フルタイム就業夫婦の育児分担を規定する要因

—仕事との時間的葛藤を生じる育児を中心に—

久保 桂子

要 約

雇用労働と時間的葛藤を生じる育児，たとえば，子どもの病気時の看護や保護者会への出席などは雇用労働の遂行を困難にする。本研究では，仕事との時間的葛藤を生じる育児に焦点を当て，夫婦の育児分担を規定する要因を検討する。分析には，2005年に実施した既婚就業女性の夫婦調査から，夫婦ともにフルタイムの雇用労働者で，かつ6歳未満の子どもをもつ677組の夫婦票を用いた。主な結果は以下のとおりである。妻の通勤・労働時間が長いほうが夫の育児分担度が高くなる一方，夫の通勤・労働時間が長いほうが夫の育児分担度が低い。夫の職場が有給休暇の取りやすい職場の場合，夫の育児分担度が高くなる。そして，子どもの病気時の対応について，夫婦が母親役割規範から自由であるほど夫の育児分担度が高い。さらに，夫が家族の予定に配慮するほど夫の育児分担度が高いことが明らかになった。

キーワード：育児分担，共働き夫婦，時間的葛藤

2007, 家族社会学研究, 19(2): 20-31

The Division of Child Care between Dual-Earner Couples

—Focusing on Child Care with Time-based Family-to-Work Conflict—

Keiko Kubo

Abstract

This study examines the factors of the division of child care between couples. I focus on child care with the time-based conflict between family and work. Time devoted to child care, for example, nursing sick children or attending meetings held by day care, makes it difficult to fulfill the requirements of work. I studied 677 couples with children under six years old from a 2005 survey of dual-earner couples. This study shows that husbands' long working hours are negatively related to the father's division degree of child care. Wives' long working hours are positively related to the father's degree of child care. In cases involving couples where the husband can easily take time off from work, these cases are positively related to the father's degree of child care. The couples' lower consciousness of the mother's role in nursing sick children is also positively related to the father's degree of child care, while the husband's deeper thought toward the schedule of their families is positively related to the father's degree of child care.

Key words: division of child care, dual-earner couple, time-based conflict

2007, Japanese Journal of Family Sociology, 19(2): 20-31

I. 問題設定

近年、少子化対策の一環として仕事と子育ての両立支援の対策が講じられてきているが、両立支援策を女性の就業継続という面から見る限り、十分な効果が現れていない。たとえば、第12回出生動向基本調査で、1985～89年結婚グループの女性と1995～97年結婚グループの女性の第1子出産前後の就業経歴を比較すると、出産退職者の割合は36.3%から40.0%に微増している一方、両立している女性の割合は25.6%から21.8%に減少している（国立社会保障・人口問題研究所、2004）。

出産育児期の女性のこうした状況を改善するためには、女性労働者の実態に即して、就業継続を困難にしている具体的要因を明らかにし実効のある施策を講じていくことが必要である。21世紀職業財団（2002）の女性労働者調査によれば、子育て中の仕事上の悩みで最も高い割合を示している項目は、「子どものために仕事を休まなければならないこと」である。また、女子労働協会の調査でも、両立のために必要な具体的対策として最も望まれていることは、「子どものための看護休暇」である（厚生労働省、2002）。一方、厚生労働省大臣官房統計情報部（2005）の調査によれば、保育サービスへの要望として「子どもが病気の時も預かってほしい」という要望が最も高い。いずれの調査からも、通常の保育体制では対応しきれない事態が生じたときに、職場や保育の体制が対応できるか否かが就業するうえで重要な問題であることが推察できる。さらに、育児での休暇取得が必要な場合として、保育園・幼稚園の行事への参加もあげられる。先の女子労働協会の調査によれば、女性労働者の43%が「保育園・幼稚園の行事」のために年次有給休暇を取得している（厚生労働省、2002）。

勤務時間と時間的に重複する育児は、Greenhaus and Beutell（1985）が指摘する時間的葛藤（time-based conflict）が生じる問題、すなわち、

一方の役割を行うことによりもう一方の役割遂行が時間的に困難になる問題として扱うことができる。共働き夫婦の場合、妻の時間的葛藤を減じ安定的に就業を継続するためには、夫婦以外のさまざまな育児援助資源を活用することはもちろんのこと、妻の職場環境の整備とともに、夫の職場環境の整備も望まれる。なぜなら、もし仮に夫が時間的葛藤を生じる育児を妻と平等に分担すれば、妻の負担を軽減することができる。

そこで、本稿は、仕事を休むか遅刻・早退を伴う、すなわち仕事と時間的葛藤が生じる可能性が高い育児への夫の分担を促進する条件を検討するために、乳幼児をもつフルタイム就業の雇用労働者夫婦を対象に、夫婦の育児分担を規定している要因を明らかにする。

