

原著

## 育児中の母親の幸福感

—就労別にみた母親の年齢, 子ども数, 末子年齢による幸福感への影響—

長野県看護大学

清水 嘉子

東北女子大学家政学部

関水しのぶ

京都橘大学

遠藤 俊子

金沢医科大学看護学部

落合富美江

## 抄 録

本研究では、母親や末子の年齢、子どもの数といった属性が、母親の肯定的情動としての育児幸福感に影響があるかどうか、母親の就労状況別（フルタイム群、パートタイム群、家事従事群）に比較し検討する。参加者は、764名の0～6歳の子どもをもつ母親である（フルタイム219名、パートタイム234名、専業主婦311名）。育児幸福感の測定には清水らが開発したChildcare Happiness Scale（以後CHSとする）を用いた。

母親年齢、子ども数、末子年齢を独立変数、8つの育児幸福感の下位尺度得点を従属変数としたモデルを、パス解析で多母集団同時比較を行い検討した。その結果、すべての群において子ども数は、CHSの8つの下位尺度得点に全く影響を与えなかったが、しかし末子年齢は、フルタイム群において「親としての成長」の得点に正の影響、そして専業主婦では負の影響があり、一方パートタイム群では影響がなかった。フルタイム群において、母親年齢は「子どもの成長」尺度得点に正の影響を与えたが、他の群においては影響がみられなかった。この結果より、フルタイムで働く母親にとって、母親や末子の年齢が増すことは「親としての成長」や「子どもの成長」の育児幸福感を高めることが示唆された。さらに、就労形態の異なる母親に対する育児教室における支援について検討した。

キーワード：育児幸福感、就労形態、母親の年齢、末子の年齢、子ども数

## I. 緒 言

「母性愛、すなわち“子どもに対する先天的・本能的な愛情”は本来母親に特有のものであり、母親は上手に子育てできて当たり前であり、母親は子どもの養育に専念することが子どもにとって最善である」という、母性愛信仰はわが国の子育てに影響を与えてきた<sup>1)</sup>。しかし、近年のわが国

で盛んに行われている子育て支援の事業を考えれば、子育ては母親だけが荷うには困難であること、そして、すぐに母親が母親としての役割をうまく果せるとは限らないということは明らかである。つまり、母親は始めから母親になるのではなく、その育児のなかのネガティブな状況で生じる育児ストレスに苦悩し、そしてポジティブな状況で幸

福感を感じながら、母親として成長していくものであろう。それゆえ、近年の子育て支援の取り組みのなかには、保育施設の整備といった行政的な事業だけでなく、母親を育てるための育児教室<sup>2)</sup>も必要となるだろう。

母親のネガティブな感情である育児ストレスは清水ら<sup>3)</sup>によると、就労の有無により結果が異なり、専業主婦ほど高い傾向にあるという。さらに、母親としての経験の増加に関係する変数である母親本人の年齢や末子年齢そして子ども数<sup>4)</sup>が、育児ストレスのほとんどの下位尺度に影響していた。そこで本研究では、母親のポジティブな感情である育児幸福度も、就労の有無や、母親の年齢や末子年齢や子ども数が影響を与えるかどうかを検討する。また、子どもをもつことは生活全般の幸福感に影響するものではなく<sup>4)</sup>、主観的幸福感と育児幸福感とは弱い相関を示す<sup>5)</sup>ものである。そこで、母親の育児支援を行ううえでは、主観的幸福感と育児幸福感の両者を把握し、その対応を考える必要があると考え、本研究ではこれらの2つの幸福感を変数に扱うことにした。

母親の就労が育児へ与える影響を考える研究においては、母親の家庭の複数の役割に従事することの影響は肯定と否定の両方が指摘されている<sup>1)</sup>。その肯定的な側面からの研究<sup>6)</sup>では、母親が「家庭でのストレスを仕事で発散できる」といった家庭役割を仕事役割が補償的に感じていることが示されている。この母親の就労を肯定的にとらえる立場から考えれば、専業主婦の母親よりも就労している母親のほうが、育児ストレスなどネガティブな感情を発散することができ、その成長とともに育児幸福感を感じやすくなるのではないだろうか。

