Std. β	Std. β	Std. β	Std. β
年齢	-0.11 <i>n.s.</i>	-0.08 <i>n.s.</i>	0.09 <i>n.s.</i>	-0.11 <i>n.s.</i>
子どもの人数	0.03 <i>n.s.</i>	0.08 <i>n.s.</i>	0.05 <i>n.s.</i>	0.11 <i>n.s.</i>
末子の年齢(0=3歳以下, 1=4歳以上)	0.20 ***	0.08 <i>n.s.</i>	0.03 <i>n.s.</i>	0.06 <i>n.s.</i>
世帯構成(0=核家族, 1=3世代家族) ¹⁾	-0.09 <i>n.s.</i>	0.00 <i>n.s.</i>	-0.16 <i>n.s.</i>	0.01 <i>n.s.</i>
家事・育児役割分担	-0.003 <i>n.s.</i>	0.04 <i>n.s.</i>	-0.04 <i>n.s.</i>	0.05 <i>n.s.</i>
評価制度の未熟性	<i>n.s.</i>	<i>n.s.</i>	0.15 *	0.17 *
身分の不安	<i>n.s.</i>	0.14 *	0.21 *	<i>n.s.</i>
非寛容的な職場風土	0.18 *	<i>n.s.</i>	0.26 **	<i>n.s.</i>
仕事の質・量の要求度	0.36 ***	<i>n.s.</i>	<i>n.s.</i>	<i>n.s.</i>
裁量性の低さ	<i>n.s.</i>	<i>n.s.</i>	<i>n.s.</i>	<i>n.s.</i>
職場サポートの質の低さ	<i>n.s.</i>	<i>n.s.</i>	<i>n.s.</i>	<i>n.s.</i>
仕事から家庭へのNSP	—	0.44 ***	—	0.32 ***
R	0.52	0.51	0.53	0.49
R2	0.27	0.26	0.29	0.24
調整済みR2	0.24	0.24	0.25	0.20

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。

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

4. 考察

1) 就労形態別にみた職場・職務特性

本研究は、就学前の子どもを育てながら働く母親を対象に、仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバー (negative spillover : NSP) を引き起こす職場・職務特性を明らかにすること、また、それらの精神的健康に対する影響度を明らかにすることを目的とした。まず、各尺度得点の平均値について、就労形態間で比較をおこなった結果、フルタイムで働く母親は、パートタイムで働く母親よりも、「非寛容的な職場風土」「仕事の量・質の要求度」「仕事から家庭へのNSP」が高く、「家事・育児役割分担」は低いことが示された。「抑うつ傾向」については就労形態（フルタイム、パートタイム）による有意な差はみられなかった。

一般に、労働時間が長くなるほど、仕事から家庭へのNSPが増加することが知られている^{3, 11, 14)}。したがって、パートタイムで働く母親は、フルタイムよりも労働時間が短いために、仕事の量的な負荷が小さく、仕事から家庭へのNSPが少ないと考えられる。

家事育児分担については、フルタイム群よりもパートタイム群において、母親自身が担う割合が高いことが報告されている²⁵⁾。本研究の結果も同様に、パートタイムで働く母親はフルタイムで働く母親よりも家事・育児役割を担う割合が高かった。このようにパートタイムで働く母親は、そもそも自身が担っている家事・育児役割の支障にならないように、その就労形態を選択していると考えられる。そのため、フルタイムで働く母親に比して、育児に対して非寛容的な職場を辞したり、長時間の労働を回避したりする動機が強く働き、上述のようなフルタイムで働く母親との差が認められたと考えられる。

2) フルタイム群における職場・職務特性と仕事から家庭へのNSP、抑うつ傾向の関連

重回帰分析の結果、フルタイム群においては、「非寛容的な職場風土」と「仕事の量・質の要求度」が仕事から家庭へのNSPと有意な関連を示した。また、抑うつ傾向には「身分の不安」「仕事から家庭へのNSP」が有意な関連を示した。また、これらの知見を総合