II. 理論と仮説

夫の家事・育児分担の規定要因の仮説については、稲葉（1998）が1995年のSSM調査の報告書で整理しており、その後もほぼ同様の仮説に基づいて夫の育児参加・育児分担の研究が行われている。稲葉によれば、アメリカを中心とした先行研究から家事分担のパターンを説明する理論は三つに大別される。まず、学歴差や所得差が少なくなるほど家事分担が平等化するという相対的資源仮説である。次に、時間的制約の少ないほうが家事を行うという時間的制約仮説である。三つ目は性別役割分業規範を強く支持している場合は男性の家事参加が低いという性役割イデオロギー仮説である。稲葉はこれらの仮説に次の三つの仮説を追加している。まず、家事・育児のニーズそれ自体が大きければ男性の参加が高まるというニーズ仮説である。次に、世帯内外で夫婦以外に家事を担当してくれる人がいれば男女とも家事参加が減るという代替資源仮説である。3番目は、夫婦の情緒関係が強いほど家事育児を夫婦が一緒に行うことが増加し、夫の家事参加が高まるという情緒関係仮説である。

相対的資源仮説は、津谷（2002）、松田（2006）、

永井 (2004) の研究で、妻の収入や収入割合が高いほど父親の育児参加・育児分担が増加することが確認されている。時間的制約仮説については、加藤 ほか (1998)、津谷 (2002)、松田 (2002, 2006)、永井 (2004)、そして水落 (2006) の研究で、父親の労働時間が短いほど、または帰宅時間が早いほど父親の育児参加が増加する結果が得られている。性役割イデオロギー仮説は松田 (2006) の研究で確認されている。ニーズ仮説では末子年齢が低いほど夫の育児参加が高いことが、加藤ほか (1998)、松田 (2002, 2006)、永井 (2004) によって確認されている。代替資源仮説では、水落 (2006) の研究で共働き祖父母同居で夫の育児参加が低下するという結果が得られている。情緒関係仮説は、永井 (2004) の分析で関連が認められている。

このように父親の育児参加・育児分担の規定要因については近年研究が蓄積されてきているが、水落 (2006) は母親の就業は父母の学歴とその他の世帯属性に大きく影響されるから、妻の就業状態を世帯属性などと同時に育児参加の説明変数に用いるのは妥当ではないと指摘する。そして、共働き・片働きにデータを二分してそれぞれを分析した場合、末子年齢は片働きでは有意に影響するが共働きでは有意ではないという結果を示している。さらに、父親の労働時間はいずれの世帯でも有意に影響するが、通勤時間は共働き世帯のみで有意であるとしている。さらに松田 (2002) も、共働き・片働きを同時に分析した場合は、夫婦の収入に対する母親の収入割合が父親の育児協力度に有意に影響するが、妻がフルタイムの雇用者に限定して分析した場合は、収入割合は有意に影響しないことを明らかにしている。

また、石井クンツ (2004) は共働き夫婦の家事参加の要因分析で、夫と妻の職場環境と⁽¹⁾、親族の援助ネットワークにも注目している。石井の研究においては職場環境について有意な結果は得られていないが、職場環境についての Valcour and Batt (2003) の調査結果の分析では、仕事のタイ

ミングと場所についての柔軟性の欠如と過度の労働時間は、仕事と仕事以外の生活との効果的な統合を妨げるとされている。また、スウェーデンにおける男性の育児休業取得と職場環境の関連を分析した Bygren and Duvender (2006) の分析では、夫が育児休業を利用しない傾向が強い夫側の職場環境として、民間、小規模企業、男性優位な職場であるとして、職場環境の影響を明らかにしている。

親族の援助ネットワークについての石井クンツ (2004) の分析では親との居住距離が夫の家事参加と関連することが示され、特に妻の母親が遠くに住んでいる場合に夫の家事参加が有意に高くなり、Bott 仮説が日本でも適用可能であるとしている。核家族以外の人びととの緊密なネットワークは夫婦の結束の妨げになるという Bott (1957) の仮説に対して、Wellman and Wellman (1992) はトロントの調査からネットワークと夫婦関係は競合しない、他のカップルやグループのメンバーと夫婦とは互いに補い合うものであることを明らかにした。ネットワークが夫婦関係にどのように働くのかは重要な検討課題である。また育児に関する支援的なネットワークについて専門・管理職カップルを対象とした長津ら (2002) の調査によれば、子どもの病気や仕事で遅くなるときの体制として、夫婦の親ばかりでなく他の親族、ベビーシッターなど重層的な子育て支援体制が形成されていることが確認されている。親族・友人・近隣ネットワークをはじめ多様な支援についても検討する必要がある。

以上の先行研究をもとに、本稿では夫婦の育児分担の規定要因として次の仮説を設定した。まず、ニーズ仮説に従い、子ども数、末子年齢は育児のニーズそれ自体を大きくし夫の分担を高める。次に、代替資源説と援助ネットワークをまとめ育児援助資源仮説とし、世帯に親などの家事育児を代替する者がいない場合ほど夫の分担が高まる。親族の援助や、近隣・友人ネットワーク、ベビーシッター、ファミリーサポートセンターなど

の援助が少ないほど夫の分担が高まる。相対資源仮説に従い、学歴や収入など妻の資源が高いほど夫の分担が高まる。さらに、時間的制約仮説と職場環境をまとめて労働時間・職場環境とし、夫の勤務と通勤の時間が短いほど分担が高まる。有給休暇などをとりやすい柔軟性のある職場、従業員数の多い企業、残業の少ない職場で働く場合ほど夫の分担が高まる。そして、性役割イデオロギー仮説に従い、妻、夫それぞれが性別役割分業規範を支持しない場合ほど分担が高まる。情緒関係仮説では、夫が家族の行動・予定に気を配っているほど分担が高まるとした。稲葉(1998)の仮説は情緒関係が高まれば夫婦と一緒に行動するという行動面での伴侶性を用いているが、共働きの場合には共同行動よりも家族の情報の共有が重要であると考え、本稿では行動・予定への配慮を問題にした。

