

〔論 文〕

子どものいる正社員夫婦にみる夫の家事分担：職場風土の観点から

高 橋 桂 子

要 旨

本研究は、夫の家事分担に関して中範囲理論（相対的資源説、時間制約、性別役割意識）、親との同居や職場風土といった環境要因がどのように影響を与えるか検討を行ったものである。用いるデータは子どものいる正社員夫婦1,511組である（2005年調査）。階層的重回帰分析の結果、夫婦の年齢差を除くすべての中範囲理論が支持された。その他、夫の職場が多様性・均等政策といったジェンダー格差の縮小を推進していると認識していると夫の家事分担が増えるが、親と同居している場合、または夫が職場は残業が常態化していると認識している場合には夫の家事分担が減少することが明らかになった。

1. はじめに

夫婦とも雇用者である共働き世帯数は年々増加し、1995年以降は共働き世帯数が男性雇用者と無業の妻からなる世帯（以降、専業主婦世帯数）を上回っている。2008年では共働き世帯数1,011万世帯、専業主婦世帯数825万世帯と、雇用者世帯はその55%が共働き世帯である。世帯類型からも既婚女性が労働領域に参加している様子が伺える。

他方、既婚男性の家庭領域への参加は遅々として進んでいない。たとえば、内閣府『男女のライフスタイルに関する意識調査』（平成21年）では、家事分担の状況は「妻が行う」（34.6%）と「妻が中心となって行うが、夫も手伝う」（54.9%）で9割にのぼり、「半分ずつ分担して行っている」は7%にすぎない。妻がフルタイムで働いている場合にも「妻が行う」と「妻が中心となって行うが、夫も手伝う」は過半数（75%）を占め、夫婦で「半分ずつ分担して行っている」は2割にすぎない。

（財）こども未来財団『企業における仕事と

子育ての両立支援に関する調査研究報告書』（平成20年）では妻が専業主婦の男性正社員の1日の家事時間は「15分未満」が最も多く57%を占める。妻が正社員として就業している場合でもその割合は39%に減少するものの、「15分未満」が最も多い。

しかしながら、夫婦ともに正社員として働く女性の家事時間は「1～3時間」が最も多い。既婚女性の労働領域への参加が進んでいるものの、依然として家事が既婚女性に偏っていることがわかる。

夫（男性）の家事や育児分担に関する研究は相対的資源差、時間制約、性別役割意識や家庭内需要など中範囲理論に基づく仮説検証が進んでいる。しかしながら、Bronfenbrennerのエコロジカル理論やワーク・ライフ・バランスに関する考え方に基づけば、夫が家事を分担するかどうかは個人の属性、時間的余裕や性別役割意識だけでなく、個人を取り巻く環境、たとえば職場の風土や家族外ネットワークが影響を与えることも考えられる。Ishii-Kuntz（2003）は、親世代と同居している場合や勤務先の職場

でファミリー・フレンドリーな政策や雰囲気などが育児をしやすくしていることを、Ishii-Kuntz, Makino, Kato, and Tsuchiya (2004) では、仕事に対する満足感が育児参加や親子関係とプラスの関係をもつことを明らかにした。これらの研究をもとに石井ケンツ (2007) や Ishii-kuntz (2008) は、ワーク・ライフ・バランスの推進のためにもジェンダー格差に敏感な職場環境を創りだすことが必要であると主張する。

本研究は、Ishii-Kuntz (2008) の議論に応えようとするものである。具体的には、夫の家事分担に関して、夫と婦の職場風土や妻の同僚・友人との交流がどのような影響を与えるか検討する。家事分担を分析する場合、特に欧米の先行研究では、既婚女性が有業か無業かを問わず全体を分析対象とする先行研究が多い。しかしながら、既婚女性の労働参加が進み、共働き雇用者世帯が増えている今日、夫の家事分担をより必要としているサンプルに限定して研究を行うことは意味がある。これまで佐藤 (1998) は夫婦とも経営者または常時雇用されている従業者を対象に、久保 (2009) は派遣・契約社員も含むフルタイム雇用者を対象に分析している。本研究の目的は、職場風土が夫の家事分担に与える影響を分析することにある。そこでは派遣社員や契約社員といった一時的に企業に在籍する社員が認識する職場風土と、在籍期限に期限設定がなく、かつ中核社員として社運を担っていくべき役割を付与されている正社員のそれとは異なることが想定される。そこで、本研究では分析対象を短時間勤務を利用している正社員も含めた正社員に限定して行う。

2. 先行研究

(1) 定義・測定方法に関する先行研究

家事労働に関する研究の多くは、「家事労働」の定義として食事の準備、掃除・洗濯とするものが多い。そのような中、家事労働を「female tasks」(食事の準備、皿洗い、掃除、洗濯・ア

イロン、食料の買い出し), 「male tasks」(庭仕事、自動車のメンテナンス) と「gender-neutral tasks」(請求書の支払い、家族の送り迎え) の3グループに分けて夫の家事分担を分析したものにGreenstein (1996) がある。Greenstein (1996) は夫婦とも65歳以下の2,719人を対象にNational Survey of Families and Households (以下、NSFH) のデータを用いて回帰分析を行った。その結果、夫の「female tasks」分担に有意にプラスの影響を与える変数は夫の教育歴、妻の労働時間、夫と妻の性別役割分業意識の交互作用、逆に有意にマイナスの影響を与える変数は結婚期間、世帯収入に占める夫の所得割合、夫や妻の伝統的価値観であることを示した。つまり、食事の準備、皿洗い、掃除といった伝統的に女性が担ってきた家事は、夫の学歴が高いほど、妻の労働時間が長いほど、夫婦の性別役割分業意識が同じ方向を向いているほど夫が担い、逆に結婚期間が長くなるほど、家計に占める夫の所得割合が高くなるほど、夫や妻が伝統的価値観をもっているほど、夫がこれら家事を分担しないことを示唆している。

家事労働の測定方法は、生活時間調査などで家事労働の時間を測定するtime diaries方式や「誰が主に担当するか」または「どの程度、家事を担っているか」と対象者に家事の種類ごとに関与の程度を尋ねる調査方式がある。Shelton (1996) は、time diaries方式には、記述日が代表的な日とは限らないという問題点が、他方、家事の種類ごとに関与の程度を尋ねる調査方式では頻繁に行動する家事はtime diaries方式より過大に評価する傾向があるという。さらに、夫は自身の家事分担を過大に推計する傾向がある (Press and Townsley 1998) が、夫も妻も妻の家事分担は正確に推計する (Kamo 2000) といわれている。そのため、調査方式による先行研究では、夫の家事分担の程度を夫と妻の回答の平均値を用いるものが多い。また、家事労働の時間が同じとしても、担う家事の種類が夫婦で分断していく

