

父親の育児行動の頻度および父親の育児行動に対する 父母間の評価の齟齬が母親の育児ストレスに与える影響

西 尾 新

The effects of the frequency of fathers' child-rearing and the differences between mothers' and fathers' evaluations of fathers' child-rearing on mothers' child-rearing stress

NISHIO Arata

Abstract : The following issues were investigated with working mothers : (1) effects of the frequency of fathers' child-rearing behaviors on mothers' child-rearing stress, and (2) effects of differences between mothers' and fathers' evaluations of fathers' child-rearing behaviors on mothers' child-rearing stress. Multiple regression analysis was conducted regarding (1) with "physical and mental fatigue," "child-rearing anxiety," and "lack of fathers' support," which are sub-categories of "mothers' child-rearing stress" as dependent variables, and "support for children," and "support for mothers," which are sub-categories of "fathers' child-rearing behaviors," as well as "mothers' age," "fathers' child-rearing support," and "the number of children," as independent variables. The results indicated that as the frequency of fathers' support for mothers increased, mothers' physical and mental fatigue and child-rearing anxiety decreased. Furthermore, as the frequency of fathers' support for children and for mothers increased, lack of fathers' support decreased, whereas it increased as the number of children increased. Analysis of variance was conducted on (1) which compared mean values sub-category scores of child-rearing stress among father-overvaluing group, father and mother equally-valuing group, and father-undervaluing group. Results indicated that child-rearing stress of mothers of father-overvaluing group was higher than that in mothers of the other groups. Above results indicated that as the frequency of fathers' child-rearing behaviors increased, mothers' child-rearing stress decreased. On the other hand, when mothers' evaluation of fathers' child-rearing behaviors was lower than fathers' self-evaluation of their behaviors, mothers' child-rearing stress increased.

These results suggest that there are two aspects of the effect of fathers' child-rearing behaviors on mothers' child-rearing stress.

論文要旨 : 本論の目的は、就労している母親を対象として、以下の二点を検討することである。すなわち第一は、父親の育児行動頻度が母親の育児ストレスに与える影響を検討することである。第二は、父親の育児行動に対する母親の評価と父親の評価の齟齬が母親の育児ストレスに与える影響を検討することである。母親の育児ストレスに対する父親の育児行動頻度に関しては、「母親の育児ストレス」の下位因子「心身の疲労」、「育児不安」、「父親の支援のなさ」得点を目的変数とし、「父親の育児行動」の下位因子「对孩子も支援」、「対母親支援」に加えて「母親の年齢」、「父親以外の育児支援の有無」、「子どもの数」を説明変数として、重回帰分析を行った。その結果、父親の「対母親支援」の頻度が高いほど「心身の疲労」、「育児不安」が低下することが示された。また、「父親の支援のなさ」に関しては、父親の「对孩子も支援」、「対母親支援」の頻度が高いほど低下し、「子どもの数」が多いほど高くなることが示された。一方、父親の育児に対する父母間の評価の齟齬に関しては、分散分析を用

いて「父親過大評価群」、「父母等評価群」、「父親過小評価群」の 3 群間で育児ストレスの下位因子得点の平均を比較した。父親過大評価群の母親は、育児ストレスが他の 2 群と比較して高いことが示された。

父親の育児行動頻度が高いほど母親の育児ストレスは低下する一方、父親の育児に対する母親の評価より父親の自己評価が高いという齟齬が母親の育児ストレスを高めるという結果は、母親の育児ストレスに対する父親の育児行動の二側面示すものである。

1. 問 題

育児にかかわる父親は 80 年代から徐々に増加を始め、90 年代にはほぼ定着したと言われ、2000 年代後半には約 7 割の父親が「育児に関わっている」と回答している(柳原, 2007)。このように、昨今、育児を行う父親の姿は珍しいものではなくなった。また、後述するように父親の育児への関わりは、母親の育児ストレスとも関連を示し、核家族化と女性の社会参加が同時に進む今日において、育児の社会的資源としますますその重要度を増している。

一方、育児の担い手である父親が置かれている状況に目を向けると、育児に注力したくてもできない社会状況が存在する。例えば、子育て世帯を対象とした連合総研の調査によれば、在社時間が 12 時間以上である夫の割合が、アメリカ、フランス、韓国と比較して日本は高く、また、夫の家事時間(育児を含む)は、平日、休日のいずれにおいても他の 3 か国と比較して著しく短い(永井, 2009)。夫の在社時間の長さが、平日の家事・育児時間を短くさせていることは明らかであり、休日においても平日の疲れが休日の家事に影響していると考えられる(永井, 2009)。また、総務省による「平成 23 年社会生活基本調査」(生活時間に関する結果)によると、一日のうちで家事を行う時間は男性が 37 分、女性が 2 時間 59 分と依然としてその差は大きい。さらに、6 歳未満の子どもがいる世帯でみると、父親が育児を行うのは 1 週間で 42 分、母親が 3 時間 2 分となっており、その中で父親は「乳幼児と遊ぶ」時間が最も長く 24 分であるのに対し、母親は「乳幼児の身体の世話と監督」が最も長く 1 時間 26 分である。また、35 歳から 45 歳までの女性の育児時間に関しては平成 13 年から平成 23 年の 10 年間で一日平均約 20 分増加しているが、男性の場合は 5 分の増加に留まっている(総務省:平成 23 年社会生活基本調査 詳細分類による生活時間(無償労働), 2012, p5-6)。

このように、家事・育児にかかわる父親の数は年々増加し、育児時間もわずかではあるが増加傾向にあるものの、依然として母親との差は大きく、十分とは言えない状況である(久保, 2014)。また、民間企業の調査によると子どもを持つ女性の最大のストレス源は夫である、という調査結果も示されている(ライオン:ソフラン バイバイ! ママストレスプロジェクト, 2012)。このように、子育て世帯において父親は、重要な育児の社会的資源であると同時に、母親にとってストレス源にもなり兼ねない、難しい立場にあるといえよう。以上のようなことから本論では、母親の育児ストレスに対する、父親の育児の頻度と評価という二つの側面に焦点を当て検討することを目的とする。

1.1 父親の育児行動と母親の育児ストレス

母親の育児ストレスに対する父親の育児行動の影響は、すでに先行研究によって指摘されているところである。例えば、父親の育児行動頻度が高いほど、母親は育児に対して肯定感を持ち、逆に父親の育児頻度が低いほど、母親は育児に対して否定的な感情を持ちやすいことが示されている(柏木・若松, 1994)。また、父親の育児行動頻度は、母親の主観的健康感や疲労感とも関連を示す。主観的健康感に関して、父親の育児行動頻度の低い群と比較して、父親の育児行動頻度が高い群の母親は、「健康状態がよい」と答える割合が高く、逆に、父親の育児行動頻度が低い群の母親は「疲労感がある」と答えた割合が高いことが示されている(岡本ら, 2002)。また、母親の育児ストレスと父親の育児行動との関連については、父親が「母親の自由な時間を作るよう努める」や「母親に対して労いの言葉を掛ける」、「母親の話し相手になる」など母親に対する支援の頻度が高いほど、母親の育児ストレスの下位因子である「父親の支援のなさ」ストレスが低くなることが示されている(西尾, 2013)。このように父親の、子どもに対する育児やあるいは育児を行う母親に対する支援の有無は、母親の育児ストレスを低減する重要な要因であると言える。