本稿の被説明変数となる育児項目は、通常の保育体制では対応できず仕事を休むか遅刻・早退を伴う、すなわち仕事との時間的葛藤を生じる可能性の高い育児であり、先の 21 世紀職業財団、女子労働協会の調査を参考に、「仕事を休んで病気の子どもを看護する」、「子どもを医者に連れて行く」、「保育所・幼稚園などの行事に参加する」、「保護者会や面談などに出席する」を設定した。なお、本稿では夫婦の育児分担を検討する。これまで検討してきた先行研究では津谷(2002)が「育児分担」を分析しているが、その他はいずれも「育児参加」「育児協力」の分析であり、非説明変数の質問内容も研究による違いが見られる⁽²⁾。先行研究の規定要因の差異については被説明変数による影響も考慮する必要がある。

III. データと変数

1. データ

使用したデータは、2005 年 10 月下旬～12 月下旬にかけて実施した「子どものいる女性労働者の就業・子育て・交流の実態に関する調査」⁽³⁾のデータである。調査は UI ゼンセン同盟男女平等

局、JAM 中央女性協議会、電機連合労働調査部、日本サービス・流通労働組合連合男女共同参画推進室、および日本食品関連産業労働組合総連合会男女平等委員会に協力を依頼して実施した。調査票の配布は、20 代から 50 代までの子どものいる女性労働者を対象に、本人記入票と夫記入票をセットで配布した。調査票の配布は組合連合が行い、回収は郵送回収法をとった。UI ゼンセン同盟と JAM は返信先を組合連合担当部とし、その他の組合連合は研究代表者宛とした。青森県、高知県、沖縄県を除く 44 都道府県で配布し、配布票数 3,930 組、回答票数 2,358 組(回収率 60.0%)である。本研究では、分析対象を夫婦とも正規雇用労働者、またはフルタイムの派遣社員・契約社員に限定し、調査時点の末子年齢が 6 歳未満で、さらに重回帰分析に用いる項目が有効回答である夫婦票とした。その結果、分析対象は 677 組の夫婦票となった。

調査対象者の平均年齢は妻が 34.3 歳、夫が 35.9 歳である。家族形態は核家族が 81.4%、拡大家族が 18.6%である。子ども数は、1 人 45.1%、2 人 46.7%、3 人以上 8.2%で、平均 1.63 人である。末子年齢は 0 歳 4.9%、1 歳 24.4%、2 歳 22.5%、3 歳 19.9%、4 歳 14.8%、5 歳 13.6%で、平均 2.56 歳である。妻の最終学歴は高卒 46.2%、短大・専門学校卒 33.7%、大卒以上 20.1%である。夫の最終学歴は中卒・高卒 40.3%、短大・専門学校卒 16.5%、大卒以上 43.1%である。

仕事の状況では、まず、雇用形態では、妻は正規雇用者 99.3%、フルタイムの契約・派遣社員 0.7%、夫は正規雇用者 98.8%、フルタイムの契約・派遣社員 1.2%である。従業上の地位について、妻は、課長 0.3%、主任 10.8%、役職なし 88.9%、夫は、部長以上 2.2%、課長 10.3%、主任 41.5%、役職なし 45.6%である。労働時間と通勤時間の合計時間は、妻は 520 分未満 38.3%、520～570 分未満 30.8%、570 分以上 30.9%、夫は 600 分未満 30.1%、600～700 分未満 32.8%、700 分以上 37.1%である⁽⁴⁾。平均年収は、妻は

表 1 夫婦の育児分担についての回答 (%)

	総 数 (N)	妻の回答					夫の回答				
		主に妻	妻の ほうが 多い	夫婦 同じ位	夫の ほうが 多い	主に夫	主に妻	妻の ほうが 多い	夫婦 同じ位	夫の ほうが 多い	主に夫
		1 点	2 点	3 点	4 点	5 点	1 点	2 点	3 点	4 点	5 点
仕事を休んで病気の 子どもを看護する	677	58.6	32.8	7.7	0.7	0.1	44.9	44.9	9.3	0.9	—
子どもを医者 に連れて行く	677	55.2	27.5	14.8	2.4	0.1	36.8	44.5	16.0	2.5	0.3
保育所・幼稚園などの 行事に参加	677	31.2	28.1	39.4	1.3	—	18.5	36.0	43.9	1.6	—
保護者会や面談 などに出席する	677	61.7	25.1	12.3	0.7	0.1	45.3	37.1	16.2	1.0	0.3

注) 調査票の妻票では「主に妻」は「主に私」、夫票の「主に夫」は「主に私」である。

300 万円未満 39.7%，300～400 万円 37.1%，400 万円以上 23.3%，夫は 400 万円未満 20.1%，400～600 万円未満 47.3%，600 万円以上 32.6% である⁽⁵⁾。会社の従業員数は、妻の職場は、299 人以下 10.9%，300～999 人 19.4%，1,000～2,999 人 22.0%，3,000 人以上 47.7%，夫の職場はそれぞれ 28.4%，16.2%，18.0%，37.4% である。妻の約半数は従業員数 3,000 人以上の会社に勤務しており、本調査の対象者は比較的安定した就労状況にあると考えられる。