すると、「非寛容的な職場風土」と「仕事の量・質の要求度」は、仕事から家庭へのNSPを介して、間接的に抑うつ傾向に影響すると考えられる。

働く女性を対象とした調査²⁷⁾において、仕事中心で個人の自由を圧迫する職場の雰囲気は仕事のモラルを下げ、抑うつ傾向を強めるストレス源となりうることが示唆されている。また、「子どもが急に病気になったり、緊急の問題が起こったりしても、仕事があるためにすぐに対応できない」など、母親としての役割が制限され、寛容さに欠ける職場環境は、母親に対して負担感や不満感もたらすと報告されている。本研究においても先行する知見とおおむね同様の結果が得られた。このように、有給休暇をとるのに、周囲に気兼ねする、個人的な都合で早く帰ろうとしても、帰りにくい雰囲気がある、勤務時間外にも仕事からみ的人际关系にしばられる、といった家事・育児役割に対して非寛容的な職場風土は、仕事から家庭へのNSPを発生させ、ひいては抑うつ傾向を強めると考えられる。

従来の研究¹⁴⁾と同様、労働時間が長い、仕事量が多い、仕事を急かされるといった仕事の量的・質的な負荷の増加は、仕事から家庭へのNSPを生じさせ、ひいては抑うつ傾向を強める可能性が示唆された。パートタイムと比べて、フルタイムでは家事育児役割の分担割合は若干低いものの、それでもなおフルタイムで働く多くの母親が家事・育児役割を担っている現状を踏まえると、仕事の量的・質的な負荷の増加が仕事から家庭へのNSPを生じさせることは当然の帰結といえる。適切な支援が得られない状況下において、仕事と家庭の両役割からの要求に応じようとすれば、情緒的エネルギーを消耗し、そのような事態が慢性化すれば、心身の健康破綻に至るリスクは高くなると考えられる。

3) パートタイム群における職場・職務特性と仕事から家庭へのNSP、抑うつ傾向の関連

重回帰分析の結果、パートタイム群において、仕事から家庭へのNSPと有意な関連を示した職場・職務特性は「評価制度の未熟性」「身分の不安」「非寛容的な職場風土」であった。また、抑うつ傾向には「評価制度の未熟性」「仕事から家庭へのNSP」が有意な関連を示した。これらの知見を総合すると、「身分の不安」「非寛容的な職場風土」「仕事の量・質の要求度」は、仕事から家庭へのNSPを介して、間接的に抑うつ傾向に影響すると考えられる。

「評価制度の未熟性」は仕事から家庭へのNSPを生じさせるだけでなく、抑うつ傾向を直接高める可能性があることが示唆された。これまでの産業ストレス研究によれば、労働に対する評価制度が未熟である職場は、労働者の精神的健康の悪化や仕事不満足感の増加につながるということが報告されており(文献)、本研究においても同様の結果であった。労働に対する評価結果は、主として給与や地位に反映される。しかしながら、フルタイム労働者とほとんど同じ内容の職務を担っているパートタイム労働者の賃金は総じて低く、またパートタイム労働者の責任ある地位への登用もほとんど行われていないことから、パートタイム労働者は正当な評価を受けていないとされる²⁹⁾。評価制度の未熟性が仕事から家庭へのNSPを生じさせるといった結果は、労働に対する不当な評価によって生じたストレスが家庭生活に少なからずネガティブな影響を及ぼすことを反映した結果と考えられ、興味深い知見といえる。

パートタイムで働く者は、フルタイムで働く者と比べて、賃金や職業訓練、福利厚生などの処遇などにおいて、不当な扱いを受けているとされ、そのゆえに職業上の身分に不安を感

じている者が少なくないとされる²⁹。本研究の結果から、このように職業上、不安定な立場に置かれている者は、そうでない者と比べて、仕事から家庭へのNSPを多く、また抑うつ傾向が強いことが示唆された。パートタイムで働く母親が置かれている状況は決して楽観視できるものではなく、仕事と家庭生活の両立のため、精神的健康の悪化予防のため、パートタイムで働く者の職業上の処遇改善が求められる。

フルタイム同様、パートタイムで働く母親においても、「非寛容的な職場風土」は仕事から家庭へのNSPを生じ、ひいては抑うつ傾向を強めるという結果であった。このことから、就労形態に関わらず、家事・育児役割に対して非寛容的な職場は、母親の家庭生活や心身の健康にネガティブな影響を与えると考えられる。