は平等とはいえないとしたBlair and Lichter (1991)は、NSFHデータを用いて家事分担に「時間hours」と「仕事・種類tasks」の両面を投入して分析を行ったところ、時間と種類の観点から家事分担が平等に達するためには、男性は家事労働に割いている時間の6割以上を、別の種類の家事に割り当てる必要があることを指摘した。家事労働の分担は夫婦で極端に不公平であるにも関わらず、女性はなぜ家事分担に満足と回答するのかとの問題関心から分析を行ったBaxter and Western (1998)では、女性の家事労働に対する満足度は、夫が家事にかける時間 ($\beta = .24$) より、夫が担当する家の種類 ($\beta = .32$) であることを示した。

さらに近年は、Csikszentmihalyi and Larson (1987) が日常生活における「フロー経験」を調査するために開発した経験サンプリング法 (Experience Sampling Method: ESM) を家事分担で援用する研究もある (Schneider and Waite 2005; Lee and Waite 2005など)。経験サンプリング法とは、面接法調査や質問紙調査では、調査時間と人間の感情との間にタイムラグが存在するために記憶内容が変形して回答の質が劣化することを防ぐために考案された手法である。具体的には、調査対象者はポケットベルなど連絡機器を携帯する。ランダムな時刻に規定回数だけ信号が送られる。信号を受け取った調査対象者は、直前の気分やムードについて携帯している調査票に即座に自己報告するものである。Lee and Waite (2005) は、連続する7日間、1日8回信号を送り、「主に何をしていたか」、「同時に何をしていたか」、「その時、何を考えていたか」の3点を調査したところ、経験サンプリング法による家事分担データは調査方式によるそれに比べて、妻は夫の家事時間を正確に予想すること、夫は自分の家事時間を過大に評価すること、そして夫と妻は双方とも妻の家事時間を過大に評価すること、と報告している。

(2) 家事労働分担研究の理論面の発展

家事労働の分担に関する研究は、相対的資源 (relative resource)、時間的制約 (余裕) (time availability) と性別役割意識 (gender ideology) からなる中範囲理論 (middle-range theory) に基づく仮説が提示され、実証的に検討されている。

相対的資源は、女性も男性も家事はそもそも分担したくないものという考え方が前提となっている。夫婦それぞれが保有している資源の差が夫婦間の力関係を決め、夫であれ妻であれ、これらの資源を相対的に多く持つ方の家事参加割合が低くなるとされる。例えば、夫の方が妻より年齢、学歴や収入が高い場合は、夫が家事労働を行うことは少なくなる。相対的資源を用いた研究が多い中、夫婦の年収差が例えれば50万円としても、それが700万円と650万円の差の50万円なのか、200万円と150万円の差の50万円なのかによって50万円という収入差がもつ意味や影響が異なるのではないかとの観点から、相対的資源と絶対的資源の双方を同時に投入する研究 (Blair and Lichter 1991; Ishii-Kuntz, Makino, Kato, and Tsuchiya 2004; Presse 1994) もある。

時間的制約 (余裕) に関しては、Coverman (1985) による需要・応答力 (demand/response capability) 概念の展開がある。一般に、時間的制約には労働時間もしくは労働時間と往復の通勤時間を合計した家庭のために割くことができない時間 (=拘束時間) が用いられることが多い。しかし、Coverman (1985) は、仮に男性がパートタイムで働き、時間という観点では十分に余裕があったとしても、男性に家事分担させる家庭内需要 (demands) が存在しない場合、そもそも男性は家事を分担しないのではないかと疑問をなげかけ、demand/response capability仮説を提示した。これは、子どもの数と労働時間を同時に投入し、子どもの数が統計的に有意にプラス、労働時間が統計的に有意にマイナスに効いてはじめて立証される仮説である。1977年のデータ1,515人を用い

て家事時間を検証したところ、子どもの数が有意にプラス、労働時間が有意にマイナスとなることを示し、仮説が支持されることを示した。

性別役割意識では、「男は仕事、女は家庭」に代表される性別役割分業意識に否定的、すなわち女性の社会進出に肯定的な考えを持つ夫の方が、家事により参加すると考える。

この中範囲理論に加え、近年では経済的依存理論 (economic dependency) や doing gender アプローチによる研究がある。Brines (1994) は、家計に占める夫の年収割合が小さいときでも、相対的資源説が予想するほどには夫の家事分担が増えない理由として、家計に占める年収割合が低下することで脅かされつつある「男らしさ」を守るために敢えて家事分担を行わない、と解釈した。同様に Greenstein (2000) は、妻は夫に経済的に依存しているほど家事労働を分担する方向に動くが、夫はそうではないことを示し、妻は交換理論 economic exchange で、夫は gender display model で説明できるとした。アメリカとスウェーデンについて resource-bargaining perspective と doing gender アプローチのどちらの理論がより説明力が高いか検討した Evertsson and Nermo (2004) は、夫が幾分か妻に経済的に依存している時、アメリカではスウェーデンと異なり、妻はジェンダー表現様式を守るかのように家事分担を増やす傾向にあることを示し、アメリカでは家事分担は doing gender approach、スウェーデンでは resource-bargaining perspective で説明できる、とした。

その他、近年のサービス経済化の進展を反映した議論も散見される。たとえば、日中勤務だけでなく、夕方もしくは夜間勤務といった時間帯もしくは週末に勤務する雇用者も増えてきたが、家事分担を説明する際の時間的制約 (余裕) は労働時間という量であり、どの時間帯に勤務しているか、または夫は自宅にいるが妻が働いている時間の量といった夫婦の働き方や質に注目したものは少ない。働く時間帯が変化してい

る今日、労働時間量だけでなく、このような観点に注目した分析が必要として分析したものに Presser (1994) がある。NSFH (1986-1987) の1,875人を対象に分析したところ、夫は家庭にいるが妻は働いているという時間が長くなるほど夫が家事分担を行う傾向にあること、また夫は交代・変則勤務だが妻がシフト勤務の場合は、夫婦ともに通常勤務に比べて夫が家事分担を行う傾向にあることを示した。