2. 被説明変数

被説明変数である夫婦の育児分担は、「仕事を休んで病気の子どもの看護する」、「子どもを医者
に連れて行く」、「保育所・幼稚園などの行事に参加する」、「保護者会や面談などに出席する」の 4 項目について点数化を行った。まず、妻票の回答の「主に私」に 1 点、「私のほうが多い」に 2 点、「夫婦同じ位」に 3 点、「夫のほうが多い」に 4 点、「主に夫」に 5 点と得点を与え、4 項目の合計点を算出し妻の回答の「夫の育児分担保度」とした（4 項目のクロンバックの α 係数は .7463）。夫票は逆に「主に私」に 5 点～「主に妻」に 1 点を与え、合計点を算出し、夫の回答の「夫の育児分担保度」とした（ α 係数は .7920）。得点の分布は表 1 に示

したとおりである。

この夫の育児分担保度が、日常の家事分担保や実際の休暇日数、そして夫の育児態度とずれがないか否かを検討するために、次の関連項目を設定した。まず、日常の家事分担保を取り上げ、「食料品・日用品の買い物」、「食事の準備・調理」、「食事の後片付け（食器洗い）」、「洗濯・衣類の整理」、「部屋の掃除、整理・整頓」の 5 項目について夫の分担保を点数化した。妻票の回答の「主に私」に 1 点、「私のほうが多い」に 2 点、「夫婦同じ位」に 3 点、「夫のほうが多い」に 4 点、「主に夫」に 5 点と得点を与え、合計点を算出した（ α 係数は .6526）。夫票は逆に「主に私」に 5 点～「主に妻」に 1 点を与え、合計点を算出した（ α 係数は .6967）⁽⁶⁾。また、妻と夫それぞれの過去 1 年間の「子どものための年次有給休暇の取得日数」を取り上げ、日数と育児分担保との関連を検討した。夫の育児態度は、「夫（パートナー）は、子どもと過ごす時間を多く持とうとしている」について妻の認識を得点化した。「思わない」に 1 点、「あまり思わない」に 2 点、「ややそう思う」に 3 点、「そう思う」に 4 点を与えた。

夫の育児分担保、および分担保と関連すると考えられる変数の平均値と標準偏差、および相関係

表 2 夫の育児分担度と関連する変数の記述統計量および相関係数

	N	平均値	標準偏差	相関係数	
				1. 夫の育児分担度 (妻の回答)	2. 夫の育児分担度 (夫の回答)
1. 夫の育児分担度 (妻の回答)	677	6.79	2.35	—	
2. 夫の育児分担度 (夫の回答)	677	7.54	2.39	.620***	—
3. 夫の家事分担度 (妻の回答)	672	8.65	3.06	.392***	.313***
4. 夫の家事分担度 (夫の回答)	674	9.80	3.35	.306***	.443***
5. 夫の子どものための有給休暇取得 日数	652	2.85	3.01	.354***	.397***
6. 妻からみた夫の育児態度 (妻の回 答)	677	3.14	.81	.237***	.157***

*** $p < .001$

数は表 2 のとおりである。夫の回答は 7.54 点で妻の回答の 6.79 点に比べ高い値を示している。カップルに対し同じ質問をした場合、本人の得点が高得点になる傾向は Lee and Waite (2005) の調査結果にも示されており、予想された傾向である。平均値には差があるものの、妻と夫の回答に 0.1% 水準で有意な相関が認められる。さらに妻と夫の回答それぞれについて関連する変数とも有意な相関を示しており、妻の回答、夫の回答ともに夫の育児分担度を表す変数として妥当であると判断し使用することにした。

3. 説明変数

- 1) ニーズ仮説の検討のために、子ども数、末子年齢の数値を変数として用いた。
- 2) 育児援助資源仮説の検討のために、まず、家族形態を取り上げ、核家族を 1 とするダミー変数を用いた。次に育児援助ネットワークを取り上げた。親族や友人に「夫婦とも仕事で休めないときに病気の子どもの看護をしたり、急な残業が入ったりしたときに子どもの世話を頼めるか」という妻への問いに対し、「全く頼めない」に 1 点、「あまり頼めない」に 2 点、「だいたい頼める」に 3 点、「いつも頼める」に 4 点を与え、頼める程度を点数化した。「だいたい頼める」「いつも頼める」回答をあわせて得点の分布を見ると、妻方の親族が 63.1%、夫方の親族が 36.5% を占めるのに対し、友人・隣人、有料のベビーシッター、そして

ファミリーサポートセンターについては、それぞれ 5.5%、4.4%、5.2% にすぎず、回答に大きく偏りが見られるので、これらの 3 項目は分析項目から除外した。そして、親族の援助のみを取り上げ、親族援助の変数と家族形態を「親族の育児援助」項目とした。