そこで、本研究の仮説は、まず1つ目に、母親の年齢や末子年齢が高くなれば、母親も子どもも成長することで心にゆとりが生まれ、育児幸福感や主観的幸福感により高まるだろう。そして、2つ目に、子ども数は、清水ら<sup>3)</sup>による研究では子どもの数が多ければ育児ストレスも増加するといった単純な線形的な影響はなかったので、子ども数は、育児幸福感にも単純な線形的な影響（たとえば、子どもが多ければ育児幸福感も高まる）を与えないだろう。3つ目に、母親が就労に従事

することの肯定的側面を考えれば、母親の成長と育児幸福感や主観的幸福感の関係は、専業主婦の母親よりも、仕事をもつ母親のほうがポジティブなより強い影響がみられ、母親の就労状況によりその関係に違いがみられるだろう。そして、もしこのような違いが存在するならば、母親に対する育児支援もその就労状況を考慮し変える必要があることが示唆される。

これらの仮説を検証するために清水ら<sup>5)</sup>が開発した育児幸福感尺度（CHS）を用い、母親の年齢、子ども数、末子年齢を独立変数、そして8つの育児幸福感の下位尺度得点と一般的幸福感を従属変数とした図1のようなモデルを設定した。また、専業主婦、パートタイム従事、フルタイム従事の母親のグループ間の比較をするために、パス解析による多母集団同時比較を行った。

以上の仮説の検討より、考察では母親の就労状況の違いによる母親の育児幸福感を高めることをめざした支援の方法を提案していく。

## II. 研究方法

### 1. 調査対象

末子年齢が6歳以下の乳幼児を育児している母親を対象とする。

### 2. 調査方法

#### 1) 調査施設

東京近郊にある県に所在する人口3～5万規模の中核都市であるA、B、C市にある保育園ならびに幼稚園で調査を行った。

#### 2) 調査期間

2005年8～9月

#### 3) 調査方法

保育園の保育士よりアンケート用紙を配布し、留め置いた後、園で回収した。園にきょうだいがいる場合は上の子どものクラスでアンケート用紙を配布した。

### 3. 調査内容

#### 1) 母親の属性

母親の年齢、子どもの数、末子年齢、就労状況（フルタイム勤務・パートタイム勤務・専業主婦）について回答を求めた。

#### 2) 育児幸福感尺度（Childcare Happiness Scale: 以下CHSとする）

清水らにより、母親の育児中に感じる幸せな気持ちである育児幸福感を測定するために開発された 41 項目、8 下位尺度からなる尺度である<sup>5)</sup>。41 項目全体の内的整合性を表す  $\alpha$  係数は 0.95 である。8 つの下位尺度は、「子どもの成長」「希望と生きがい」「親としての成長」「子どもに必要とされること」「夫への感謝の念」「新たな人間関係」「子どもからの感謝や癒し」「出産や子育ての意義」である。これらの下位尺度の  $\alpha$  係数はすべての因子において十分な値 (0.867 ~ 0.768) が得られ、各項目の内的整合性が認められている。以後の分析では、各下位尺度の各項目を単純合算し使用した。また、育児幸福感の 5 段階評価では、「あてはまらない」を 1 点、「あまりあてはまらない」を 2 点、「どちらでもない」を 3 点、「少しあてはまる」を 4 点、「あてはまる」を 5 点とした。

### 3) 主観的幸福感

伊藤ら<sup>7)</sup>により、WHO が開発した SUBI に基づいて作成されたものであり、とくに SUBI の尺度項目のなかの「結果としての健康感」を表現している 5 領域 (“人生に対する前向きな気持ち” “達成感” “自信” “至福感” “人生に対する失望感” の 5 領域) に注目した尺度であり、育児幸福感の下位尺度項目と弱い相関が認められている。そこで本研究では、母親の心理的健康状態を明らかにし、これら 2 つの幸福感の関係性の検討を行い母親への対応への示唆を得るために、育児幸福感尺度に加え、人生のなかの全般な幸福感であるこの主観的幸福感尺度の 15 項目を加えた。 $\alpha$  係数は 0.90 である。また、主観的幸福感の 5 段階評価では、「あてはまらない」を 1 点、「あまりあてはまらない」を 2 点、「どちらでもない」を 3 点、「少しあてはまる」を 4 点、「あてはまる」を 5 点とした。