1.2 父親の育児行動に対する母親の評価と父親の自己評価の齟齬

父親の行動が、母親の育児に対する精神的負担感を左右する重要な育児資源であることは先に示したとおりであるが、父親は常に育児資源として機能するとは限らない。例えば、母親の「怒り－敵意」感情は、子どもが生後18か月の時点で最も高くなるが、この感情は父親¹に対する「回避」という否定的な感情との関連が示されている（武田，2009）。このことはすなわち、育児に対して夫が十分に役割を果たしていないと母親が感じる場合、父親への否定的な感情とつながり、その結果ストレス反応としての「怒り－敵意」感情と結びつくと解釈される（武田，2009）。また、子育て中の20歳代から40歳代の女性を対象とした、民間企業が行った調査によると、ストレスを感じる対象として最も多く挙げられていたのが夫であり、調査対象者の約6割が、夫をストレス源であると回答している（ライオン：ソフラン バイバイ！ママストレスプロジェクト，2012）。

さらに、父親の育児そのものが母親にとってストレス要因である可能性も示唆されている。父親の育児に対する父親自身の自己評価と母親からの評価を比較した場合、その評価の齟齬自体が、母親の育児ストレスを引き起こす要因である可能性が示されている（西尾，2013）。具体的には、父親、母親のそれぞれに、父親の育児を10点満点として評価させた。その結果、父親の自己評価が母親の評価よりも高い場合、すなわち父親が自らの育児を過大評価している場合、母親の育児ストレスが総じて高くなる傾向が認められた。母親の育児ストレスに影響を及ぼす要因が、単に父親が育児行動を行ったか否かという行動頻度の要因にとどまらず、父親の育児行動に対して、母親の評価と父親の自己評価との齟齬という、夫婦間の評価のズレ自体が、母親の育児ストレスになりうることを示唆する結果であった。

1.3 西尾（2013）の結果と課題

ここまで述べてきたように、父親の育児に関して西尾（2013）から以下の2点が明らかになった。すなわち、第一が、父親の対母親支援が少ないほど、母親は父親からの育児支援がないと感じること、第二が、父親の育児に対して母親による評価よりも父親自身による自己評価が高い場合、母親が感じる育児ストレスが高くなる、ということであった。いわば、父親に

よる育児行動が母親の育児ストレスを低減させるその一方で、その評価によっては却って母親の育児ストレスを増加させかねないという、父親の育児の二側面が示唆されたといえよう。しかしながら、これらの結果を子育て世帯の夫婦間の特徴として直ちに敷衍することはできないと考える。その理由としては、第一に西尾（2013）の調査は、K大学内に設置された、広場型の子育て支援施設を利用している母親およびその配偶者（すなわち父親）を対象としており、父母間の評価の齟齬に関する分析の対象となったのは、54世帯の夫婦と比較的少数であったことが挙げられる。第二には、広場型子育て支援施設に参加している母親の特徴として、調査対象者の87.7%が専業主婦であったことである。平成22年度国勢調査の結果によると、夫婦ともに就労している共働き世帯は、全体の45.5%であり（総務省，2012）、子育て世代に限るならばおそらくその割合はより高いことが考えられ、西尾（2013）の調査対象となった集団とは大きな差が見られる。すなわち、対象者の87.7%が専業主婦であった西尾（2013）の結果は、調査対象者の偏りによってもたらされた可能性も考えられるのである。

1.4 本論の目的

以上の議論から、本論では以下の2点を目的とする。第一は、母親の育児ストレスに対する父親の育児行動頻度の影響を、母親が就労している世帯を対象として検討することである。西尾（2013）では、父親の育児行動は、対母親支援頻度が高いほど、「父親の支援のなさ」ストレスが低減するという結果のみ示され、「心身の疲労」や「育児不安」に関しては父親の育児行動の頻度の影響は見られなかった。しかしながら、この結果は、就労している母親と比較して子どもと接する時間が長い専業主婦を対象としたことで現れた結果であるとも考えられる。就労している母親を対象とした場合、母親の育児ストレスに対する父親の育児行動の頻度の影響はより顕著に現れる可能性が考えられる。

目的の第二は、就労している母親を調査対象として、父親の育児行動に対する母親の評価と父親自身の自己評価の齟齬と母親の育児ストレスとの関連を検討することである。西尾（2013）では、父親の自己評価が母親の評価よりも高い群（父親過大評価群）が、母親と等しい群（父母等評価群）あるいは母親の評価よりも低い群（父親過小評価群）と比較して母親の育児スト

¹ 武田（2009）では「夫」と表記されているが、母親の子どもの父という意味で、本論では「父親」と表記した。

レス全般的に高い傾向が示された。しかしながら統計的には有意傾向にとどまり、個々の育児ストレス要因について、上記の 3 群間で有意な差は認められなかった。よって本論では、就労している母親を調査対象者として、西尾 (2013) の追試を行うことを目的とした。第一の目的と同様に、就労している母親を調査対象とすることにより、父親の育児に対する父母間の評価の齟齬は、より顕著に現れる可能性も考えられる。

上記の目的で調査を行うにあたり、西尾 (2013) の問題点を踏まえ、分析結果の信頼性を高める為に、本研究では調査対象者の数を大幅に増やし、かつ調査対象者を広く、異なる地域から募ることとした。

2. 方 法

2.1 調査対象

本調査では保育園、幼稚園に子どもを通園させている保護者を調査の対象とした。具体的には、首都圏にある O 保育園の 88 世帯、四国地方の地方中心都市にある G 保育園の 129 世帯、関西圏の地方中核都市にある K 保育園の 34 世帯、四国地方の地方中心都市にある I 幼稚園の 95 世帯で、合わせて 3 保育園、1 幼稚園の 346 世帯を対象として、アンケート調査を行った。

2.2 調査期間

調査期間は、2014 年 5 月から順次、各園でアンケートを配布し、5 月、6 月の 2 か月間でアンケート調査を行った。

2.3 調査内容

2.3.1 母親に対する調査内容

母親に対しては、母親の現在の状況、母親の育児ストレス、父親の育児行動の頻度に関する母親の評価、および父親の育児に対する評価の 4 つの事柄について質問を行った。

第一の現在の母親の状況に関しては、母親の年齢、就労状態、父親以外の育児支援の状況、および育児中の子どもの年齢と性別について尋ねた。

第二は、母親の育児ストレスである。この育児ストレスの測定には、先行研究 (西尾, 2013) と同様に、清水・関水が作成した「育児ストレス尺度 (CSS 短縮版)」を用いた (清水・関水, 2010)。その理由としては、①清水らの育児ストレス尺度が、母親が自らのストレス状況をどのように評価しているかというストレスの認知的側面に焦点を当てて作成されていること、②育児ストレスを構成する 3 つの尺度 (心身の疲労、育児不安、父親の支援のなさ) が、西尾 (2013) の因子分析においても同様に認められ、その信頼性が確認されていること、③清水らによって、母親の育児に関する他の尺度との関連が示され、構成概念妥当性に関して十分な検討がなされていること (清水, 2001; 清水・関水 2010)、④育児ストレス尺度を構成する下位因子の中に、本論の主要な検討目的である父親の育児にかかわる「父親の支援のなさ」因子が含まれていること、の 4 点が挙げられる。育児ストレス尺度短縮版は 16 項目からなり、評価では五件法を用いた (表 1 参照)。実際には、回答に対する順

表 1 CSS 短縮版 (清水・関水, 2010)