3) 相対資源仮説の検討のためには、学歴や収入など妻と夫の差を用いた分析を予定したが、被説明変数との関係を検討したところ、学歴については、妻の学歴の上昇に伴って夫の育児分担度が上昇するという関係は見られず、妻が短大・専門校卒の場合に非説明変数の値が落ち込むという関係が見られた。妻の回答における非説明変数の値は大卒以上で 7.20、短大・専門学校卒で 6.47、高卒で 6.84、夫の回答で順に 7.66、7.21、7.72 である。当然、夫婦の教育年数の差と非説明変数とも有意な相関は見られず（妻の回答との相関 $r = .032$ ）、説明変数には用いないことにした。収入については、夫の収入から妻の収入を引いた夫婦の収入差と非説明変数との相関（同、 $r = -.071$ ）、および夫婦の合計収入に対する妻の収入割合と被説明変数の相関（同、 $r = .067$ ）はともに有意な相関が認められないが、妻の収入金額では有意な相関が認められたので（同、 $r = .109$ ）、妻の収入金額を用い、「妻個人の資源」の項目とした。金額は回答者の選択した 100 万円刻みのカテゴリデータの中間値を代表させた⁽⁷⁾。

表 3 夫の働く環境と育児分担度についての相関行列 (N=677)

	1	2	3	4	5
1. 夫の育児分担度（妻の回答）	—				
2. 夫の育児分担度（夫の回答）	.620***	—			
3. 夫の労働時間と通勤時間の合計（分）	-.156***	-.190***	—		
4. 夫の職場の有給休暇の取りやすさ	.216***	.228***	-.166***	—	
5. 夫の職場の残業の少なさ	.211***	.208***	-.529***	.277***	—
平均値	6.79	7.54	662.49	2.51	1.98
標準偏差	2.35	2.39	107.35	1.06	1.00

*** $p<.001$

4) 労働時間・職場環境として、まず、妻と夫の1日の勤務時間と通勤時間の合計時間を変数に用いた（以下、通勤・労働時間）。水落(2006)の分析によれば共働き世帯では夫の労働時間よりも通勤時間の長さのほうが夫の育児参加への影響が大きいという結果が示されているが、通勤時間のみの変数を検討したところ、非説明変数と有意な相関は見られないため（妻の回答との相関 $r=.000$ ）、取り上げないことにした。夫の有給休暇の取りやすさは、「有給休暇をとりにくい雰囲気がある」の質問について、また、夫の残業の少なさは、「恒常的に残業しなければ仕事が追いつかない状態である」の質問について、それぞれ「かなり当てはまる」に1点、「やや当てはまる」に2点、「あまり当てはまらない」に3点、「当てはまらない」に4点を与え、得点の高いほうが有給休暇を取りやすい職場、残業の少ない職場と考えた。従業員数については「99人以下」「100～299人」「300～999人」「1,000～2,999人」「3,000人以上」のカテゴリデータの中間値を用いた⁽⁸⁾。

5) 性役割イデオロギー仮説については、「夫は仕事、妻は家事・育児と役割分担すべきである」という項目を用いる予定であったが、妻の89.2%、夫の80.7%が「あまり思わない」「思わない」と答え、回答に大きく偏りがみられるので、「共働きの両親の子どもが病気になったとき、早退すべきは妻である」という母親役割規範の変数を用いた。回答の「そう思う」に1点、「ややそう思う」に2点、「あまり思わない」に3点、「思わな

い」に4点を与え、得点が高いほど母親役割規範が弱いことにした。回答の分布は、妻の回答で1～2点が41.9%、3～4点が58.1%、夫の回答でそれぞれ、38.1%、61.9%である。

6) 情緒関係仮説との関連では、「夫（パートナー）は、家族の行動・予定に気を配ってくれる」について、妻の認識を得点化した。「思わない」に1点、「あまり思わない」に2点、「ややそう思う」に3点、「そう思う」に4点を与えた。

IV. 結 果

1. 夫の育児分担度を規定する説明変数の検討

重回帰分析に先だって説明変数同士の関係を検討した。通勤・労働時間、休暇の取りやすさ、および残業の少なさの3項目については関連が強いことが予想されるので、検討を行ったところ、表3のとおり変数同士の有意な相関が認められる。3変数の関係で残業の少なさと通勤・労働時間の相関が最も強く（ $r=-.529$ ）、次に、残業の少なさと有給休暇の取りやすさと相関が強いため（ $r=.277$ ）、残業の少なさの変数を除くことにした。

残業の少なさの変数を除き、重回帰分析に用いる変数の平均値、標準偏差、および変数間の相関係数を示すと、表4のとおりである。妻の収入と末子年齢および妻の通勤・労働時間にやや強い相関が認められるが、重回帰分析投入後にVIF値を確認し多重共線性の問題が生じていないことが確認できたので⁽⁹⁾、説明変数として用いることにした。

表4 重回帰分析に用いる変数間の相関行列および記述統計量 (N=677)