### III. 分析方法

SPSS 統計ソフト ver17 により一元配置分散分析、そして AMOS によりパス解析の多母集団同時比較を行った。

### IV. 倫理的配慮

本研究に取り組むに当たって、研究者が所属する大学における 17 年度倫理委員会の審査による承認を受けた (審査承認番号 # 19)。

本研究の調査に先立ち園長に研究目的、方法、意義、守秘義務、研究の協力および協力拒否が可能であることなどを説明し、研究の協力への承諾を得た。その後保育士より母親へ、本調査の目的、方法、意義、守秘義務、研究の協力および協力拒否が可能であること、特定の個人的情報が遺漏しないよう処理すること (コード化し廃棄する)、本研究以外にデータを用いることはしないことを明記した依頼文をもって説明を行い、本調査において調査に協力すると意志表示した者のみに調査を依頼した。回答は答えたくないものは回答しなくてもよいなど本人の選択に基づいて記入できるようにした。回収時は個人情報が入らないように封をして回収箱にて回収した。

## V. 結果

### 1. 調査用紙の回収率

3 市 12 保育園 4 幼稚園に合計 1,420 部を配布した。調査用紙を回収できたのは 874 名 (回収率 61.5%)。父子家庭や欠損回答などを除いたため分析の対象となったのは 764 名 (有効回答率 53.8%) であった。

### 2. 対象の属性

母親の就労別人数は、フルタイム 219 名、パートタイム 234 名、専業主婦 311 名であった。母親の平均年齢 34.5 歳 (SD = 4.2)、フルタイム群 34.5 歳 (SD = 4.3)、パートタイム群 35.1 歳 (SD = 4.6)、専業主婦群 34.2 歳 (SD = 4.0) であった。3 群の母親の平均年齢の間には、一元配置分散分析の結果、有意な差はなかった。子どもの数の平均は 2.1 人 (SD = 0.75)、フルタイム群 2.0 人 (SD = 0.80)、パートタイム群 2.1 人 (SD = 0.72)、専業主婦群 2.0 人 (SD = 0.75) であった。3 群の子どもの数の平均も有意差がなかった。末子年齢の平均は 2.9 歳 (SD = 1.80) で、フルタイム群 3.0 歳 (SD = 1.76)、パートタイム群 3.6 歳 (SD = 1.63)、専業主婦群 2.3 歳 (SD = 1.76) であった。3 群間における末子年齢の平均値の差は、一元配置分散分析の結果、有意であった。この末子年齢の平均値の差は、日本の母親の多くが、子どもが 3 歳よりも小さい場合は、就労をいったん中止し、3 歳以降にパートタイムの就労を再開する事情を反映したものであると考えられる。

3. 就労形態別の母親の属性による2種類の幸福感への影響

母親の就労形態（フルタイム、パートタイム、専業主婦）によって、3つの母親の属性（母親の年齢、子ども数、末子年齢）が、CHSの8つの下位尺度および主観的幸福感に影響の仕方が変わるのではないかと仮定し、AMOSでパス解析の多母集団同時比較を行った。なお、この分析で行ったモデルは上述の図1に示してある。3つの群間で結果の違いがあるかどうか調べるための多母集団同時比較では、パス解析のパラメータがすべて異なると仮定するものからすべて等しいと仮定するものまで計5つのモデル（表1参照）を検討した。モデルの良し悪しをあらわす適合指標（GFI、

AGFI、CFI、RESEA、AIC）を、これらの5つのモデルの間で比較した結果、モデル0はGFI = 0.874とCFI = 0.763が最も優れ、またモデル4はAGFI = 0.756、RMSEA = 0.091が最も優れていた。本研究の仮説としては、母親の就労形態によって母親の属性による育児幸福感や主観的幸福感への影響力に違いがみられると考えたので、モデル0を以後の結果の解釈に採用した。モデル0における結果は、表2と表3に表した。