(3) 日本の研究

日本でも、男性（夫）の家事分担に関する研究は豊富な蓄積がある。まず、稻葉 (1998) による研究があげられる。稻葉 (1998) は SSM・B 票から、有配偶かつ妻と同居している男性 (n=964) と有配偶かつ夫と同居している女性 (n=1144) を取り上げ、アメリカの先行研究で支持されている相対的資源仮説、時間制約説や性役割イデオロギー仮説が日本でも成立するかどうか、カテゴリカルな変数をそのまま用いて一般線形モデルや多重比較により緻密に検証を重ねている。その結果、例えば夫の職業に注目すれば、職業的地位の高い男性ほど家事参加が高く、具体的には専門管理、ノンマニュアル、マニュアル、農林の順に夫の家事参加の度合いが減少することなどを示した。Nishioka (1998) は、妻が保守的であったり親と同居していると、夫は家事を手伝う機会が奪われる、として分析を進めた。欧米で構築された中範囲理論に親との同居という日本固有の要因を加えて分析した西岡 (2004) は、帰宅時間、親との同居を「環境制約要因」、相談相手や手助けしてくれる人がいることを「サポート資源活用仮説」とし、厚生省人口問題研究所「全国家庭動向調査」を用いて69歳以下の夫をもつ妻を対象に夫の家事分担を検証している。佐藤 (1998) は「家事や育児には、男性よりも女性がむいている」という家事能力に関する性差認識変数を投入し、SSM 調査 (1995) を用いてこの意識と家事参加との相関をみている。その結果、この変数は「男性は外で働き、女性は家庭を守る

べきである」とする通常の性別役割意識より家事参加と高い相関が確認されること、男性より女性が向いていると思うほど家事参加に関与しない傾向があることを示した。学生の両親（雇用者のペアデータのみ）144人を対象に調査した大野・田矢・柏木（2003）は、フルタイム就業でも、「継続フルタイム」か「M字（中断）フルタイム」かにより夫の家事分担が異なることを示した。その他、社会階層の観点から夫婦の家事分担について分析していたIwama（2005）、妻から夫への育児・家事参加への働きかけに注目した中川（2010）がある。また本稿と同じデータを用いて夫の家事に対する抵抗感の観点から分析した久保（2009）は、抵抗感が強いほど家事分担を行わないことを示した。久保（2009）と本稿との大きな違いは、問題関心にある。本稿では中範囲理論に加えて家族要因、職場変数や交流というネットワークが夫の家事分担にどの程度、説明力があるかという観点から分析している。その他、従属変数の作成方法（久保（2009）は夫の回答を用いているが、本稿は夫と妻の回答の平均を用いている）、分析対象（久保（2009）はフルタイム就業で、末子18歳未満のいる核家族と分析対象を限定的であるが、本稿では正社員にだけ限定している）、分析方法（久保（2009）は回帰分析であるが、本稿では回帰分析に加えて共分散構造分析を行っていること）などがある。

（4）職場環境に注目した分析

家庭内の資源だけではなく、職場環境やネットワークがどのような影響を与えるか、という観点からの研究もある。それらの研究関心は男性の育児分担にあり家事分担ではないが、夫の家事分担に関する先行研究がないため、ここで紹介する。

スウェーデンの民間企業6社に勤務する317人の父親を対象に、Haas, Allard and Hwang（2002）は育児休業の取得の有無や取得日数の規定要因について会社レベルの文化特性、職場レベルの文化特性と個人属性という3段階か

らなる階層的回帰分析を行った。その結果、育児休業制度の取得の有無、取得日数に影響を与える変数は、子育てに関わることに対する職場や経営者の受容程度、職場に相互助け合いの雰囲気があるかといった風土が有意な影響を与えていることを明らかにした。またBygren and Duvander（2006）は、ストックホルムに居住する子のいる共働き夫婦3,755人を対象に、夫の育児休業の取得日数に、年齢、学歴、年収といった個人属性に加えて、民間か公務か、企業規模、職場の女性割合、同僚男性が取得した育休日数といった夫婦それぞれの職場特性がどのような影響を与えるか分析した。その結果、自身の企業規模が大きくなれば取得日数が増える傾向にあるが、自身が民間企業で働いていたり、妻が女性比率の高い職場で働いている場合には、男性の育児休業日数が抑制されることを示唆している。

（5）本研究の問題設定

以上の先行研究をふまえ、本研究では、Female tasksに中範囲理論があてはまるなどを検討したのち、家族要因変数、夫婦の職場変数や交流・ネットワークという新たな変数が夫の家事分担にどのような影響を与えるか検討する。

3. 方法

（1）データ、回答者の属性

データは日本労働組合総連合会に所属する5つの労働組合の男女平等局等に調査「子どものいる女性労働者の就業・子育て・交流等の実態に関する調査」を依頼して収集した¹。調査票は2005年10月下旬～12月下旬、子どものいる全国の女性労働者を対象に、本人（妻）票と配偶者（夫）票をセットで配布した。調査は無記名式、回収は直接郵送法であり、配布枚数3930組、回答枚数2,358組（夫婦片方の返送も含む、回収率60.0%）である。本分析では夫婦ペアでデータが揃っており、夫婦とも「正社員」とし

て就労しており、子どもがいて、かつ分析に用いるすべての変数に欠損値のない夫婦ペアデータ1151組を対象とした。

対象者の基本的属性は次のようなである。まず家族形態は、夫婦と子の核世帯が69%，夫婦と子と祖父母の拡大世帯が25%である。子の数は2人が最も多く(50.4%)、平均子ども数は1.73人($SD=0.676$)である。平均末子年齢は6.27歳($SD=5.782$)、分布は3歳以下で全体の42%，6歳以下で66%を占める。

夫の平均年齢は38.8歳($SD=6.40$)、学歴は高卒が最も多く47%，次いで大学以上(36%)、短大・高専・専門学校(14%)である。職種は技能・現業職が3割、次いで技術・研究職が28%，全従業員数は3,000人以上が最も多く36%，平均従業員数は1,909人($SD=1669$)と企業規模は大きい。一般職が43%，主任(相当)が41%とほぼ同数である。1日の平均労働時間は9.59時間($SD=1.619$)、片道通勤時間は15-29分が最も多く30%，29分以下で全体の半数(47%)を占める。帰宅時間は午後7時前までが23%。午後9時までが6割となる。年収は500万円未満に対象者の4割が含まれる。階級値では500-600万円(22.6%)、400-500万円(21.4%)が多い。平均年収は563.6万円($SD=192.80$)である。