変数	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1. 妻の回答 /夫の有児分相度	—														
2. 夫の回答 /夫の有児分相度	.620***	—													
3. 子の数	.080*	.013	—												
4. 末子年齢	.034	.045	.071	—											
5. 世帯構成ダミー (1=核家族)	.062	.089*	.136***	-.118**	—										
6. 妻方親族の援助	.079*	.103**	.030	-.031	-.033	—									
7. 夫方親族の援助	.084*	.052	.019	.045	.261***	.086*	—								
8. 妻の収入 (百万円)	.109**	.079*	.099*	.328***	.018	.029	.044	—							
9. 妻の労働時間と 通勤時間の合計(分)	.107**	.115**	-.031	.172***	-.094*	.059	.020	.344***	—						
10. 夫の労働時間と 通勤時間の合計(分)	.156***	-.190***	-.039	-.005	.055	.022	.129**	.065	.147***	—					
11. 夫の職場 有給休暇 の取りやすさ	.216***	.228***	.015	.037	.014	.030	.001	.067	.037	-.166***	—				
12. 夫の会社の従業員数 (千人)	.095*	.061	.010	.067	.124**	.095*	-.200***	.184***	.057	.242***	.201***	—			
13. 妻の意識/母親 役割規範に否定的	.188***	.168***	.035	.040	.021	-.141***	-.041	.082*	.115**	-.010	.099**	.014	—		
14. 夫の意識/母親 役割規範に否定的	.242***	.202***	.033	.019	.033	.049	-.063	.091*	.068	.054	.244***	.060	.263***	—	
15. 妻の認識/夫は家族の 予定に配慮する	.251***	.139***	.114**	.026	.071	-.003	.077*	.086*	.018	.075	.033	.019	-.063	.099**	—
平均値	6.79	7.54	1.64	2.56	.81	2.74	2.08	3.23	538.48	662.49	2.51	1.99	2.72	2.74	3.08
標準偏差	2.35	2.39	.65	1.46	.39	.99	1.07	1.26	70.52	107.35	1.06	1.67	.92	.85	.88

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

表 5 夫の育児分担度についての重回帰分析の結果（標準偏回帰係数 (β)）

	妻の回答			夫の回答		
	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 1	モデル 2	モデル 3
育児ニーズ						
子の数	-.054	-.052	-.057	.038	.039	.036
末子年齢	-.057	-.046	-.061	-.063	-.061	-.067
親族の育児援助						
世帯構成タミー (1 = 核家族)	.044	.055	.051	.085*	.103**	.101**
妻方親族の援助	-.045	-.022	-.026	-.076*	-.056	-.058
夫方親族の援助	.088*	.087*	.088*	.068	.056	.056
妻個人の資源						
妻の収入	.092*		.053	.066		.023
労働時間・職場環境						
妻の労働時間と通勤時間の合計		.098**	.082*		.128**	.122**
夫の労働時間と通勤時間の合計		-.148***	-.148***		-.182***	-.182***
夫の職場の有給休暇の取りやすさ		.111**	.110**		.138***	.138***
夫の会社の従業員数		.109**	.102**		.061	.058
母親役割規範 (子の病気に早退すべきは妻)						
妻の意識/母親役割規範に肯定的	.142***	.137***	.134***	.116**	.104**	.104**
夫の意識/母親役割規範に肯定的	.174***	.137***	.136***	.152***	.106**	.105**
情緒関係						
妻の認識/夫は家族の予定に配慮する	.217***	.214***	.209***	.117**	.107**	.105**
N	677	677	677	677	677	677
F	13.404***	13.685***	12.781***	7.673***	10.484***	9.691***
R ²	.153	.198	.200	.094	.159	.160
調整済 R ²	.142	.184	.185	.082	.144	.143

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

2. 重回帰分析の結果

夫の育児分担度を被説明変数とし、重回帰分析を行った結果は表 5 のとおりである。すべての変数を投入したものがモデル 3 である。モデル 1 はモデル 3 から労働時間・職場環境の変数を除いたモデルである。モデル 2 は、モデル 3 から妻の収入を除いたモデルである。いずれのモデルも夫の回答の育児分担度に比べ、妻の回答のほうが決定係数（調整済 R^2 ）の値が高くモデルの説明力が高いが、全体的に夫婦の回答に共通した結果が得られた。また、労働時間・職場環境を投入したモデル 2、およびモデル 3 は、妻の回答、夫の回答ともにモデル 1 に比べて決定係数が高い。また、妻の収入を除いたモデル 2 とモデル 3 の決定係数にほとんど変化はなく、決定係数に及ぼす収入の影響は非常に弱い。

モデル 3 を中心に主な結果を以下に示す。まず、育児ニーズの要因では、末子年齢、子ども数のいずれも、妻の回答、夫の回答とも有意な影響は見られない。親族の育児援助では、核家族のほうが夫の分担度が高い傾向が示されているが、世帯構成の有意な影響は夫の回答のみで認められる。親族の援助との関係では、妻方親族に頼める程度が高いほうが夫の育児分担度が低くなる傾向があるが、有意な影響が認められるのは夫の回答のモデル 1 のみである。一方、夫方親族との関係では頼める程度が高いほうが夫の分担度が高いが、有意な影響は妻の回答のみである。妻の収入は、モデル 1 で妻の回答で有意な影響を示しているが、労働時間・職場環境の変数を投入したモデル 3 では有意な影響は見られない。

労働時間・職場環境との関係では、妻の回答、夫の回答ともに夫の通勤・労働時間が長いほうが夫の育児分担度が有意に低い傾向が示された。そして、妻の通勤・労働時間については妻の回答、夫の回答ともに時間の長いほうが夫の分担度が有意に高い。夫の有給休暇の取りやすさでは、取りやすい職場のほうが夫の育児分担度が高く、妻の回答、夫の回答とも有意な関係を示している。ま