項目	下位因子
1 子どもの世話で他のやりたいことができない	心身の疲労
2 子育てから解放されて息抜きできる時間が少なすぎる	
3 子どもの世話で自分の自由がきかないのがとても辛い	
4 夜間、育児のために何度も起きなければならなくて困っている	
5 育児のために睡眠不足の日々が続いている	
6 育児で身体の疲れが溜まっている	
7 子どもの知的能力に気がかりがある。	育児不安
8 子どもの顔つきや容姿容貌が気がかりである	
9 同じ年頃の子どもの様子を知ってわが子が劣っているのではと不安に思う。	
10 子どもにどう接していいのかわからない	
11 子どもの性格が気がかりである	
12 育児のことを考えると、漠然とした不安を覚える	
13 夫が子育てに協力的ではない	父親の支援のなさ
14 夫が私の育児生活の苦労を理解してくれない	
15 夫は子どもよりも自分の生活を中心に考えている	
16 夫の子育ては不完全で、かえって迷惑なことをする	

序効果を回避するため、表1の項目の順をランダム化し実施した。

調査内容の第三は父親の育児行動の頻度に関する母親の評価である。父親の育児行動としては、筆者の先行研究で用いた項目と同様の11項目を用いた(西尾, 2013)(表2参照)。評価は、「いつもしている」から「全くしない」まで五件法を用いた。第四は、父親の育児に対する母親の評価である。これも西尾(2013)と同様に、父親の育児に対する母親の総体的な評価を尋ねる目的で、父親の育児を10点満点で評価させた。また、父親の育児に対する満足度を「非常に満足している」から「全く満足していない」までの6項目から1つ選択させた。

表2 父親の育児行動リスト

1. 子どもをお風呂に入れる(入浴援助)
2. 子どものオムツ、トイレの世話をする(排泄援助)
3. 子どものミルク、食事の世話をする。(食事援助)
4. 子どもを寝かせる。(就寝援助)
5. 子どもの保育園、幼稚園などの送迎をする。(園送迎)
6. 子どもと一緒に遊ぶ。(遊び)
7. 子どもの歯磨きを手伝う。(歯磨き援助)
8. 炊事、洗濯、掃除などの家事をする。(家事)
9. 母親の話し相手になる。(話し相手)
10. 母親の自由な時間を作るよう努める。(自由な時間)
11. 母親に対してねぎらいの言葉を書ける(労いの言葉)

2.3.2 父親に対する調査内容

父親に対しては、父親の現在の状況、父親の育児行動頻度に関する父親自身の評価、および父親の育児に対する父親自身の自己評価の3つである。第一の、父親の現在の状況としては、父親の年齢、父親の就労状態について尋ねた。第二の父親の育児行動頻度に関する父親自身の評価としては、上記の表1に示した育児行動に関して、「いつもしている」から「まったくしない」まで、五件法を用いて自己評価させた。さらに第三の父親の育児に対する総体的な自己評価として、自分自身の育児に対して10点を満点とした評価を尋ねた。

2.4 調査用紙の配布方法と回収方法

調査用紙は、各幼稚園、保育園の協力を得て、園から世帯ごとに配布された。本調査の目的上、母親のデータと父親のデータは対応するデータとして分析するため、母親に対する調査用紙と父親に対する調査用紙にそれぞれ個別に表紙を付け、一つの配布用

封筒に入れられた。また調査用紙は母親、父親各記入者によって母親用返却封筒、父親用返却封筒に厳封され、さらにそれを世帯ごとに1つの返却用封筒に厳封したうえで、各園において回収した。回収は、協力園の保育士、教員が行った。配布、回収に関して、保育園では、保護者の送り迎えの機会を利用して、保育士が保護者に直接受け渡しを行った。また幼稚園においては、園児を通して調査用紙の配布、回収を行った。

2.5 倫理的配慮

本研究を実施するにあたり、平成26年度甲南女子大学の研究倫理委員会の審査を受け、承認を得た。また、本調査を行うにあたり、4つの協力園の施設長、主任に対して本研究の目的、調査用紙の配布方法、回収方法を含めた調査方法、研究結果の公表方法等について説明し、了承を得た。さらに、実際の調査協力者である保護者に対しては、調査用紙の表紙に、調査の目的及び内容について説明し、回答をもって調査協力の承認を得たものとした。

また、本研究はその目的上、母親からのデータと父親からのデータが一对としてそろっていることが前提となるのであるが、協力園との協議の結果、一人親家庭に対しても二人親家庭と同様に調査用紙を配布し、回答、提出は一人親家庭の保護者の判断に任せることとした。

さらに、調査対象者のプライバシー保護の観点から、調査用紙は母親と父親でそれぞれ別に用意した回収用封筒に入れて厳封し、さらに調査用紙が、直接の回収者である園の先生の目に触れる可能性を排除するため、すなわち保護者が「自分の回答が研究者以外の第三者に見られる可能性はない」と感じられるよう、母親用回収封筒、父親用回収封筒を一つの回収用封筒に入れ厳封したうえで回収することとした。

3. 結果

3.1 調査対象者の基本属性

3.1.1 調査対象世帯数

回収された回答数は、O保育園が70世帯分、G保育園が135世帯分、K保育園が28世帯分、I幼稚園が57世帯分で、合計291世帯分であった。この中には一人親家庭や、あるいは父親、母親のデータが同封されていなかったもの、さらにはデータが未記入であるものなどを含んでいる。これら欠損のあるデータは、父親の育児に対する母親-父親間の評価の齟齬

に関連した検討を行う場合、分析の対象とすることはできない。しかし、協力によって得られたデータをできるだけ有効に利用するという趣旨のもと、一部欠損のあるデータを予め排除せず、分析に支障のない範囲でデータとする。よって、分析ごとに対象者数に多少の変動があるが、分析ごとに対象者数を示すこととする。ただし、先に述べたように母 - 父親の評価の齟齬を検討する場合、また量的分析で欠損値を排除すべきである場合に関しては、上記の対象者から、父母いずれかのアンケートが同封されていなかったもの、およびデータが記入されていなかった 55 世帯分を除き、236 世帯分のデータを分析対象とした。

3.1.2 対象者の年齢

母親の平均年齢は 34.43 歳 ($n=272, SD=5.00, max=48, min=20$)、父親の平均年齢は 36.48 歳 ($n=250, SD=5.93, max=59, min=20$) であった。

3.1.3 調査対象者の就労形態

母親の就労形態 ($n=290$) は、会社員、公務員などのフルタイムでの就労が 109 名、アルバイト、パートタイムでの就労が 81 名で全体の 65.5% であった。一方、自営業など自宅での就労が 22 名 (7.6%)、専業主婦が 45 名 (15.5%) であった。一方、父親の就労形態 ($n=257$) は、会社員、公務員などフルタイムでの仕事 213 名で全体の 82.8% を占め、自営業など自宅での就労が 36 名 (14.0%) であった (表 3 参照)。父母を

表 3 調査対象者の基本的属性

年齢	人数	平均	SD	min	max
母親	272	34.42	5.00	20	48
父親	250	36.48	5.93	20	59
就業形態					
母親					
	会社員・公務員などフルタイムの仕事				109
	アルバイトなどパートタイムの仕事				81
	自営業・内職など自宅での仕事				22
	専業主婦				45
	産休・育休中				15
	無職（休職中、求職中を含む）				7
	その他				11
父親					
	会社員・公務員などフルタイムの仕事				213
	アルバイトなどパートタイムの仕事				5
	自営業・内職など自宅での仕事				36
	専業主夫				0
	育休中				0
	無職（休職中、求職中を含む）				0
	その他				3
子どもの人数					
	1 名		119		
	2 名		121		
	3 名		37		
	4 名		8		
	5 名		3		
	6 名		1		
母親、父親以外の育児支援の有無とその内訳					
	支援なし			83	
	支援あり			207	
		同居の親族			43
		別居の親族			160
		近隣の知人			22
		保育園・幼稚園以外の公的支援			51
		その他			9