妻の平均年齢は37.1歳($SD=5.85$)、学歴は高卒が最も多く55%，次いで短大・高専・専門学校28%，大卒以上は16%である。職種は3人に2人が事務職(63%)、次いで技能・現業職が16%，全従業員数は3,000人以上が最も多く44%，平均従業員数は2,348人($SD=1576$)と夫より企業規模が大きい。一般職が87%，主任(相当)が13%である。1日の平均労働時間は7.88時間($SD=1.029$)、片道通勤時間は15-29分が最も多く30%，片道29分以下で約半数(46%)を占める。出勤時間は午前7時台に集中(64%)、帰宅は午後7時前までが76%である。年収は400万円未満に対象者の67%が含まれる。階級値では300-400万円(34.1%)、400-500万円(22.3%)が多い。平均年収は

354.4万円($SD=136.05$)である。

本稿で用いるデータを全国データと比較する。拡大世帯の割合は、全国平均が8.6%，新潟県が19.3%である(総務省『国勢調査』平成17年)が、本データの拡大世帯は25%と高い。親と同居すると家事や育児の援助を受けられるために妻の就業が促されることを示唆している(永瀬1997)と思われる。雇用労働者の学歴別構成(総務省統計局『労働力調査(詳細結果)』平成21年)は、男性は「在学中」2.2%，「小学・中学・高校・旧中卒」が52.2%，「短大・高専卒」が10.6%，「大学・大学院卒」が33.5%，他方、女性は「在学中」が2.7%，「小学・中学・高校・旧中卒」が52.4%，「短大・高専卒」が27.3%，「大学・大学院卒」が15.8%である。本データは夫は全国より少し学歴が高く、妻はほぼ同じである。賃金(厚生労働省『賃金構造基本統計調査』平成20年)は、男性正社員の全国平均所定内賃金は34万5,300円(平均年齢41.2歳)，女性正社員のそれは24万3,900円(同38.2歳)である。年間賞与を4.50ヶ月(東京都・平成21年度実績)として年収を計算すると、男性正社員が570万円、女性正社員は402万円となる。本データは、夫は全国正社員平均と比べて年齢も年収もほぼ同一であるが、妻は全国正社員平均と比べると年齢は1歳ほど低く、年収も約50万円少ない。以上のことから、夫は学歴は全国データより高いが年収はほぼ同じ、妻は学歴は全国データとほぼ同じであるが、年収が少ない様子がわかる。

(2) 分析に用いた変数の作成

従属変数

「食料品・日常品の買い物」、「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」と「部屋の掃除、整理・整頓」の5項目につき、「主に私」、「私の方が多い」、「夫婦同じ位」、「夫(妻)の方が多い」と「主に夫(妻)」と5件法で尋ねた。これらの得点を合計すると、夫による自身の家事分担平均は9.43($SD=3.777$)、妻による夫の家事分担の平均は

8.06 (SD=3.050) であり、本調査においても他の調査と同様に「夫は自分の家事を過大評価する」(Press and Townsley 1998) 傾向が見られる。そこで、妻回答合計値と夫回答合計値の平均値 (8.74, SD=3.033) を従属変数とした。得点が高いほど、夫の家事分担が大きいことを表す。

独立変数

資源差：年齢、学歴、年収を用いた。相対的資源を計算するときは夫から妻の変数を引いていく。年齢は夫と妻の年齢差、学歴は夫と妻の学歴差と夫の学歴（教育年数）、年収は調査票では103万円以下から1,000万円以上まで11階級のうち、該当する階級値の中央値の差である。なお、学歴のみ夫の教育年数という絶対的資源を投入している理由は、男性の家事・育児参加は学歴とマイナスの相関があることが知られているからである。つまり、学歴差が同じ場合でも夫の教育年数が高いほど夫が家事分担を行うことが予想されるため、絶対資源も投入した(Ishii-Kuntz, Makino, Kato, and Tsuchiya (2004))。予想される符号は、相対的資源はいずれもマイナス、絶対的資源はプラスである。

時間的余裕：1日の実労働時間（残業時間を含む）に往復の通勤時間を加算して算出した。拘束時間が長いほど家事分担を行うことが難しくなるため、予想される符号はマイナスである。また、拘束時間は同じでも、出勤時間や帰宅時間が早いと、家事を分担することができる。拘束時間が同じでも午後7時までに帰宅していると家族と一緒に家事を行い、家事関与が増えることも考えられるためダミー変数を作成した。予想される符号はプラスである。

性別役割分業意識：「夫は仕事、妻は家事・育児と役割分担すべきである」、「共働きの両親の子どもが病気になった時、早退すべきは妻である」、「妻がフルタイムで働いているとしても、家庭生活には差し障りがないようにすべきだ」と「妻が自身のキャリアを形成することより夫のキャリアを支援することの方がより重要だ」の4項目について、「そう思う」(4点), 「やや

そう思う」(3点), 「あまり思わない」(2点), 「思わない」(1点) の4件法で尋ねた。変数は4項目の合計値である。得点が高いほど性別役割分業意識が強いことを示す。仕事領域の観点から性別役割分業意識を探る質問となっている。内的一貫性を示す α 係数は夫=.725、妻=.682、である。予想される符号はマイナスである。

家族要因：Nishioka (1998)、西岡 (2004) と Coverman (1985) の demand/response capability の議論を反映した変数である。親と同居していれば1、そうでなければ0としてコーディングした。予想される符号はマイナスである。また、夫の育児分担と末子年齢（実年齢）との関係は、末子が小さいときは家事分担を行うが、成長するにつれ低下し、末子が一定年齢以上に成長して自身の仕事にも余裕が出てくれば再び、家事分担を行うことが予想される。そこで、末子年齢には2乗項も含めた。下に凸のカーブとなると想定されるので1次項はマイナス、2次項はプラスである。

職場風土：自身の職場において、残業がどの程度、常態化しているか、どの程度、ファミリー・フレンドリー的で、ジェンダー格差の縮小に積極的か、の2点について4件法で尋ねた。残業の常態化については、そのような職場で働いていれば場合によっては本人の価値観や志向に反して労働時間が増加して時間的余裕が低下し、家事分担にマイナスの影響を与えることが想定される。後者は、男性社員の育児休業取得を促進していたり女性が管理職になれる雰囲気があるなどジェンダーではなく個人の能力・特性に応じた生き方を支援している職場では、仕事以外の例えば家庭に関することも会話にのぼり、ステレオタイプ的な生き方を強制されないため、夫の家事分担にもプラスの影響を与えることが想定される。具体的な項目は前者が「定時に退社しづらいなど「つきあい残業」的なものがある」、「予定外の仕事を突然、退社間際に指示されることがよくある」、「有給休暇をとりにくい雰囲気がある」と「恒常に残業しなけれ