以上、本研究では、仕事から家庭へのNSPは母親の精神的健康を悪化させる可能性が示唆された。この結果を踏まえるなら、働く母親の精神的健康を維持・増進し、ワーク・ライフ・バランスを実現していくうえで、フルタイムで働く母親においては「非寛容的な職場風土」「仕事の量・質の要求度」、パートタイムで働く母親においては「評価制度の未熟性」「身分の不安」「仕事の量・質の要求度」に着目した支援が必要であるといえよう。

文 献

- 1) 厚生労働省. 平成16年度版 働く女性の実情:
<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2005/03/h0328-7.html>.
- 2) 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
- 3) Netemeyer RG., Boles JS., and McMurrian R (1996). Development and validation of work-family conflict scales. *Journal of Applied Psychology*, 81 (4), 400-411.
- 4) Barnett R and Baruch GK (1985). Women's Involvement in multiple roles and psychological distress. *Journal of Personality and Social Psychology*, 49, 135-145.
- 5) Frone MR and Russell M (1997). Relation of work-family conflict to health outcomes: A four-year longitudinal study of employed parents. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 70, 325-335.
- 6) Frone MR and Russell M, Cooper ML (1992). Antecedents and Outcomes of Work-Family Conflict: Testing a Model of the Work-Family Interface. *Journal of Applied Psychology*, 77, 65-78.
- 7) Barnett RC, Marshall NL (1992). Worker and Mother Roles, Spillover Effects, and Psychological Distress. *Women & Health*, 18, 9-40.
- 8) 福丸由佳, 小泉智恵 (2003). 乳幼児をもつ父母の多重役割と抑うつ度との関連 補償モデルと分離モデルからの検討. *心理臨床学研究*, 21, 416-421
- 9) 渡井いずみ, 村嶋幸代, 錦戸典子 (2007). 両親の就業が養育態度に及ぼす影響について—低学年児童に焦点をあてて—. 2006年度(財)明治安田こころの健康財団 研究助成論文集.
- 10) 福丸由佳 (2003). 乳幼児を持つ父母における仕事と家庭の多重役割. 風間書房
- 11) 小泉智恵, 菅原ますみ, 前川暁子, 北村俊則 (2003). 働く母親における仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバーが抑うつ傾向に及ぼす影響. *発達心理学研究*, 14, 272-283.

- 13) Leiter, MP and Durup MJ (1996) . Work, Home, and In-Between: A Longitudinal Study of Spillover, *Journal of Applied Behavior Science*, 32, 29-47.
- 12) 福丸由佳 (2000). 共働き世帯の夫婦における多重役割と抑うつ度との関連, 14 (2), 151-162.
- 13) 金井篤子 (2002). ワーク・ファミリー・コンフリクトの規定因とメンタルヘルスの影響に関する心理的プロセスの検討. *産業・組織心理学研究*, 15, 107-122.
- 15) 鄭真己, 山崎喜比古 (2003). 情報サービス産業における労働職場環境特性が労働者の心身の健康, 職務不満足及び離職意向に及ぼす影響. *産業衛生学雑誌*, 45, 20 - 30.
- 16) 鄭真己, 山崎喜比古 (2005). コールセンターの労働職場環境特性が労働者に及ぼす影響 —某情報サービス企業の縦断研究—. *産業衛生学雑誌*, 47, 210-223.
- 17) 富永真己, 古川照美 (2007). 日本人のコンピュータ技術職における労働職場環境のストレスとコーピング特性が精神的健康度に及ぼす影響について. *弘前大学医学部保健学科紀要*, 6, 1-9.
- 18) 福丸由佳, 中山美由紀, 小泉智恵, 無藤隆 (2006). 妊娠期の妻をもつ夫の仕事役割の状況と妻へのサポートとの関連. *母性衛生*, 47, 180-189.
- 19) 小杉正太郎編著 (2002). *ストレス心理学*. 川島書店
- 20) 川上憲人 (2001). 職場環境等の改善と「仕事のストレス判定図」. *産業ストレス研究*, 8, 79-85.
- 21) 堤明純 (2000). 努力—報酬不均衡モデルと日本での適用. *産業精神保健*, 8, 230-234.
- 22) 渡井いずみ, 錦戸典子, 村嶋幸代 (2006). ワーク・ファミリー・コンフリクト尺度 (Work-Family Conflict Scale:WFCS) 日本語版の開発と検討
- 23) Radloff LS (1977) . The CES-D Scale: A Self-Report Depression Scale for Research in the General Population. *Applied Psychological Measurement*, 1,385-401
- 24) 島悟, 鹿野達男, 北村俊則, 浅井昌弘 (1985). 新しい抑うつ性自己評価尺度について. *精神医学*, 27, 717-723
- 25) 国立社会保障・人口問題研究所：第3回全国家庭動向調査 結果の概要 (2005)
- 27) 東京都立労働研究所「働く女性の疲労とストレス」(1992). *労働衛生研究*, 13
- 28) 高橋道子 (1991). 共働き家庭と子どもの発達. *子ども家庭福祉情報*, 3, 17-20
- 29) 財団法人 21 世紀職業財団 (2005) . パートタイム労働者実態調査結果.