合わせた就労形態では、最も多かったのが父母ともにフルタイム就労で 87 世帯、次いで多かったのが、父がフルタイム、母がアルバイト・パートタイム就労で 62 世帯であった。

3.1.4 子どもの数

対象とした 291 世帯の内、子どもの数が 1 名の世帯が 119 世帯、2 名が 121 世帯、3 名が 37 世帯、4 名が 8 世帯、5 名が 3 世帯、6 名が 1 世帯であった。

3.1.5 母親、父親以外の日常的な育児支援の有無とその内訳

対象世帯 291 世帯の内、母親、父親以外に日常的に子育てを支援してくれる育児資源を持たない世帯は 83 世帯で、持っている世帯は 207 世帯、記入なしが 1 世帯であった。父母以外の子育て資源を持っている世帯に関して、その資源の内訳は、「父親以外の同居の親族」が 43 世帯、「別居の親族」が 160 世帯、「近隣の知人」が 22 世帯、「保育園・幼稚園以外の公的な育児サービス」の利用が 51 世帯、「その他」が 9 世帯であった（複数回答）。

3.2 父親の育児行動の分類

母親が評価した父親の育児行動の頻度に基づいて、父親の育児行動を分類した。具体的には、母親が評価した父親の育児行動（表 1 参照）の頻度を変数として因子分析を行った。因子分析は、反復推定ありで、共通性の推定には SMC 法、回転は直交回転（バリマックス法）を用いた。因子数の決定にあたっては固有値 1 以上の基準を用いた。その結果、二因子までで累積寄与率が 50.58% となった。この因子分析で各項目の因子負荷量を検討した結果、第五項目（「子どもを保育園・幼稚園へ送迎する」）、第六項目（「子どもと一緒に遊ぶ」）、第八項目（「炊事、洗濯、掃除などの家事をする」）の三項目は、第一因子、第二因子に対して因子負荷量の偏りがなく、いずれに因子にも寄与していないことが示された。また、第七項目「子どもの歯磨きを手伝う」は、第一因子に因子負荷が高かったが、歯が生えそろっていない乳児の保護者は回答できない項目であるためこれを不適切とし、上記の四項目を分析から除外して、再度同じ条件で因子分析を行った。その結果、二因子構造で累積寄与率は 59.82% と相応の寄与率を示したことから、二因子構造を採用することとした（表 4 参照）。

第一因子は、因子負荷量の高い順に「子どものオムツ、トイレの世話をする」、「子どものミルク、食事の世話をする」、「子どもをお風呂に入れる」、「子どもを寝かせる」の 4 項目であり、いずれも子どもに対する育児行動であることから第一因子を「対子ども支援」と命名した（表 4 参照）。一方、第二因子は、因子負荷量の高い順に「母親に対して労いの言葉を掛ける」、「母親の自由な時間を作るよう努める」、「母親の話し相手になる」の 3 項目であり、いずれも母親に対する行動であることから「対母親支援」と命名した。

筆者の先の研究（西尾, 2013）では、三因子構造を採用した。これは西尾（2013）では第七項目「子どもと遊ぶ」が第一因子、第二因子のいずれにも属さず、一項目のみで第三因子として高い寄与率を示したためであるが、これを除けば、本調査の第一因子、第二因子に含まれる項目は、西尾（2013）と全く同じ構造を示しており、父親の育児行動としては安定的に 2 因子構造が示されたといえよう。

表 4 母親の頻度評価による父親の育児行動の分類

項目	対子ども支援	対母親支援	共通性
排泄援助	0.795	0.196	0.6705
食事援助	0.732	0.276	0.6128
入浴援助	0.651	0.062	0.4279
就寝援助	0.619	0.197	0.4224
労いの言葉	0.057	0.948	0.9014
自由な時間	0.347	0.765	0.7051
話し相手	0.210	0.635	0.4475
因子寄与	2.144	2.043	4.187
因子寄与率 (%)	30.63	29.19	
累積寄与率 (%)			59.82

3.3 母親の育児ストレスに対する父親の育児行動頻度の影響

父親の育児行動が母親の育児ストレスに与える影響を検討するために、母親の育児ストレスの三つの因子得点、すなわち「心身の疲労」得点、「育児不安」得点、「父親の支援のなさ」得点をそれぞれ目的変数²として重回帰分析を行った。説明変数は、父親の育児行動を構成する「対子ども支援」得点、「対母親支援」得点、母親の育児ストレスに対する影響が指定される、「母親の年齢」、「父母以外の育児支援の有無³」、各世帯の「子どもの数」を加えた。「対子ども支援」得点、

² 「心身の疲労」得点、「育児不安」得点、「父親の支援のなさ」得点は、「育児ストレス尺度（短縮版）」（清水・関水, 2010）に従い、「心身の疲労」因子、「育児不安」因子、「父親の支援のなさ」因子に属する項目を、被験者ごとに加算し、項目数で割ったものを各被験者の得点とした。

³ 父母以外の育児支援の有無は「支援なし」、「支援あり」のカテゴリー変数であるため、重回帰分析ではダミー変数を用いた。

「対母親支援」得点は、上記の母親による父親の育児行動頻度評価の因子分析から算出された、因子ごとの因子得点を用いた。また、分析対象者は本論の目的から、母親が就労している世帯⁴を対象とした。対象者の世帯数は 168 世帯である。

3.3.1 「心身の疲労」に対する父親の育児行動頻度の影響

母親の「心身の疲労」得点を目的変数とし、父親の育児行動に対する母親の頻度評価から算出された「対子ども支援」得点、「対母親支援」得点、「母親の年齢」、「父母以外の育児支援の有無」、「子どもの数」を説明変数として重回帰分析を行った。その結果、「心身の疲労」に関しては、「対母親支援」得点に有意な影響を示した ($\beta = .178, p < .05$)。すなわち、父親が母親に対して労いの言葉をかける、母親が自由な時間を持てるよう努めるなどしていると、母親が評価しているほど、母親の心身の疲労は低く評価されることが示された。他方、「母親の年齢」、「育児支援の有無」、「子どもの数」、父親の「対子ども支援」に関しては「心身の疲労」に関して有意な影響が認められなかった (表 5 参照)。

3.3.2 「育児不安」に対する父親の育児行動頻度の影響

「育児不安」得点を目的変数とし、「対子ども支援」得点、「対母親支援」得点、「母親の年齢」、「育児支援の有無」、「子どもの数」を説明変数として重回帰

分析を行った。その結果、「育児不安」に関しては、「対母親支援」得点に有意な影響を示した ($\beta = -.157, p < .05$)。すなわち、「心身の疲労」と同様に、母が父親から支援を受けていると評価しているほど育児に関する不安が低くなることが示された。他方、「母親の年齢」、「育児支援の有無」、「子どもの数」、「父親による対子ども支援」に関しては、「育児不安」に関して有意な影響が認められなかった (表 6 参照)。

3.3.3 「父親の支援のなさ」に対する父親の育児行動頻度の影響

「父親の支援なさ」得点を目的変数とし、「対子ども支援」得点、「対母親支援」得点、「母親の年齢」、「育児支援の有無」、「子どもの数」を説明変数として重回帰分析を行った。その結果、「対子ども支援」、「対母親支援」、「子どもの数」が有意な影響を示した (「対子ども支援」: $\beta = .455, p < .01$, 「対母親支援」: $\beta = .512, p < .01$, 「子どもの数」: $\beta = .11, p < .05$)。すなわち、父親からの支援のないことによる育児ストレスは、父親の子どもに対する育児行動の頻度が低いほど高く、また父親の母親に対する支援行動の頻度が低いほど高く、さらに子どもの数が多くなるほど、高く評価されることが示された。他方、「母親の年齢」および「父親以外の育児支援の有無」に関しては有意な影響は認められなかった (表 7 参照)。