ば仕事が追いつかない状態である」の4項目、後者は「育児休業中の代替要員が確保されている職場である」、「男性が育児休業を取得することを支援する雰囲気がある」、「子育てしながら働き続けやすい雰囲気がある」と「女性が管理職になることに希望がもてる職場である」の4項目である。内的一貫性を示す α 係数はそれぞれ夫=.730、妻=.718、夫=.642、妻=.499である。なお、後者の4変数の α 係数が低いが、職場変数を図る指標として必要と判断したため、分析に含めた。ジェンダー格差の縮小を測る信頼性の高い項目を検討することが課題として残っている。予想される符号は、自身の職場風土に関しては残業の常態化はマイナス、ジェンダー格差縮小風土はプラス、配偶者の職場風土に関してそれプラスである。

交流：妻の職場同僚や友人との親しさの程度により、夫の家事分担の関与度合いは異なるであろうか。高橋・吉賀・朝倉（2006）は、野沢（2001）の研究から、家族が共通する親族・友人・隣人を多くもっていると、家族間の関係密度は高くなり、それは夫婦の合同的な役割行動を提起させる効果があるとしたボット仮説を紹介している。妻の職場の仲間と趣味などの友人それぞれについて「自分も親しい」（4点）、「だいたい知っている」（3点）、「ほとんど知らない」（2点）、「全く知らない」（1点）の4件法で尋ねた結果から算出した。ボット仮説に従えば、妻の職場の仲間や友人と親しいほど、夫婦の合同的な役割行動を提起する、つまり、夫も家事分担を行うことが予想される。予想される符号はプラスである。

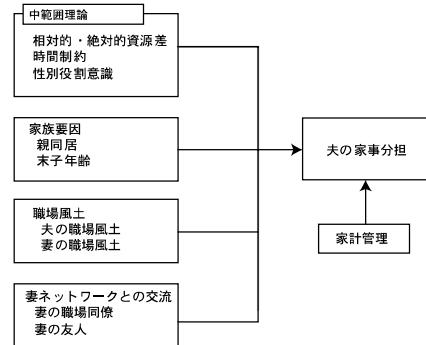
家計管理：併行して実施しているワーク・ライフ・バランスに関するヒアリング調査では、家事に多少でも関与している夫は家計管理に携わっているケースが多かった。夫婦の家計管理について「それぞれが別に管理している」、「一部共同、その他は別管理している」、「夫婦で共同管理している」、「妻が単独で管理している」と「夫が単独で管理している」の5つで尋ね、「夫婦で共同管理している」と「夫が単独で管

理している」を1、その他を0とする変数を作成した。夫が家計管理に関与するほど、家事分担も高まると予想される。予想される符号はプラスである。

本研究の枠組み（図1）ならびに記述統計量を示す（表1）。

なお、表1で最小値がマイナスの変数があるが、これらは回帰分析では最小値が0になるようにマイナス幅だけ素点に加算し、プラスの値をもつ変数に変換して分析を行った。

図1 研究の枠組み



4. 結果

(1) 相関

分析に用いる変数の単純相関を示したものが表2である。弱い相関が確認されるものについて言及する。

夫が家事を分担するほど、性別役割意識は低く ($r=-.224, p<.001$)、末子年齢は小さい ($r=-.205, p<.001$)。夫婦年齢差が大きいと夫婦の年収差が大きく ($r=.286, p<.001$)、夫婦学歴差が大きくなると夫の学歴が高くなる ($r=.661, p<.001$)。夫の学歴が高くなると夫婦の年収差が大きく ($r=.301, p<.001$)、夫の拘束時間が長く ($r=.298, p<.001$)、帰宅時間は午後7時をすぎ ($r=-.264, p<.001$)、末子年齢は小さくなる ($r=-.270, p<.001$)。夫婦の年収差が大きくなると、夫の拘束時間は長くなり ($r=.237, p<.001$)、帰宅時間は午後7時をすぎる ($r=-.222, p<.001$)。夫の拘束時間が長く

表1 記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
夫家事得点(夫婦平均)	1151	5	20.5	8.74	3.03
夫婦・年齢差(歳)	1151	-20	22	1.65	3.82
夫婦・学歴差(年)	1151	-5	4	0.49	1.80
夫・学歴(年)	1151	9	16	13.67	1.94
夫婦・年収差(万円)	1151	-385	950	209.20	183.19
夫・拘束時間(時)	1151	3.23	17	10.88	1.92
妻・拘束時間(時)	1151	5.73	16	9.14	1.18
夫・7時前帰宅の有無	1151	0	1	0.23	0.42
夫・性別役割意識	1151	4	16	8.97	2.39
妻・性別役割意識	1151	4	16	8.86	2.46
親同居の有無	1151	0	1	0.25	0.43
末子年齢(歳)	1151	1	32	6.27	5.78
末子年齢2乗	1151	1	1024	72.77	136.11
夫・職場風土(残業常態)	1151	4	16	10.26	3.00
妻・職場風土(残業常態)	1151	4	16	8.07	2.69
夫・職場風土(多様性・均等)	1151	5	20	9.61	2.89
妻・職場風土(多様性・均等)	1151	5	20	10.85	2.67
夫・妻の職場同僚	1151	1	4	2.61	0.69
夫・妻の友人	1151	1	4	2.66	0.64
夫・家計管理の有無	1151	0	1	0.16	0.37

なると、夫の職場風土はより残業常態となる ($r=.379$, $p<.001$). 夫の性別役割意識が保守的であるほど、妻のそれも保守的となる ($r=.225$, $p<.001$). 残業常態の職場風土であれば、ジェンダー格差縮小を推進していない傾向にある。これは夫も妻も同様である (夫 : $r=-.210$, $p<.001$. 妻 : $r=-.251$, $p<.001$). 夫は妻の職場の同僚を知っているほど、妻の友人も知る傾向にある ($r=.407$, $p<.001$).