まず、表3に表した、母親の属性についての変数間の相関について述べる。母親の年齢と子どもの数の間における相関は、フルタイム、パートタイム、専業主婦のいずれの群においても有意であり（順に0.213、0.328、0.161、すべてP < 0.05で

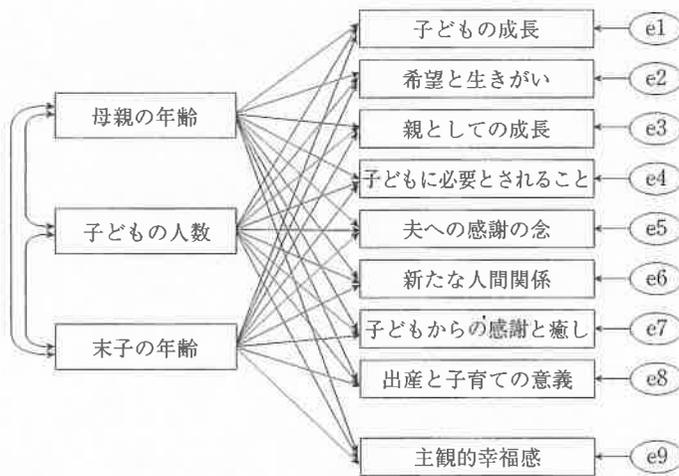


図1 パス解析のモデル  
付記：上記のモデルの誤差間には相関があるが、図中には省略してある。

表1 モデルの適合度指標

| モデル                        | 自由度 | $\chi^2$ 値 | GFI   | AGFI  | CFI   | RMSEA | AIC    |
|----------------------------|-----|------------|-------|-------|-------|-------|--------|
| モデル0：すべてのパラメータは群間で異なる      | 54  | 805.2      | 0.874 | 0.454 | 0.763 | 0.142 | 1165.2 |
| モデル1：すべてのパス係数が群間で等しい       | 108 | 879.4      | 0.862 | 0.702 | 0.756 | 0.102 | 1131.4 |
| モデル2：独立変数の分散共分散とパス係数が等しい   | 120 | 894.5      | 0.860 | 0.726 | 0.755 | 0.097 | 1122.5 |
| モデル3：誤差の相関以外のすべてのパラメータが等しい | 138 | 1104.6     | 0.829 | 0.709 | 0.695 | 0.101 | 1296.6 |
| モデル4：すべてのパラメータが群間で等しい      | 174 | 1173.2     | 0.819 | 0.756 | 0.609 | 0.091 | 1293.2 |

表 2 モデル 0 における母親の就労形態別の 3 つ属性の育児幸福感に対する影響指数 (標準化)

| グループ<br>母親属性 | フルタイム群 |        |         | パートタイム群 |        |         | 専業主婦群  |        |         |
|--------------|--------|--------|---------|---------|--------|---------|--------|--------|---------|
|              | 母親年齢   | 子ども数   | 末子年齢    | 母親年齢    | 子ども数   | 末子年齢    | 母親年齢   | 子ども数   | 末子年齢    |
| 子どもの成長       | 0.185* | 0.061  | -0.098  | 0.000   | -0.021 | -0.129  | -0.024 | -0.002 | -0.101  |
| 希望と生きがい      | 0.067  | 0.015  | -0.020  | -0.169* | 0.017  | 0.02    | -0.103 | -0.016 | -0.053  |
| 親としての成長      | 0.012  | 0.033  | 0.150*  | -0.161* | -0.092 | -0.003  | 0.027  | -0.046 | -0.137* |
| 子どもに必要とされること | -0.095 | -0.030 | 0.148   | -0.174* | -0.022 | 0.033   | -0.052 | -0.075 | -0.150* |
| 夫への感謝の念      | 0.131  | 0.028  | -0.168* | 0.023   | 0.072  | -0.054  | -0.028 | -0.071 | -0.128* |
| 新たな人間関係      | -0.086 | 0.012  | 0.077   | -0.114  | 0.069  | 0.051   | -0.079 | -0.031 | -0.077  |
| 子どもからの感謝と癒し  | 0.080  | 0.011  | 0.032   | -0.022  | -0.106 | -0.126  | -0.017 | 0.028  | -0.093  |
| 出産と子育ての意義    | 0.118  | -0.024 | 0.027   | -0.209* | -0.051 | -0.033  | -0.108 | 0.026  | -0.119  |
| 主観的幸福感       | 0.021  | -0.064 | -0.058  | 0.204*  | -0.074 | -0.181* | 0.093  | -0.074 | -0.105  |