第10章 地域の出生力と地域人口の動向に関する研究

佐々井 司

1. はじめに

わが国の出生率低下は全国的に進行している。合計特殊出生率は2005年に1.26まで低下し、その後若干の回復がみられるものの、長期的に上昇が続くかどうかは予断を許さない。国立社会保障・人口問題研究所の2005年推計では、2006年には一時的な上昇がみられるものの、2015年ごろまで低下が続くと予測されている。

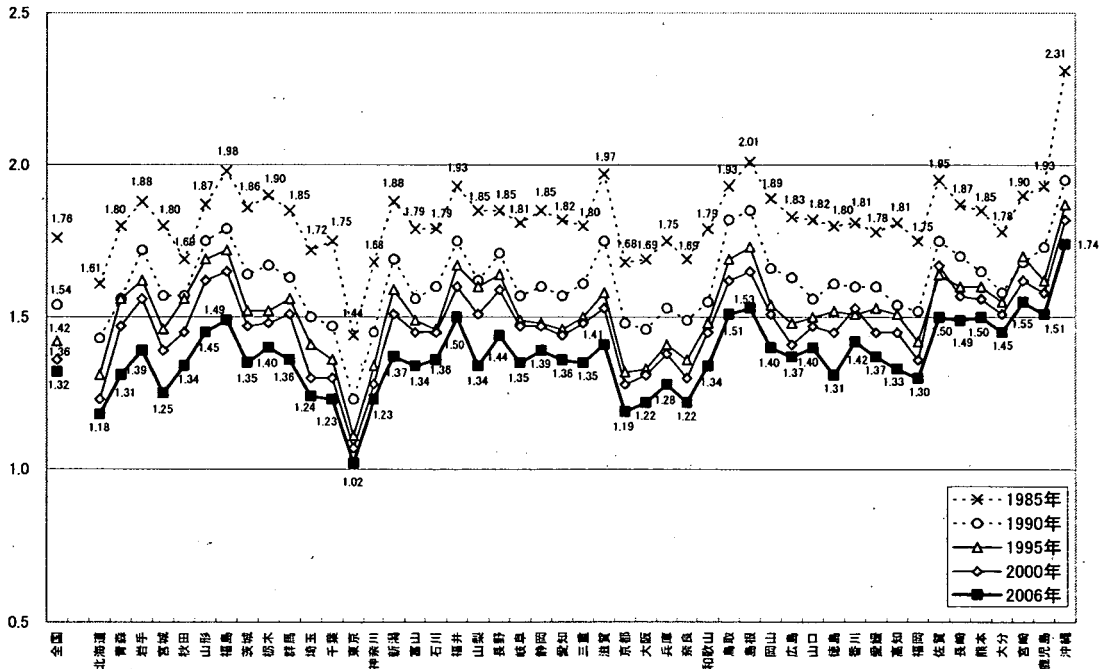
内閣府の少子化社会白書は、少子化の原因である未婚化や晩婚化の進行の背景には、“よい相手にめぐり合えないこと、独身生活に利点があること、結婚や結婚後の生活の資金がないこと、雇用が不安定であるため将来の生活設計が立てられないこと、結婚すると仕事と家庭・育児の両立が困難になること、結婚をしなければならないという社会規範がなくなったこと”があり、また結婚してからの子ども数が減少傾向にあること背景には“仕事と子育ての両立の負担が重いこと、育児や教育にかかる費用が重いこと、妻の精神的・身体的負担の増大、夫の育児・家事の不参加、出産・子育てによる機会費用の増大等があげられる”としたうえで、“少子化対策としては、どれかひとつの政策を講ずれば効果があるというものではなく、子育て世代のニーズを踏まえつつ、総合的に政策を転換していく必要がある”としている（内閣府『平成18年版 少子化社会白書』）。今日の少子化は必ずしも個々人が選択した結果ではなく、その背景には個人の努力のみでは解決しがたい社会構造上の問題が存在するという観点から、社会的な対応が不可欠になっている。次世代育成支援対策推進法に基づき、2005年からはすべての都道府県と市町村が行動計画を策定し本格的に少子化対策を展開している。しかしながら、国の政策との役割分担のなかで各自治体による独自の子育て支援策の有効性や課題について、総合的な分析が行われているとは言い難い状況にある。全国で展開されている個々の事例を通じて具体的なイメージをつくることは非常に重要であるが、ある地域の具体策をそのまま適応すれば成功するというものでもない。それぞれの地域環境によって異なる表出の仕方をする諸施策の出生力に対する作用のメカニズムを、各地域の具体的な事例を分析することによりモデル化することは、少子化関連諸施策を評価し、地域に適した具体策を講じるうえでも、有効であると思われる。