(2) 夫の家事分担に関する回帰分析

夫の家事分担に対する各要因の影響を多変数間の影響を考慮した上で検討するため、夫の家事分担を従属変数とした階層的重回帰分析を行った (表3). モデル1は中範囲理論からなる変数のみを投入し、モデル2はこれに家族要因変数を追加投入し、モデル3はモデル2に夫と妻の職場変数、交流ネットワークと家計管理変数を追加投入した。

夫の育児分担に関して従来の中範囲理論で説明したモデル1では、夫婦の年齢差以外の変

数ではすべて有意な結果となった。夫の学歴が高いほど ($\beta=.230$, $p<.001$)、家事分担に対して有意にプラスであり、夫の家事分担を促進させることを示す。しかし、夫の性別役割意識が保守的 ($\beta=-.182$, $p<.001$) であるほど、夫婦の学歴 (教育年数) に差がある ($\beta=-.145$, $p<.001$) ほど、有意にマイナス、つまり夫の家事分担を抑制することが示された。影響力は大きくないが、妻の拘束時間が長いことも ($\beta=.073$, $p<.05$)、夫の家事分担が多い方向にあることを示す。逆に、夫婦年収差が大きいほど ($\beta=-.076$, $p<.05$)、夫の拘束時間が長いほど ($\beta=-.088$, $p<.05$)、妻の性別役割意識が保守的であるほど ($\beta=-.092$, $p<.01$)、夫の家事分担に有意にマイナスの影響を与える (Allen and Hawkins 1999). ここでは、夫のみならず、妻が保守的な意識をもっていると、夫の家事分担を抑制させるという夫婦間のクロスオーバー効果が確認される。

モデル1に家族要因を加えたモデル2では、親同居ダミー ($\beta=-.139$, $p<.001$)、末子年齢と

表2 変数の相関

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 夫家事得点(夫婦平均)	1									
2 夫婦・年齢差	-.049	1								
3 夫婦・学歴差	-.029	.023	1							
4 夫・学歴	.099 ***	.033	.661 ***	1						
5 夫婦・年収差	-.082 **	.286 ***	.196 ***	.301 ***	1					
6 夫・拘束時間	-.072 *	-.017	.131 ***	.298 ***	.237 ***	1				
7 妻・拘束時間	.098 ***	-.037	-.037	.056	-.111 ***	.178 ***	1			
8 夫・7時前帰宅の有無	.064 *	-.036	-.097 ***	-.264 ***	-.222 ***	-.544 ***	-.076 **	1		
9 夫・性別役割意識	-.224 ***	.059 *	-.009	-.080 **	-.001	.001	-.038	.007	1	
10 妻・性別役割意識	-.169 ***	-.008	.034	-.110 ***	.006	-.015	-.116 ***	.038	.225 ***	1
11 親同居の有無	-.194 ***	.061 *	-.028	-.175 ***	-.076 **	-.100 ***	.057	.085 **	.086 **	.064 *
12 末子年齢	-.205 ***	-.024	-.056	-.270 ***	-.089	-.215 ***	.075 *	.196 ***	.082 **	.025
13 末子年齢2乗	-.166 ***	-.033	-.055	-.260 ***	-.061 *	-.213 ***	.033	.205 ***	.078 **	.037
14 夫・職場風土1	-.132 ***	.021	.027	.069 *	.060	.379 ***	.015	-.322 ***	.193 ***	.005
15 妻・職場風土1	.013	.007	.004	.041	-.031	.093 **	.213 ***	-.062 *	.077 **	.009
16 夫・職場風土2	.097 ***	.017	.072 *	.119 ***	.154 ***	-.088 **	.042	.040	-.032	-.014
17 妻・職場風土2	-.010	-.011	-.033	.048	.032	.018	-.050	-.015	-.022	.050
18 夫・妻の職場同僚	.113 ***	-.053	.048	.014	.008	-.063 *	-.046	.018	-.065	.014
19 夫・妻の友人	.135 ***	-.053	.017	.014	-.001	-.026	-.035	-.001	-.090 **	.042
20 夫・家計管理の有無	.096 ***	.009	.018	.043	.071 *	.025	-.001	-.001	-.040	.013
平均値	8.74	1.65	0.49	13.67	209.20	10.88	9.14	0.23	8.97	8.86
標準偏差	3.03	3.82	1.80	1.94	183.19	1.92	1.18	0.42	2.39	2.46
(continued)										
	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1 夫家事得点(夫婦平均)										
2 夫婦・年齢差										
3 夫婦・学歴差										
4 夫・学歴										
5 夫婦・年収差										
6 夫・拘束時間										
7 妻・拘束時間										
8 夫・7時前帰宅の有無										
9 夫・性別役割意識										
10 妻・性別役割意識										
11 親同居の有無			1							
12 末子年齢		.184 ***	1							
13 末子年齢2乗		.133 ***	.941 ***	1						
14 夫・職場風土1		-.030	-.135 ***	-.149 ***	1					
15 妻・職場風土1		.070	.023	.000	.120 ***	1				
16 夫・職場風土2		.024	.006	-.006	-.210 ***	-.024	1			
17 妻・職場風土2		.020	-.058	-.068 *	-.035	-.251 ***	.116 ***	1		
18 夫・妻の職場同僚		-.051	-.102 ***	-.073 *	-.013	-.073	.096 **	-.036	1	
19 夫・妻の友人		-.034	-.141 ***	-.124 ***	-.076 *	-.036	.086 **	.010	.407 ***	1
20 夫・家計管理の有無		.012	.014	.034	-.027	-.008	.026	.032	.001	.049
平均値	0.25	6.27	72.77	10.26	8.07	9.61	10.85	2.61	2.66	0.16
標準偏差	0.43	5.78	136.11	3.00	2.69	2.89	2.67	0.69	0.64	0.37

(注1)***0.1%水準、**1%水準、*5%水準、+10%水準で有意。

(注2)職場風土1: 残業常態、職場風土2: ジェンダー格差縮小

にも有意な影響を与えた。モデル2で夫の家事分担に対して最も大きな影響力を与える変数は末子年齢（一次項： $\beta = -.407$, $p < .001$ 。二次項： $\beta = .232$, $p < .01$ ）である。モデル1で有意だった変数はすべて有意のままで、モデル1で有意でなかった午後7時帰宅ダミーは有意傾向を示した（ $\beta = .063$, $p < .1$ ）。

モデル2に夫と妻の職場変数、夫と妻の交流変数を加えたモデル3では、職場変数は夫の残業常態の職場風土（ $\beta = -.064$, $p < .05$ ）、多様性・均等を推進する職場風土（ $\beta = .069$, $p < .05$ ）はいずれも有意であるが、妻の職場変数はいずれ