\*P &lt; 0.05

表 3 母親の属性の間の相関

|      |          | フルタイム  | パートタイム | 専業主婦   |
|------|----------|--------|--------|--------|
| 母親年齢 | <-> 子ども数 | 0.213* | 0.328* | 0.161* |
| 母親年齢 | <-> 末子年齢 | 0.367* | 0.253* | 0.404* |
| 子ども数 | <-> 末子年齢 | -0.065 | -0.123 | -0.105 |

\*P &lt; 0.05

有意), パートタイム群の相関の値が最も高かった。また, 母親の年齢と末子年齢の間の相関もフルタイム, パートタイム, 専業主婦のいずれの群においても有意であり (順に 0.367, 0.253, 0.404, すべて  $P < 0.05$  で有意), パートタイム群が最も低かった。一方, 子どもの数と末子年齢には, いずれの群においても相関が認められなかった (順に,  $-0.065, 0.123, -0.105$ )。

つぎに, フルタイム, パートタイム, 専業主婦の順の母親の就労形態別に, 母親の属性の CHS と主観的幸福感への影響の有無について述べていく。フルタイム群においては, 母親の年齢が, CHS の「子どもの成長」へ有意な正の影響がみられ ( $\beta = 0.185, P < 0.05$ ), そして末子年齢は, CHS の「親としての成長」に有意な正の影響 ( $\beta = 0.150, P < 0.05$ ), 「夫への感謝の念」には有意な負の影響 ( $\beta = -0.168, P < 0.05$ ) がみられた。しかし, 子どもの数は, いずれの CHS の下位尺度にも主観的幸福感にも有意な影響がみられなかった。

また, パートタイム群において, 母親の年齢は, 「希望と生きがい」 ( $\beta = -0.169, P < 0.05$ ), 「親としての成長」 ( $\beta = -0.161, P < 0.05$ ), 「子

どもに必要とされること」 ( $\beta = -0.174, P < 0.05$ ), 「出産と子育ての意義」 ( $\beta = -0.209, P < 0.05$ ) に有意な負の影響がみられ, 一方で, 主観的幸福感には有意な正の影響がみられた ( $\beta = 0.204, P < 0.05$ )。そして, 末子年齢は, 主観的幸福感のみに有意な負の影響がみられた ( $\beta = -0.181, P < 0.05$ )。しかし, またパートタイム群でも子どもの数は, いずれの CHS の下位尺度にも主観的幸福感にも有意な影響力がなかった。

最後に, 専業主婦群において, 母親の年齢も子どもの数も CHS や主観的幸福感に有意な影響力はなかった。しかし, 末子年齢は, 「親としての成長」 ( $\beta = -0.137, P < 0.05$ ), 「子どもに必要とされること」 ( $\beta = -0.150, P < 0.05$ ), 「夫への感謝の念」 ( $\beta = -0.128, P < 0.05$ ) に有意な負の影響がみられた。

以上のことから, 本研究のパス解析モデルの分析結果においてフルタイム群, パートタイム群, 専業主婦群の母親の 3 つのグループにおいて, 母親の属性による CHS や主観的幸福感への影響の現われ方の違いがみられた。

## VI. 考察

本研究では, 清水ら<sup>5)</sup>により開発された CHS

および主観的幸福感に対する母親の年齢、子どもの数、末子年齢の影響の有無を母親の就労形態別に分析した。以下では、仮説が、どれだけ支持できたか分析結果から検討する。そして最後に以上の結果より、母親の就労の状況によりそれぞれの子育ての問題と育児教室などにおける母親の支援について検討していく。