た、夫の会社の従業員数については、人数が多い場合に夫の分担度が高い傾向にあるが、妻の回答でのみ有意な影響が認められる。

母親役割規範との関係では、「子どもが病気の時に早退すべきは妻である」と思わないほうが夫の育児分担度が高く、妻の回答、夫の回答ともに有意な影響が認められる。情緒関係の変数については、夫が家族の予定に配慮していると妻が認識している場合に夫の育児分担度が高く、妻の回答、夫の回答とも有意に影響している。

V. 結論と考察

以上の分析結果から、妻の回答、夫の回答ともに有意な影響が認められる説明変数を夫の育児分担度を規定する要因と考え、仮説を検証する。

第一に、育児ニーズ仮説について、末子年齢も子ども数も夫の育児分担度に有意な影響は認められず、育児ニーズ仮説は支持されなかった。末子年齢と育児分担度は、津谷 (2002) が指摘するように末子年齢が低ければ全体に育児の負担は重く、夫の負担はもちろん妻の負担も重くなるから夫婦の割合自体は変わらないとも考えられる。子ども数については、年長の子どもの多ければ夫の参加が減少するという指摘もあり (松田, 2002)、子どもの年齢を考慮した変数の検討も必要である。

第二に、親族の育児援助が夫の育児分担に影響するという仮説も支持されなかった。世帯構成では、夫の回答で核家族のほうが拡大家族よりも夫の育児分担度が有意に高い傾向にあるものの、妻の回答においては有意な影響はない。親族の育児援助では、夫方親族に頼める程度が高いほうが夫の育児分担度は高くなり、妻の回答で有意な影響が見られるが、夫の回答では有意ではない。また、妻方親族については、妻の回答、夫の回答とも頼める程度が高いほうが夫の育児分担度が低い傾向は見られるものの、有意な影響はない。

第三に、相対資源仮説についても、妻の収入が夫の育児分担度に影響するという仮説は支持されなかった。また、学歴・教育年数については、妻

が短大・専門学校卒の場合に夫の育児分担当度が落ち込むために分析項目から除いたが、学歴が夫の育児分担当度とどのような関連があるのかは分析方法も含めて検討が必要である。

第四に、労働時間・職場環境について、まず、夫婦の通勤・労働時間が夫の育児分担当度に影響するという仮説は支持された。夫の通勤・労働時間が長いと夫の育児分担当度が有意に低い傾向が示された。一方、妻の通勤・労働時間については時間の長いほうが夫の分担当度が有意に高い関係が示された。夫の通勤・労働時間については、残業の少なさとも強い相関を示していたから、夫が超過勤務の必要な職場にいる場合は夫の育児分担当度が低くなることも予想される。また、夫の有給休暇の取りやすさでは、取りやすい職場のほうが夫の育児分担当度が有意に高い関係を示し、仮説は支持された。夫の会社の従業員数は、妻の回答では有意な影響を示しているが、夫の回答では関連が見られず、仮説は支持されなかった。

第五に、母親役割規範が夫の育児分担当度に影響するという仮説は支持された。妻の意識も夫の意識も「子どもが病気のときに早退すべきは妻である」と思わないほど夫の育児分担当度は有意に高い関係を示し、意識も重要な規定要因であることが示された。なお、従来、ジェンダー意識については「男は仕事、女は家事・育児」という性別役割分業規範の設問で検討されてきたが、共働きの場合は回答の偏りが大きく説明変数の検討が必要であることが示された。

第六に、情緒関係について、夫が家族の予定に配慮するか否かは夫の育児分担当度に影響するという仮説は支持された。夫の配慮は夫婦の育児分担の重要な要因であることが示された。この変数は、共働きの場合の情緒関係を検討する説明変数として有効な変数になると思われる。

以上の結果を総括すると、フルタイム就業の雇用労働者夫婦の場合、夫の育児分担当度に主に影響するのは、職場環境と夫婦の役割意識と夫婦の情緒関係である。職場環境では、妻の通勤・労働時

間が多いほうが夫の育児分担当度が高くなる一方、夫の通勤・労働時間が長いほうが夫の育児分担当度が低い。さらに、夫の職場が有給休暇の取りやすい職場の場合、夫の育児分担当度が高くなる。したがって、夫の職場環境は夫婦の育児分担を規定する重要な要因であることが明らかになった。意識については、夫婦が子どもの病気時の対応についての母親役割規範から自由であるほど、夫の育児分担当度が高い。また、夫が家族の予定に配慮するほど夫の育児分担当度が高い。夫が妻とともに育児を担うという意識や態度を持つか否かも、夫婦の育児分担を規定する重要な要因であることが明らかになった。

なお、重回帰分析に用いる説明変数の作成方法を検討する必要があることはこれまで述べてきたが、本稿で使用した非説明変数についてもその妥当性も含め検討が必要である。従来、育児参加や育児分担の非説明変数には子どもの身の回りの世話や遊びにかかわる頻度や時間、または夫の協力の程度が用いられてきたが、本稿では仕事との時間的葛藤を生じる育児の分担を被説明変数に用いる新たな試みを行った。今後質問内容の文言の検討や質的調査を積み重ねることにより、時間的葛藤を生じる育児の分担の度合いを測る尺度の検討が求められる。