表 5 「心身の疲労」を目的変数とした重回帰分析 (n=168)

変数	標準偏回帰係数 (β)	F 値	T 値	P 値	判 定
母親の年齢	0.105	1.865	1.366	0.174	
育児支援の有無	-0.132	2.944	-1.716	0.088	
子どもの数	-0.107	1.853	-1.361	0.175	
対子ども支援	-0.105	1.942	-1.394	0.165	
対母親支援	-0.178	5.553	-2.357	0.020	*
定数項		23.148	4.811	0.000	**

表 6 「育児不安」を目的変数とした重回帰分析

変数	標準偏回帰係数 (β)	F 値	T 値	P 値	判 定
母親の年齢	0.044	0.312	0.558	0.577	
育児支援の有無	0.028	0.126	0.355	0.723	
子どもの数	0.036	0.198	0.445	0.657	
対子ども支援	-0.022	0.077	-0.278	0.781	
対母親支援	-0.157	4.080	-2.020	0.045	*
定数項		15.769	3.971	0.000	**

⁴ ここでの「就労」とは、母親が、会社員・公務員などのフルタイムの就労、パートタイムの就労、または自宅での自営業での就労を意味する。

表7 「父親の支援のなさ」を目的変数とした重回帰分析

変数	標準偏回帰係数 (β)	F 値	T 値	P 値	判 定
母親の年齢	-0.012	0.049	-0.222	0.825	
育児支援の有無	-0.075	1.790	-1.338	0.183	
子どもの数	0.114	3.951	1.988	0.049	*
対子ども支援	-0.455	69.162	-8.316	0.000	**
対母親支援	-0.512	87.136	-9.335	0.000	**
定数項		30.902	5.559	0.000	**

3.4 父親の育児に対する母親－父親間の評価の齟齬と母親の育児ストレスとの関連

本調査では、父親の育児に対する総体的な評価として10点を満点とした評価点を、母親と父親とに個別に質問している。すなわち、父親の育児に対する母親からの評価と父親自身の自己評価を、10点を満点としてそれぞれに評価したものである。当然のことながら、母親からの評価と父親の自己評価とは必ずしも一致しない。本調査の自由記述にも母親からの声として「(夫は) 本人的には(子育てを) やっているつもりであるが、理解されていない⁵」、「やってくれていると思うけど、どこかで「やってあげてる」感が(ある)⁶」など、母親の評価と父親の評価に齟齬のあることが示唆されている。よって本論では、子育てに対する夫婦間の評価の違いが、母親の育児ストレスに与える影響を検討した。具体的には、母親－父親間の評価の齟齬の程度から、母親－父親の組すなわち世帯を3群に分け、育児ストレスの三つの下位因子得点(「心身の疲労」、「育児不安」、「父親の支援のなさ」)の平均を比較した。評価の齟齬の程度に基づいた世帯の分類に関しては、母親の評価点から対となる父親の自己評価点を引いた差分を用いた。すなわち、差分が負の場合は、母親の評価よりも父親の自己評価の方が高い場合であり、差分が正の場合は母親の評価よりも父親の自己評価が低いものであり、差分が零の場合は、母親の評価と父親の評価が等しいことを示す。

また、分析の対象世帯は、本論の目的から、父親、母親ともに就労している世帯を対象とした。具体的には、父親、母親ともに、会社員・公務員などのフルタイムの就労、アルバイトなどパートタイムの仕事、自宅での自営業のいずれかの形で就労している

世帯175世帯を分析対象とした。

この差分点に基づき分析対象世帯を三群に分けた。すなわち、差分点が-1以下である群を、父親の自己評価が母親の評価よりも高いという意味で父親過大評価群(Oe: Over Estimate)、差分点が0以上1以下である群を、父親の自己評価と母親の評価とがほぼ同じであるという意味で等評価群(Ee: Equal Estimate)、差分点が1より大きい群を過小評価群(Ue: Under Estimate)とした⁷。父親過大評価群に属する世帯は43世帯、父母等評価群は59世帯、父親過小評価群は73世帯であった。

上記の3群を対象として「評価の齟齬」を第一要因(被験者間)とし、「育児ストレス」を第二要因(被験者内)として、被験者間被験者内二要因混合分散分析を行った。「評価の齟齬」要因は、父親過大評価群(Oe)、父母等評価群(Ee)、父親過小評価群(Ue)の3水準からなる。また「育児ストレス」要因は、「心身の疲労」、「育児不安」、「父親の支援のなさ」の3水準からなる。その結果、「評価の齟齬」要因に関しては有意な主効果が認められた($F(2,172)=22.24, p<.001$)。そこで、「育児ストレス」要因の3水準の得点を込みにして、5%を有意水準でRyan法を用いて下位検定を行ったところ、父母等評価群の母親と比較して父親過大評価群の母親の育児ストレスが高いことが示された($2.697(Oe) > 2.109(Ee), t(172)=6.228, p<.001$)。また父親過小評価群の母親と比較して父親過大評価群の母親の育児ストレスが高いことが示された($2.697(Oe) > 1.967(Ue), t(172)=4.807, p<.001$)。また、父親過小評価群と父母等評価群では、育児ストレスにおいて有意な差は認められなかった($t(172)=1.333, n.s.$)。また「育児ストレス」の要因に関しても有意な主効果が認められた($F(2,344)$

⁵ 括弧内は筆者が補完した部分。

⁶ 括弧内は筆者が補完した部分。

⁷ 群分けの基準となる差分点の範囲については、3つの群で対象者の数にできるだけ偏りがなく、等しくなるようにその範囲を定めた。

=29.07, $p<.001$)。有意水準を5%とし、「評価の齟齬」要因の3群を込みにして、Ryan法を用いて下位検定を行った。その結果、育児ストレス3因子における平均点で、「心身の疲労」得点が「育児不安」得点、「父親の支援のなさ」得点と比較して有意に高いことが示された(2.523(心身の疲労) > 1.928(育児不安), $t(344) = 7.80, p<.001$; 2.264(父親の支援のなさ) > 1.968(育児不安), $t(344) = 3.76, p<.001$)。加えて、「心身の疲労」得点と比較して「父親の支援のなさ」得点が有意に高いことが示された(2.264(父親の支援のなさ) > 1.986(育児不安), $t(344) = 4.05, p<.0001$)。

また、「評価の齟齬」要因と「育児ストレス」要因に関して有意な交互作用が認められた($F(4,344) = 11.959, p<.001$)。そこで、「評価の齟齬」要因の単純主効果を調べるため、育児ストレスの3要因ごとに下位検定を行った。その結果、「心身の疲労」、「育児不安」、「父親の支援のなさ」のすべての水準において、「評価の齟齬」要因の効果が有意であった(心身の疲労: $F(2,516) = 3.546, p<.05$, 育児不安: $F(2,516) = 4.452, p<.05$, 父親の支援のなさ: $F(2,516) = 45.872, p<.0001$)。まず、「心身の疲労」について、有意水準を5%としてRyan法を用いて多重比較したところ、父親過大評価群の母親の「心身の疲労」得点の平均が、父親過小評価群の母親よりも高いことが示された(Oe-Ee: $t(516) = 2.512, p<.05$)。また有意傾向ながら、父親過大評価群の母親の心身の疲労は、父母等評価群の母親よりも高い傾向が示された(Oe-Ee: $t(516) = 1.840, p<.1$)。父母等評価群と父親過小評価群との間には、母親の「心身の疲労」得点の平均に関して有意な差は認められなかった(Ee-Ue: $t(516) = .651, n.s.$)。次に「育児不安」に関して、上