1つ目の仮説では、母親の年齢や末子年齢が育児幸福感や主観的幸福感に正の影響を与えるということであったが、これを支持したのはフルタイム群における、母親の年齢による「子どもの成長」、そして末子年齢による「親としての成長」への影響、そしてパートタイム群における母親の年齢による「主観的幸福感」であった。以上の点においては予想通り、母親や末子の年齢が上がるにつれ、母親の心のゆとりが生まれ、幸福感が高まったのではないかと解釈できる。しかし、反対にこの仮説と逆の結果に母親や末子の年齢が負の影響を与えていた、つまり母親の成長とともに減少する個所がいくかあった。まず、フルタイム群と専業主婦群では、末子年齢による「夫への感謝の念」の減少がみられ、子どもが大きくなり夫の子育てへの関与も減るためだと考えられる。つぎに、パートタイム群では、「希望と生きがい」「親としての成長」「子どもに必要とされること」「出産と子育ての意義」が母親年齢から、そして「主観的幸福感」は末子年齢から負の影響がみられた。つまり、パートタイム群の母親は、母親の年齢が上がると育児から感じられる幸福感が減少し、また、末子が大きくなると主観的幸福感も減少すると考えられる。そして、専業主婦群の母親は末子年齢のみが上述の「夫への感謝の念」に加えて「親としての成長」「子どもに必要とされること」に負の影響を与えており、母親の年齢による影響はいずれの幸福感にも影響はなかった。つまり専業主婦は、子育てや家庭の仕事にその役割に没頭することになるため、子どもの手が掛からなくなると育児幸福感が薄れると考えられる。さらに、専業主婦の母親は、他のフルタイム群やパートタイム群に比べ、主観的幸福感と夫との夫婦関係により強い相関がみられること<sup>8)</sup>から、本人や末子の年齢ではなく、夫との関係がより主観的幸福感に影響を

与えていると推測される。

そして、2つ目の仮説では、子ども数による育児幸福感や主観的幸福感への影響は線形的な単純な影響ではないだろうとしたが、結果的には3つすべての母親の群において、育児幸福感にも主観的幸福感にも影響を与えなかった。今回の分析は、育児幸福感や主観的幸福感の母親の年齢や末子年齢や子ども数からの影響を全体的にかつ線形的にとらえるパス解析による分析であったので、このような結果になったと考えられる。したがって、子ども数と幸福感の関係を調べるには、母親の年齢の水準や子ども数の組み合わせによって違いがうまれる交互作用が存在するのではないかと予想されるため、これを確認する分析を別に進める必要があるだろう。

3つ目の仮説では、1つ目の仮説の考察で述べたように、仕事をもつフルタイム群やパートタイム群の母親が専業主婦群よりも、母親や末子年齢から育児幸福感や主観的幸福感への影響が強いとしたが、就労の有無で単に影響の強さが異なるという結果にはならなかった。結果では、仕事をしている母親のその年齢や末子年齢が、正の影響を育児幸福感の一部または主観的幸福感に影響を与えていたが、負の影響を与えている部分もあった。さらに、専業主婦には正の影響はなく負の影響のみみられた。したがって、就労の有無と母親の成長は育児幸福感や主観的幸福感に対し、複雑な影響のあり方が存在している結果となった。したがって、就労の有無別の母親の成長と育児幸福感と主観的幸福感の関係についての仮説は、ほとんど支持されなかったが、しかし、フルタイム群、パートタイム群、専業主婦群のそれぞれで異なる関係がみられたという部分では仮説を部分的に支持したといえる。ただし、同じ就労をしてもフルタイム群とパートタイム群ではかなり異なる結果となった。そもそも、パートタイム群の母親は、子どもの手が掛かる時の就労を控えているため、上述の「2.対象の属性」の末子年齢の平均をみればわかるが、他の母親の群に比べ3.6歳と高い。そして、パートタイムの妻をもつ夫は、妻の仕事に関与することで夫の夫婦満足度が低下する傾向にあり<sup>9)</sup>、もともとパートタイム従事の母親

の夫は伝統的な妻の役割を志向し、妻のパートタイムへの理解が低い場合が多いのではと考えられる。そのため、単純に就労の有無でフルタイムとパートタイムの母親を同等に扱うことはできず、それぞれ違った立場にあり、就労や子育ての多重役割を抱えていることが予想される。