【注】

- (1) 石井クンツは職場環境として、全国家族調査[NFRJ98]の「職業」を使用している。民間企業勤務、公務員、自営・自由業の3区分で変数を作成している。
- (2) 「育児分担」を分析した津谷(2002)は、夫婦の合計育児時間に占める夫の育児時間の割合を「育児分担割合」として非説明変数に用いている。「育児参加」の分析では、松田(2002)が、「身の回りの世話」「遊び相手」「しつけ」などについて「よく協力してくれる」(3点)～「ほとんど協力してくれない」(0点)までを合計し、「育児協力度」として分析している。さらに水落(2006)は、「ほぼ毎日」から「ほとんど行わない」まで、1週間の「育児参加の頻度」を非説明変数としている。永井(2004)も1週間の「育児

参加日数」を変数としている。

- (3) この調査は、日本学術振興会平成17～19年度科学研究費補助金(基盤研究(C), 課題番号17510218, 研究代表者: 高橋桂子, 研究分担者: 久保桂子, 草野篤子, 倉元綾子)を受けて行ったものである。
- (4) 勤務時間は、食事・休憩時間は含めないが、残業時間を含めた実労働時間である。2006年10月の第1週の実績とした。通勤時間は、回答者の選択した片道15分刻みのカテゴリデータの間隔を2倍し往復の通勤時間とした。
- (5) 年収は調査前年の年間収入実績である。低収入の割合が比較的多いのは、前年に育児休業を取得、または育児時間を取得した者も含まれることが影響している。
- (6) 家事分担度のクロンバックの α 係数は妻票、夫票とも望ましいとされる.70に満たないが、ある程度の内部一貫性があるとみなし使用した。
- (7) 200万円未満の間隔については、130～200万円未満は165万円、103～130万円未満は117万円、103万円以下は直前の数値間隔を用いて90万円とした。
- (8) 99人以下は50人とし、3,000人以上については直前の数値間隔を用いて3,999人とした。
- (9) 多重共線性の絶対的な基準値はなく相対的な値で判断されるが、内田(2003)は、VIFの値が5以上ならば要注意としている。本稿の場合、VIF値が最も高い説明変数はモデル3の妻の収入で、この項目のVIF値は1.33で、その他はすべて1.3未満である。さらに、「偏回帰係数の符号が単相関係数の符号と合わない」という多重共線性の弊害は起きていないので、多重共線性の問題は生じていないと判断した。

【文 献】

Bott E., 1957, *Family and social network*, Tavistock Publications.

Bygren M., Duvender A. Z., 2006, "Parents' workplace situation and fathers' parental leave use," *Journal of Marriage and Family*, 68(2): 363-372.

Greenhaus J. H., Beutell N. J., 1985, "Sources of conflict between work and family roles," *Academy of Management Review*, 10(1): 76-88.

稲葉昭英, 1998, 「どんな男性が家事・育児をするのか? : 社会階層と男性の家事・育児参加」渡辺秀樹, 志田基与師編『階層と結婚・家族』1995年SSM調査研究会, 1-42.

石井クンツ昌子, 2004, 「女性の就業と夫婦関係」渡辺秀樹, 稲葉昭英, 嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容: 全国家族調査[NFRJ98]による計量分析』東京大学出版会, 201-214.

加藤邦子, 石井クンツ昌子, 牧野カツコ, 土谷みち子, 1998, 「父親の育児参加を規定する要因: どのような条件が父親の育児参加を進めるのか」『家庭教育研究所紀要』20: 38-47.

国立社会保障・人口問題研究所, 2004, 『平成14年わが国夫婦の結婚過程と出生力—第12回出生動向基本調査—』(財)厚生統計協会.

厚生労働省編, 2002, 『平成13年版女性労働白書』(財)21世紀職業財団.

厚生労働省大臣官房統計情報部, 2005, 『平成15年地域児童福祉事業等調査報告』.

Lee Y., Waite L. J., 2005, "Husbands' and wives' time spent on housework: A comparison of measures," *Journal of Marriage and Family*, 67(2): 328-336.

松田茂樹, 2002, 「父親の育児参加促進策の方向性」国立社会保障・人口問題研究所編『少子社会の子育て支援』東京大学出版会, 313-330.

松田茂樹, 2006, 「近年における父親の家事・育児参加の水準と規定要因の変化」『季刊家計経済研究』71: 45-54.

水落正明, 2006, 「父親の育児参加と家計の時間配分」『季刊家計経済研究』71: 55-63.

永井暁子, 2004, 「男性の育児参加」渡辺秀樹, 稲葉昭英, 嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容: 全国家族調査[NFRJ98]による計量分析』東京大学出版会, 190-200.

長津美代子, 2002, 「妻・母の就業と家族関係: 育児と介護をめぐる」石原邦雄編『家族と職業』ミネルヴァ書房, 135-157.

21世紀職業財団, 2002, 『キャリア形成と仕事と家庭の両立に関する意識調査結果概要』(財)21世紀職業財団.

津谷典子, 2002, 「男性の家庭役割とジェンダー・システム: 日米比較の視点から」阿藤 誠, 早瀬保子編『ジェンダーと人口問題』原書房, 167-210.

内田 治, 2003, 『すぐわかるSPSSによるアンケートの多変量解析』東京図書株式会社.

Valcour M. P., Batt R., 2003, "Work-life integration: Challenges and organizational responses," In Moen P. (ed.), *It's about time, couples and careers*, Cornell University Press, 310-331.

Wellman B., Wellman B., 1992, "Domestic affairs and network relations," *Journal of Personal Relationships*, 9: 385-409.