記と同様に多重比較を行ったところ、父親過大評価群の母親の「育児不安」平均得点は、父母等評価群および父親過小評価群の母親の「育児不安」平均得点よりも有意に高いことが示された(Oe-Ee: $t(516) = 2.835, p<.01$, Oe-Ue: $t(516) = 2.013, p<.05$)。他方、父母等評価群と父親過小評価群の間には有意な差は認められなかった(Ee-Ue: $t(516) = .808, n.s.$)。さらに、「父親の支援のなさ」に関しても同様に多重比較を行った。その結果、父親過大評価群の母親の「父親の支援のなさ」得点の平均は父母等評価群、父親過小評価群の母親のそれよりも有意に高いことが示された(Oe-Ee: $t(516) = 7.067, p<.001$, Oe-Ue: $t(516) = 8.80, p<.0001$)。他方、父母等評価群と父親過小評価群の間には有意な差は認められなかった(Ee-Ue: $t(516) = 1.570, n.s.$)。上記の3つの下位検定の結果は、父親過大評価群の母親の育児ストレスは「心身の疲労」、「育児不安」、「父親の支援のなさ」のすべてにおいて、父母等評価群、父親過小評価群の母親よりも高いことを示している。すなわち、父親の育児に対して母親の評価よりも父親の自己評価の方が高い世帯では、母親の育児ストレスが高くなることが示された(図1参照)。

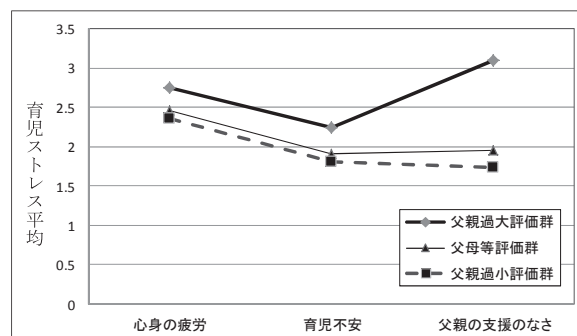


図1 父親の育児に対する父母間の評価の齟齬と育児ストレス

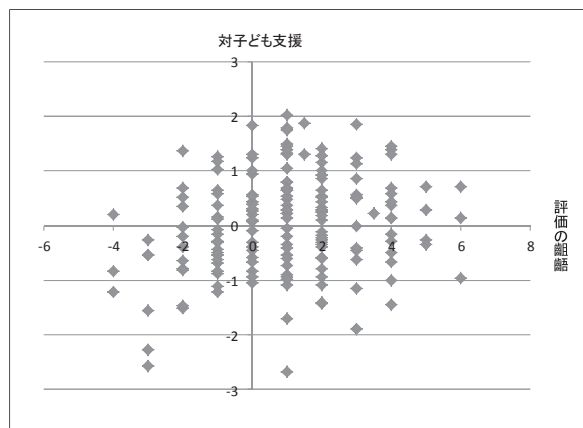


図2 対子ども支援と評価の齟齬の散布図

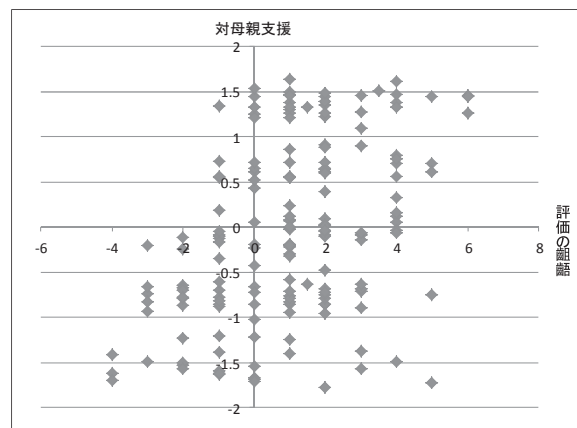


図3 対母親支援と評価の齟齬の散布図

3.5 父親の育児に対する父母間の評価の齟齬と父親の育児行動に対する母親の評価頻度の相関分析

父親の育児に対する父母間の評価の齟齬と父親の育児行動に対する母親の頻度評価の関連を検討するため、上記の2変数間の相関を検討した。その結果、対子ども支援因子得点と評価の齟齬の間で有意な弱い相関が認められた($r(175) = .203, p < .01$)。また対母親支援因子得点と評価の齟齬との間で有意な弱い相関が認められた($r(175) = .420, p < .01$)。すなわち、この結果は、父親の評価よりも母親の評価の方が高いほど、父親の対子ども支援、対母親支援の頻度は高いと評価されており、逆に、母親の評価よりも父親自身の評価が高いほど、父親の対子ども支援、対母親支援の頻度は低いと評価されていることを示すものである。しかしながら、対子ども支援、対母親支援のいずれに対しても、有意な相関が示されたとはいえ相関係数は低いく、散布図からも分かるように、支援の頻度と父母間の評価の齟齬の間には明確な関連が示されたとは言い難い結果であった。

4. 考 察

4.1 就労している母親の育児ストレスに対する父親の育児行動頻度の影響

本論の第一の目的は、就労している母親の育児ストレスに対する父親の育児行動頻度の影響を検討することであった。育児ストレスの3つの下位因子、「心身の疲労」、「育児不安」、「夫の支援のなさ」の因子得点を目的変数とし、母親によって頻度評価された、父親の育児行動の「対子ども支援」得点、「対母親支援」得点、「母親の年齢」、「育児支援の有無」、「子どもの数」を説明変数として重回帰分析を行った。その結果、「心身の疲労」に関しては、重相関係数 $R = .294$ で、父親

の「対母親支援」の頻度が高いほど、母親の「心身の疲労」ストレスは低下することが示された。「育児不安」ストレスに関しては、重相関係数 $R = .179$ で、父親の「対母親支援」の頻度が高いほど、「育児不安」が低下することが示された。また、「父親の支援のなさ」ストレスに関しては、重相関係数 $R = .720$ で、父親の「対母親支援」および「対子ども支援」の頻度が高いほど、「父親の支援のなさ」ストレスは低く、子どもの数が多いほど、「父親の支援のなさ」ストレスは高まることを示された。

この結果を、西尾(2013)の結果と比較すると、西尾(2013)では、父親の育児行動頻度と母親の「心身の疲労」および「育児不安」とは関連が示されていないが、本調査では、父親の「対母親支援」の頻度が高いほど「心身の疲労」および「育児不安」が低くなることを示された。この違いが生じた原因としては、調査対象者の属性の違いによると考えられる。西尾(2013)の調査対象者は、子育て支援広場に参加する母親で、その約9割が専業主婦で、かつ子どもの数も1名のみが全体の約8割であった。一方、今回の対象者は、保育園、幼稚園に子どもを通わせている世帯の母親であり、就労している母親で、子どもの数も2名以上が全体の5割を超えている。すなわち、本調査の対象者は西尾(2013)の対象者と比較して、就労しかつ子どもの数も多いことから、身体的な負担も多く、また自由になる時間を持つ機会がより少ないことが推測される。それゆえ、子どもの数が少なく、家にいる時間が相対的に長い母親と比較した場合、母親の育児ストレスに対する父親からの支援の有無の影響が、より顕著に現れたのではないかと考えられる。ただし、興味深いのは、「心身の疲労」、「育児不安」のいずれも関連を示したのが父親の「対母親支援」の頻度であったことである。すなわち、父親による直接的