以上のように、就労形態別で3つのグループに分けて分析を行った場合、それぞれの育児中の母親は異なる幸福感の変化をしていることがわかった。それゆえ、現在必要とされている育児支援のあり方も、この就労の違いにより異なってくる必要があるということがいえるだろう。そこで、母親の幸福感を高めることを目的とした育児教室において、その就労別の支援について提案していく。

まず、フルタイム従事の母親は、多重役割で育児ストレスは緩和されていることが多いだろうが、母親年齢が低い場合「子どもの成長」が、末子年齢の低い場合「親の成長」の育児幸福感が低いと考えられるので、若く母親としての経験の浅いものほど自分が親として成長したことや子どもが小さいほどその成長や変化に気づきを与えるよう、自身の子育てのなかで感じた気持ちを文章に書き留めたり、そのことを人の前で話してみたりすること、また、他の同様の母親の気持ちを分かち合うことが有効であるだろう。つぎに、パートタイム群の母親は、末子年齢が他の群よりも高いことから、母親としての経験は他の母親に比べ長いはずである。しかし、育児幸福感についてはその年齢とともに減少する傾向にあるため、母親としての経験の浅いものよりは経験のある母親に改めて子育てのなかで感じるポジティブな感情を振り返るきっかけを、前述のフルタイム群の母親と同様の作業をとおして行うことがいだろう。そして、おそらく保守的な考えをもつ夫からの理解を得るよう、夫も一緒に育児教室に参加することや、日々の生活で見逃していた夫への感謝の念に気がつくようなきっかけもつくるのが有効であろう。最後に、専業主婦の母親は、家庭で子育てに没入し、外で気分を切り替えるきっかけがなかなかない。それゆえ、子育てのなかで感じる感情を振り返るきっかけだけでなく、子育てから感じるネガティブな感情から気分を切り替える支援

を情緒的にも物理的にも支援する必要があるだろう。また、専業主婦にとって、夫とのかかわりがその主観的幸福感と大きくかかわっていることから、やはり夫も一緒に参加することが望ましいだろう。

最後に、数々の就労が育児へ与える影響について先行研究<sup>1)</sup>においては、その賛否両論があったが、本研究の結果においては、とくにフルタイム従事の母親の育児幸福感に悪い影響を与えているとはいえなかった。フルタイム従事の母親は、家庭のなかの子育てだけでなく、積極的に社会参加をしながら生きることが可能であり、それが育児におけるネガティブな感情を低減させ、ポジティブな感情を促進するのではないだろうか。そして、本研究においては、いずれの就労形態の母親においても、「新たな人間関係」や「子どもからの感謝と癒し」についての育児幸福感には、母親の属性に影響されない結果となった。この結果は、母親の全般的な育児幸福感を高めるための支援のための重要な視点として着目したい。なお、本研究で扱ったデータは横断的な調査によるものなので、継続した母親の幸福感の変化を追ったものではない。したがって、個々の母親の育児中のさまざまな時点の幸福感を縦断的に研究することは今後の研究課題である。

## Ⅶ. 結 語

本研究は、母親の育児幸福感を測定する CHS (41 項目, 8 下位尺度からなる) を用い、この CHS および主観的幸福感に対する母親の属性 (母親の年齢, 子ども数, 末子年齢) の影響の有無について、母親の就労形態別 (フルタイム, パートタイム, 専業主婦) の分析を行った。その結果、フルタイムで働く母親にとって、母親自身また末子の年齢を重ねることによって、「子どもの成長」や「親としての成長」の育児幸福感が高まる傾向がみられた。それに対し、専業主婦やパートタイムの母親では、「親としての成長」や「子どもに必要とされる」などの育児幸福感が低くなる傾向がみられた。昔から日本では、三歳児神話のような「子どもが3歳になるまで、母親は家で子どもの面倒をみなければならない」という、母親のフルタイム従事に否定的な考え方もある。しかし、

本研究の結果からは、子育て中の母親のフルタイム従事は母親本人や子どもの成長と育児幸福感のポジティブな関係が示唆された。つまり、フルタイム従事は母親の子育て中の心理的健康に悪い影響を与えるものではなく、また必ずしも子育てに害があるとはいえないであろう。そして、最後に今回の研究結果から、母親の就労形態の違いによる育児幸福感を高めるための育児教室などの母親への支援について考察した。