も有意な結果を示さない。また、妻の友人と親しさ（ $\beta = .064$, $p < .05$ ）は夫の家事分担を多くする方向に影響を与えるが、妻の職場の同僚との親しさは有意な影響は与えない。夫が家計管理に関与（ $\beta = .092$, $p < .001$ ）するほど、家事分担を増やす影響を与える結果となった。モデル3で大きな影響力を与える変数は末子年齢（一次項： $\beta = -.376$, $p < .001$ 。二次項： $\beta = .206$, $p < .05$ ）、親同居ダミー（ $\beta = -.145$, $p < .001$ ）や夫の性別役割意識（ $\beta = .137$, $p < .001$ ）である。モデル2で有意だった変数は、モデル3においてもすべて5%水準で有意な結果を示した。

表3 階層的回帰分析の結果

	Model1		Model2		Model3	
	B	β	B	β	B	β
(定数)	9.009		***	10.981		***
中範囲理論						
夫婦・年齢差(歳)	-.014	-.018		-.007	-.009	.001
夫婦・学歴差(年)	-.244	-.145 ***		-.139	-.082 *	-.140
夫・学歴(年)	.361	.230 ***		.198	.126 **	.174
夫婦・年収差(万円)	-.001	-.076 *		-.001	-.078 *	-.002
夫・拘束時間(時)	-.140	-.088 *		-.190	-.121 ***	-.134
妻・拘束時間(時)	.187	.073 *		.305	.119 ***	.264
夫・7時前帰宅の有無	.394	.055		.454	.063 +	.366
夫・性別役割意識	-.231	-.182 ***		-.204	-.161 ***	-.174
妻・性別役割意識	-.114	-.092 **		-.118	-.096 ***	-.130
家族要因						
親同居の有無				-.971	-.139 ***	-1.010
末子年齢(歳)				-.213	-.407 ***	-.197
末子年齢2乗				.005	.232 **	.005
職場風土、交流ネットワーク						
夫・職場風土(残業常態)						-.065
妻・職場風土(残業常態)						.043
夫・職場風土(多様性・均等)						.073
妻・職場風土(多様性・均等)						-.015
夫・妻の職場同僚						.203
夫・妻の友人						.302
夫・家計管理の有無						.763
F値	15.30 ***		19.43 ***		14.79 ***	
調整済R2乗	.101		.161		.186	
R2乗変化量	.108 ***		.062 ***		.029 ***	
サンプル数	1151		1151		1151	

(注) ***0.1%水準、**1%水準、*5%水準で有意。

(3) 夫の家事分担に関する共分散構造分析

階層的回帰分析で用いた変数と同じ変数を使って、共分散構造分析による分析を行う。この目的は、回帰分析では説明変数が従属変数に与える直接的な効果しか判明しないが、共分散構造分析では、複数の個別変数から構成される潜在変数の効果を測定することができるからである。結果を示したものが図2である。モデルの全体的評価を行う各種の適合度指標から、本モデルとデータの適合度は十分高く(RMSEA=.052, GFI=.932, AGFI=.916), 構成されたモデルは標本共分散構造をよく説明していると判断された。

従属変数である夫の家事分担に最も大きな影響を与える潜在変数は、性別役割意識($\beta = -.44$, $p < .001$)であることがわかる。次いで家族要因($\beta = -.23$, $p < .001$)、時間制約($\beta = -.11$, $p < .05$)となる。回帰分析では、親同居の有無や末子年齢や夫や妻の性別役割分業意識といった個別変数が大きな影響力を示したが、共分散構造分析からは、夫の家事分担に最も影響力を与える

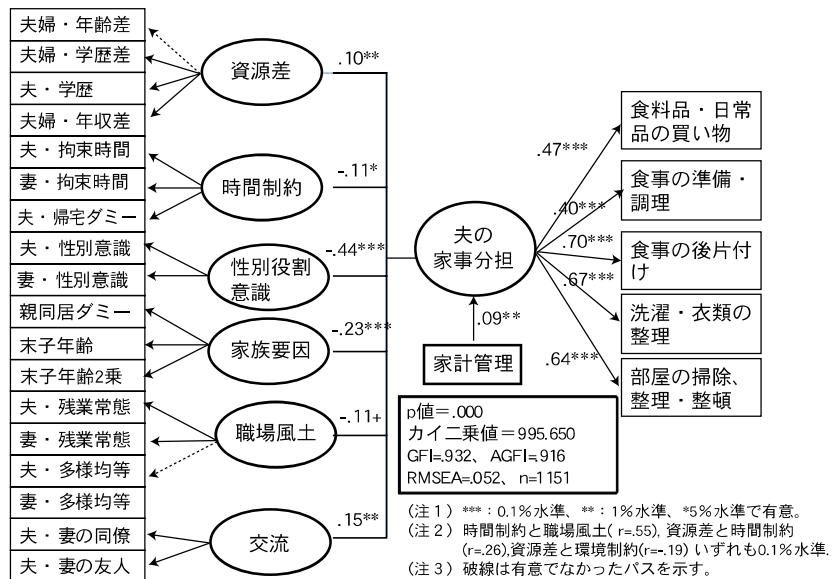
潜在変数は性別役割意識であることが明らかになった。また回帰分析では有意であった職場風土変数は、共分散構造分析では10%水準と有意傾向にとどまった。

5. 考察

本研究では、夫婦とも正社員として就業している1,511組を対象に、夫の家事分担の規定要因について中範囲理論に加えて家族要因、職場変数など新たな変数や、客観的変数に加えて職場風土の認識という主観的変数を投入して検討を行った。

回帰分析からは、先行研究とほぼ同じ結果を得ることができた。ただし、夫婦の年齢差は有意な影響を与えなかった。これは夫も妻も正社員として仕事領域に関与していると、夫が妻より何歳年上であるかという実年齢の差は収入差や拘束時間の効果に吸収されてしまうためと思われる。また夫の性別役割意識だけでなく、妻の性別役割意識も夫の家事分担に有意に

図2 共分散構造分析による結果



マイナスの影響を与える、妻が保守的であれば、夫の性別役割意識に関係なく夫の家事分担が低下するとした Nishioka (1998) や Allen et al. (1999) を支持する結果となった。