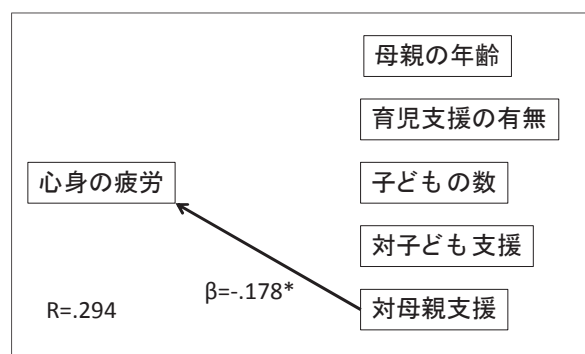


図4 母親が感じる「心身の疲労」ストレスに対して影響を及ぼす要因

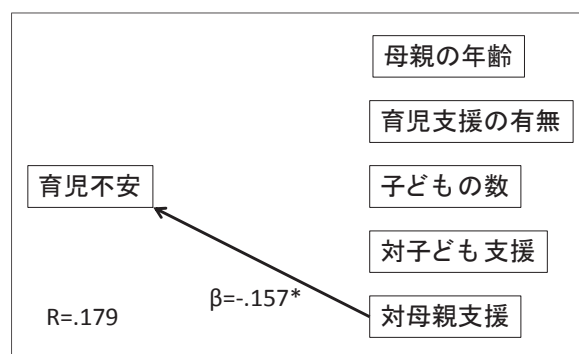


図5 母親が感じる「育児不安」ストレスに対して影響を及ぼす要因

な育児が母親の育児ストレスを軽減するのではなく、「母親にねぎらいの言葉を掛ける」、「母親が自由な時間を持てるよう努める」、「母親の話し相手になる」など、いわば母親のメンタルサポートの有無が、母親の育児ストレスを低下させているのである。子どもに対する直接的な育児が母親の「心身の疲労」や「育児不安」と関連を示さなかった理由として、父親が育児にかかわる時間の短さが考えられる。先にも述べたように、6歳以下の子どもを持つ父親が育児を行う時間は1日平均7分である（総務省：平成23年社会生活基本調査 生活時間に関する結果, 2012）。それゆえ、相対的に「対子ども支援」頻度が高いと評価される父親であっても、母親の身体的な疲労や育児に関する不安を軽減するほどに十分なものではなく、結果として「心身の疲労」や「育児不安」のストレスと「対子ども支援」頻度が関連を示さなかった可能性が考えられるであろう。

他方、「父親の支援のなさ」ストレスに関しては、父親の育児行動としての「対母親支援」、「対子ども支援」のいずれにおいても、その行動頻度が高いほど「父親の支援のなさ」ストレスが低くなることが示された。これは、西尾 (2013) の結果と同様であったが、標準偏回帰係数を比較すると、「対母親支援」が本調査で $\beta = -.512$ 、西尾 (2013) の調査では $\beta = -.372$ 、「対子ども支援」では、本調査では、 $\beta = -.455$ 、西尾 (2013) の調査では $\beta = -.305$ といずれも本調査の方が、「父親の支援のなさ」ストレスに対する影響が強く示された。また、「子どもの数」の要因も、「父親の支援のなさ」と関連を示し、子どもの数が多いほど母親は「父親の支援のなさ」ストレスを感じていることが示された。

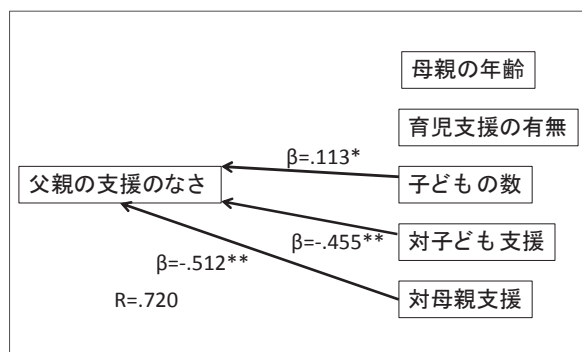


図 6 母親が感じる「父親の支援のなさ」ストレスに対して影響を及ぼす要因

このような結果になった理由としては、上で述べたのと同様に、本調査の調査対象者が、就労している母親であり、その半数以上が2名以上の子どもを持っていることによると考えられる。すなわち、「父親の支

援のなさ」ストレスに対する父親の育児鼓動頻度の影響は、就労していない母親よりは就労している母親において、また、子どもの数が少ないより多い場合に、より顕著に現れることが推測される。

4.2 父親の育児に対する父母間の評価の齟齬と母親の育児ストレスとの関連

本論の第二の目的は、母親が就労している世帯を対象として、父親の育児に対する母親の評価と父親自身の自己評価との齟齬と母親の育児ストレスとの関連を検討することであった。父親の育児に対する父母の評価の齟齬に基づき、175世帯を父親過大評価群、父母等評価群、父親過小評価群の3群に分類し、3群間で、母親の育児ストレスの下位因子（「心身の疲労」、「育児不安」、「父親の支援のなさ」）得点の平均を比較した。

「心身の疲労」、「育児不安」、「父親の支援のなさ」のいずれにおいても、父親過大評価群の母親は、父母等評価群、父親過小評価群の母親と比較して、育児ストレスが有意に高いことが示された。一方、父母等評価群と父親過小評価群の母親においては、上記の3つのストレスのいずれにおいても有意な差は認められなかった。このことはすなわち、父親の育児に関して母親の評価よりも父親の自己評価が高い場合、母親の育児ストレスが高くなることを示すものである。

この結果を西尾 (2013) と比較すると、父親の評価が母のそれより高い場合、母親の育児ストレスは高くなるという傾向に大きな違いは見られなかった（図1, 図7参照）。ただし、西尾 (2013) では、3つのストレス因子のいずれにおいても、父親過大評価群と他の群との間に有意な差は見られなかったが、今回の調査ではすべてのストレス因子において父親過大評価群と他の群との間に有意な差が認められた。またそのなかでも「父親の支援のなさ」ストレスに関しては、父親過大評価群の母親において際立って高いストレス得点を示している（図1参照）。

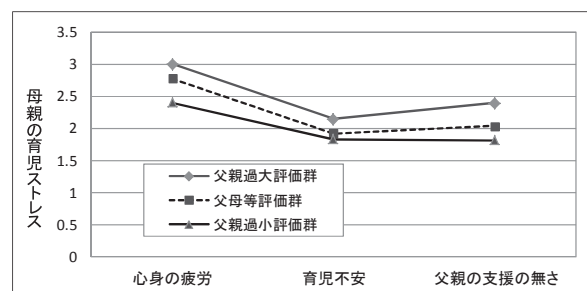


図 7 父母間の評価齟齬と母親の育児ストレス (西尾, 2013)