(謝辞：本研究にあたり、アンケートにご協力いただきましたお母様方、および各保育園長、保育士の皆様に深く感謝いたします)

(本研究は平成17～18年度科学研究費補助金(基盤C 課題番号17592258)を受けて行った。また、本論文はThe 7th International Conference on Education Research(ソウル国立大学 Education Research Institute 主催)のポスター発表(タイトル"The Relationship between Japanese Mother's Childcare Happiness and Their Employment Status")に加筆修正をして、まとめたものである)

## 文 献

- 1) 福丸由佳. 成人期と親になること. 青野篤子, 赤澤淳子, 松並知子編. ジェンダーの心理学ハンドブック. 2008, 37 - 56.
- 2) 清水嘉子, 関水しのぶ, 遠藤俊子, 他. 母親の育児幸福感を高めるプログラムの実施と評価. 日本看護科学会誌. 2009, 29 (1), 41 - 50.
- 3) 清水嘉子, 西田公昭. 育児ストレスの構造の研究. 日本看護研究学会誌. 2000, 23 (5), 55 - 67.
- 4) Argyle M. The Psychology of Happiness 2nd edition, Routledge. 2001.
- 5) 清水嘉子, 関水しのぶ, 遠藤俊子, 他. 母親の育児幸福感一尺度の開発と妥当性の検討. 日本看護科学会誌. 2007, 27 (2), 15 - 24.
- 6) 福丸由佳, 小泉知恵. 乳幼児を持つ父母の多重役割と抑うつ度との関係—補償モデルと分離モデルからの検討. 心理臨床学研究. 2003, 21 (4), 416 - 421.
- 7) 伊藤裕子, 相良順子, 池田政子, 他. 主観的幸福感尺度の作成と信頼性・妥当性の研究. 心理学研究. 2003, 74 (3), 276 - 281.
- 8) 関水しのぶ, 清水嘉子. 育児幸福感と母親の雇用形態(2): 2つの幸福感と結婚生活の関連性. 日本教育心理学会第50回総会発表論文集. 2008, 654.
- 9) 伊藤裕子, 相良順子, 池田政子. 職業生活が中年期夫婦の関係満足度と主観的幸福感に及ぼす影響: 妻の就業形態別にみたクロスオーバーの検討. 発達心理学研究. 2006, 17 (1), 62 - 72.

## Mothers' childcare happiness

### — Influence of employment status on mothers' happiness in child care —

Nagano College of Nursing

Yoshiko Shimizu

Department of Domestic Science, Tohoku Women's College

Shinobu Sekimizu

Kyoto Tachibana University

Toshiko Endo

Kanazawa Medical University School of Nursing

Tomie Ochiai

## Abstract

The purpose of this study was to examine the effect of demographic factors (e.g., mother's age,

youngest child's age, and number of children) on happiness in child care among mothers grouped by employment status.

Participants included 764 mothers with children aged 0-6 years; 219 had full-time jobs, 234 had part-time jobs, and 311 were full-time homemakers. The Childcare Happiness Scale (CHS) developed by Shimizu et al. was used to measure mothers' happiness in child care. The CHS consists of eight subscales.

Cause and effect were evaluated with path analysis, using mother's age, the youngest child's age, and number of children as independent variables, the eight subscales of CHS and subjective well-being scale as dependent variables. We found differences in mothers' child care happiness based on employment status. The number of children had no effect on the eight subscales in any group. However, age of the youngest child had a positive effect on the "growth as a parent" subscale in the full-time job group, a negative effect in the full-time homemaker group, and no effect in the part-time job group. Mother's age had a positive effect on the "children's growth" subscale in the full-time job group, but had no effect in the other two groups.

These results suggest that mothers with full-time jobs felt more joy in their "growth as a parent" and "children's growth" as maternal age and children's age increased. We discuss the implications of working full time on mothers' mental health during child care and suggest that parenting classes should be tailored to employment status.

Key words : childcare happiness, employment status, mothers' age, the youngest children's age, number of children