本稿は、近年わが国の出生率変動の諸要因を明らかにするなかで、地域によって異なる出生ならびに人口動向がわが国全体の出生率にどのように影響を及ぼしてきたのかについて分析をおこなうものである。具体的には、都道府県別の人口および社会経済指標のマクロデータを用いて、地域間の出生率格差、およびその変化パターンの差異に関する分析と考察をおこなった。分析に際しては、1980年から2005年までの地域別の年齢別人口ならびに配偶関係別人口と、母の年齢別出生数、等の統計を用い、各地域における出生動向に影響を及ぼすと考えられる人口・社会経済的な要因分析、ならびに全国の出生率への寄与度分析をおこなった。それぞれの地域が子育て支援策・少子化関連施策を展開するうえで重視すべき点、ならびに国の施策の課題について考察をおこない、今後の少子化関連施策の効果的・効率的な運用に関する提言をおこなうことを目的としている。

2. 都道府県別にみた出生率動向とその特徴

日本全体の出生率が低下するなか、各都道府県別にみた合計特殊出生率もほぼ一貫して低下している（図1）。しかし、戦前から戦後高度経済成長期前までは東北の各都道府県、北海道などの出生率の高さが際立っていた。出生率の高い県では6を上回っており、逆に最も低い東京や関西圏の都道府県でも3前後を保っており、全体的には、東高西低の傾向がみられた。そして、高度経済成長期に入ると全国の出生率も置き換え水準前後で安定し、各都道府県でも置き換え水準を上回る地域と下回る地域で2分されはじめ、出生率の低下の度合いが少なかった長崎県や鹿児島県といった地域の出生率が相対的に高くなった。さらに、高度経済成長期の後半には、富山県、北海道、秋田県をはじめとする東北地方が相対的に低くなり、逆に埼玉県、千葉県、栃木県、茨城県といった東京周辺県の出生率が相対的に高くなってきている。しかし、高度成長が終わる1970年代中盤以降は、徐々に大都市圏における低出生率が顕著になり、1980年の半ばからは都道府県間の出生水準の順位はほぼ固定化したまま、一様に低下が続いている。ただし、2000年以降、いくつかの都道府県において出生率の一時的な上昇がみられる。それら短期的変動の背景にある要因に関しては、社会経済的要因に加えて、出生率指標算出のもととなる年齢別人口等のデータ特性を十分に検討する必要がある。しかしながら、依然として地域別出生率には一定の格差のパターンが保たれつつ、全体に低下していることがみてとれる。

図1 都道府県別にみた合計特殊出生率の推移



出典) 厚生労働省統計情報部「人口動態統計」より作成

3. 地域の出生率低下の要因

これらの地域出生率の水準の違いをもたらしている要因に関する研究は少なくない（国