ここで、評価の齟齬の程度を西尾（2013）と本研究で比較してみると、父親過大評価群に関しては、西尾（2013）では父親が過大評価している程度の平均⁸が1.71 ($n=7, SD=1.11$)、本調査では平均が1.76 ($n=43, SD=.95$)、父親過小評価群に関しては、西尾（2013）では父親が過小評価している程度の平均が2.13 ($n=33, SD=1.28$)、本調査では2.31 ($n=73, SD=1.34$)と、二つの調査ではほぼ同様の結果が得られた。また、育児ストレス得点も、西尾（2013）の結果と本調査の結果は「父親の支援のなさ」ストレスを除いては、ほぼ同様である。以上のことから、西尾（2013）と本調査ではほぼ同様の結果でありながら、本調査でのみ、父母間の評価の齟齬の要因に有意な効果が見られた理由としては、西尾（2013）の対象世帯が54世帯と少数であったのに対し、本調査の対象世帯が175世帯と、調査対象世帯が増えたことによると考えられる。言い換えれば、専業主婦を中心とした西尾（2013）の調査と就労している母親の世帯を対象とした本調査と2度の調査で同様の結果が出たと言え、本調査で示された、父親の子育てに対する母親の評価よりも父親の自己評価が高い場合、母親が感じる育児ストレスは高くなる、という結果の信頼性を示すものと言えよう。

一方、父親過大評価群の母親が感じる「父親の支援のなさ」ストレスに関しては、西尾（2013）の結果と比較して本調査の結果は、比較的高く示された。今回の調査からその理由を推測するに足るだけのデータは得られていないが、やはり専業主婦と就労している母親という、調査対象者の違いが結果に影響していること可能性も考えられる。

4.3 まとめと今後の課題

本論の目的は、第一に、「対子ども支援」と「対母親支援」の二つの父親の育児行動頻度と、母親の育児ストレスとの関連を、検討することであった。重回帰分析の結果、「対母親支援」の頻度が高いほど、「心身の疲労」、「育児不安」、「父親の支援のなさ」のいずれの育児ストレスも低くなることが示された。他方、「対子ども支援」に関しては、「父親の支援のなさ」とのみ関連を示すにとどまった。母親の育児ストレス低減のためには、父親の子どもに対する直接的な支援よりも、母親に対する、“間接的な”支援の方が有効であることが示された。ただし、この結果は、父親の育児

を含めた家事従事時間が諸外国と比較しても著しく低いため、いずれの父親も、母親の「心身の疲労度」や「育児不安」には影響を及ぼすほどには「対子ども支援」を行っていないという、いわば“床効果”であったことも考えられる。目的の第二は、父親の育児行動に対する母親の評価と父親の自己評価の齟齬と母親の育児ストレスとの関連を検討することであった。175世帯を父親過大評価群、父母等評価群、父親過小評価群の3群に分け、3群間の母親の育児ストレス3因子得点の平均を比較した結果、「心身の疲労」、「育児不安」、「父親の支援のなさ」のいずれにおいても父親過大評価群の母親が、他の2群の母親よりも育児ストレスが高いことが示された。この結果は、単に父親の育児行動の頻度のみならず、父親の育児に対する父親自己評価が高く、母親の評価が低いという、夫婦間の評価のズレが、育児ストレスに影響を与えることを示すものであった。ここから推測される夫婦間の様相とは、母親の方は父親に対して「もっと積極的に育児にかかわってほしい」と思いながらも、父親の方が「自分は十分に育児に“協力している”」と自己評価しているため、父親の更なる支援を望めない、あるいは諦めている母親の姿ではないかと考えられる。

本調査の分析結果から、父親の育児行動が母親の育児ストレスに与える影響は、2つの側面から検討しなければならないことが示唆されたと考えられる。すなわち父親の育児行動の頻度と、その育児行動に対する父親信の評価と母親の評価の齟齬という夫婦間の関係的側面である。言い換えれば、父親が母親のストレス源にならない為には、父親の育児へ関わりの頻度とともに自らの関わりが母親からどのように評価されているか、という点も含めて考慮がなされなければならないことを示したと言えよう。またこのことは、これまで父親の育児参加とストレスとの関係に関して、その父親の育児行動の頻度のみならず、それがどのように評価されているか、すなわち認知の観点から検討することの必要性を示唆したものと言えよう。

さらに、本調査の結果を西尾（2013）で得られた結果と比較した結果から、本論の結果はいずれも西尾（2013）の結果をより顕著にした形で現れたものであった。その原因としては、調査対象世帯を西尾（2013）から約3倍に増やしたこと、および母親が就労している世帯を対象としたことによると考えられ

⁸ この平均の算出では、絶対値の平均を算出している。また、父親過大評価群、父母等評価群、父親過小評価群の群分けにおいても、西尾（2013）と同じ基準を用いた。

る。何れにせよ、二度の調査ではほぼ同様の結果が得られたことは、本論の結果の信頼性を高めるものといえよう。

本論の残された課題としては、母親の育児ストレスを高める、父親の育児に対する父母間の評価の齟齬の内実が不明なままである点である。今回の調査では、父親、母親のそれぞれが、父親の育児を 10 点満点で評価する、という大まかな印象評価を行った。それゆえ、父親、母親のそれぞれによる、父親の育児に対する評価の理由や、どのような点で評価に齟齬が生じるのかについてなど、不明なままである。特に、図 2、図 3 で示したように、父親の育児行動の頻度が同程度であっても、一方では母親の評価が父親の自己評価より低い夫婦もあれば（父親過大評価群）、他方では母親の評価が父の自己評価より高い夫婦（父親過小評価群）も見られる。このような、単に育児行動頻度によらない父、母それぞれの評価とその齟齬が生じる要因について検討する必要があるであろう。

謝辞

本調査を行うにあたり、アンケートにご協力をいただきました、保護者様に感謝申し上げます。また、アンケートの配布・回収にご協力をいただきました、G 保育園、I 幼稚園、K 保育園、O 保育園の園長先生を始め、先生方に感謝申し上げます。アンケート実施に当たり、様々なご配慮と協力をいただきました学校法人創志学園学園長 大橋節子様および創志学園の職員の皆様にも心より感謝申し上げます。

参考文献

- 柏木恵子・若松素子．(1994)．「親となる」ことによる人格発達：生涯発達の視点から親を研究する試み発達心理学研究，5 (1)，72-83.
- 久保桂子．(2014)．共働き夫婦の夫の家庭生活への関与を妨げる仕事の状況．千葉大学教育学部研究紀要，62，271-276.
- LION ソフラン バイバイ！ママストレスプロジェクト．(2012)．主婦のストレスと柔軟剤の香りに関する調査 <http://www.lion.co.jp/ja/company/press/2012/2012033.htm>.
- 永井暁子．(2009)．カップルの働き方と家族の時間．連合・連合総研共同調査研究報告書「生活時間の国際比較－日・米・仏・韓のカップル調査」，115-131.
- 西尾新．2013．母親の育児ストレスに対する父親の育児行動の影響－育児頻度の評価及び父母間の評価の齟齬から－．甲南女子大学研究紀要（人間科学編），49,59-74.
- 岡本絹子・中村 裕美子・山口 三重子・奥山 則子・標 美奈子・渡部 月子．(2002)．乳幼児をもつ母親の疲労感と父親の育児参加に関する研究．小児保健研究，61 (5)，692-700.
- 清水嘉子 (2001)．育児環境の認知に焦点をあてた育児ストレス尺度の妥当性に関する研究 ストレス科学，16 (3)，176-186.
- 清水嘉子・関水しのぶ (2010)．母親の育児ストレス尺度 -- 短縮版作成と妥当性の検討．子どもの虐待とネグレクト，12 (2)，261-270.
- 総務省．(2012)．詳細行動分類による生活時間－無償労働－．平成 23 年度社会生活基本調査，2-15.
- 武田江里子．(2009)．18 か月児を持つ母親の「怒り－敵意」に関する要因－妊娠末期から産後 18 か月までの日本語 POMS による追跡調査から－．日本助産学会誌，23 (2)，196-207.