今回、新たに追加投入した家族要因では、親同居、末子年齢とともに仮説が支持され、影響力も大きい。親が同居していると夫は家事分担を減少させるという Nishioka (1998)、西岡 (2004) らと同じ結果となった。さらに夫は末子が幼い時は家事を分担する傾向になるが、子の成長につれ家事分担を行わなくなる。しかし末子が一定年齢を超えると再び家事分担をする、という末子年齢と夫の家事分担の間は線形ではなく曲線の関係にあるとする仮説も支持された。本データでは、夫が最も家事分担を担わない末子年齢は19.7歳となった。

職場変数のうち、夫の家事分担に影響を与えるのは夫の職場風土であり、妻の職場風土は影響が確認されず、男性の育児休業制度の取得日数に妻の職場環境が有意な影響を与えるとした Bygren and Duvander (2006) と同様の結果を得ることはできなかった。夫の家事分担と育児分担に関しては、とりわけ中範囲理論に基

づく仮説は規定因が重複する傾向にあることが知られているが (Ishii-Kuntz and Coltrane 1992)、職場変数が育児や家事参加に対して同じ効果を与えることを期待することは難しいことを示している。Bygren et al. (2006) の研究では、夫の育児休業制度の取得に妻の職場の女性割合が有意にマイナスの影響を与えた。そこでは、女性割合の高い職場で妻が働いていると育児休業を利用するコストが低く、妻が休業をとりやすいために夫の育児休業日数が抑制されると解釈している。本研究では妻の職場で残業が常態化しているほど、また妻の職場でジェンダー格差の縮小を支援しているほど、夫の家事分担にプラスの影響を与えると想定したが、分析ではいずれも有意な結果は得られなかつた。しかしながら、妻の職場要因が夫の家事参加に直接的な影響は与えないが、間接的な影響、例えば妻の職場で残業が常態化し、その結果、妻の相対的収入が高まり、夫の家事分担が促進される、という経路は考えられる。

交流面では、「妻の友人」と親しければ夫の家事分担が有意に促進される結果となり、共通する親族・友人・隣人を多くもっているほ

ど夫婦の合同的な役割行動を提起させるとした Bott 仮説は支持された。「職場の同僚」も有意な関係は見られなかったものの、妻の職場の同僚と親しいほど夫が家事分担を行うという傾向は見られた。なぜ、職場の同僚ではなく、妻の友人と親しいときに夫の家事分担が促進されるのであろうか。今回の調査対象者の平均年齢は夫39歳、妻37歳、末子年齢6.3歳と子育て最中の夫婦であり、最も夫の家事参加が期待されるライフステージにいる夫婦である。家事を分担しない夫に対する不平不満は、夫の昇進にマイナスになりかねない職場の同僚よりは親しい仲間に打ち明けることが多く、そのため、夫が妻の友人と親しい場合には、妻から不平不満が友人に漏れないよう家事に参加する、と解釈することもできよう。

なお、本調査票では、夫婦が同じ企業（含むグループ会社）で勤務しているかどうかも判明する。そこで夫婦共に正社員として同じ企業（含むグループ会社）で働いていると、お互いの仕事の忙しさが理解できるため、夫がより家事を分担すると予想したが、「職場の同僚」同様、有意な結果は得られなかった。これは、妻の忙しさを理解して積極的に家事を手伝う夫がいる一方で、妻も夫の忙しさを十分に理解できるため、妻から夫に対して家事を手伝ってくれるように積極的に働きかけなったり、夫の方も忙しい中、これくらいやっているのだからまあいいだろうという認識になり、あまり家事参加が促進されず、有意な結果が得られないのではないかと考える。

さらに、家計を夫が単独で管理している、もしくは夫婦共同で管理するなど家計管理に直接的に関与していると家事を担う傾向にある、という結果になった点も興味深い。もちろん、1回のしかも特定地域を対象とした調査であるためその因果関係を特定化することはできないが、家計管理に携わるなかで妻が得る給与の絶対額の大きさを認識し、共働きの忙しい日常生活を少しでも合理的・快適にさせるため、自然と家事を担当していくようになる、というプロ

セスも考えられる。なお、フルタイム就業でも継続フルタイムかM字（中断）フルタイムかにより夫の家事分担が異なること示した大野・田矢・柏木（2003）と同じ結果が再現できるか分析したが、有意な結果を得ることはできなかった。これは、本調査対象である既婚女性の9割弱（86%）には転職経験がなく、同一企業で継続して正社員として就業しているためと思われる。

従属変数を、妻による夫の家事分担の回答（調整済R2乗：.181）、夫による自身の家事分担の回答（調整済R2乗：.146）、夫婦平均値のlog変換値（調整済R2乗：.207）で分析しても、結果はほぼ同じであった。夫自身の回答を従属変数とした場合、自身の職場の残業常態、妻の職場の多様性は有意でないが、自身の職場の多様性（ $\beta = .060$, $p < .05$ ）が有意に、妻の職場の残業常態（ $\beta = .056$, $p < .1$ ）がプラスに有意傾向を示した。これは、夫が勤務する職場で男性が育児に関わることを促進していたり、女性が昇進して管理職になるなど、ジェンダーではなく個人の能力・特性に基づいた人事管理を行っていると夫が認識しているほど、また妻の職場で残業が常態化していれば、夫が家事分担を行う傾向にあることを示唆している。男性が家庭的であることを職場の同僚から批判される日本（Ishii-Kuntz 1993）では、夫が家事や育児を分担したい、もしくは分担するために早く帰宅したいと思っても、実際にその行動をとることは難しい。しかし自分の所属する企業や職場が男女共同参画社会の構築を目にするかたちで推進していれば、夫が家事を分担する傾向にあることを示している。もちろん、調査を重ね、同様な結果を得ることができるか確認することが必要であるが、この結果が頑健であるならば、男性の家事参加を促進するためのインプリケーションの1つは、企業集団の特性や職場風土を、より男女共同参画的なものに作りかえていくことといえよう。

推定結果を Greenstein (1996) のアメリカの結果と比べる。本研究において従属変数とし

て設定した家事労働はGreenstein (1996) のfemale tasksに相当する。Female tasksに有意にプラスの影響を与える変数は夫の教育歴、子どもの数2乗項、妻の労働時間と夫と妻の伝統意識の交互作用、逆に有意にマイナスの影響を与える変数は結婚期間、世帯に占める夫の所得割合、夫の伝統的価値観と妻の伝統的価値観であった。この中で比較可能な変数は夫の教育歴、子どもの数2乗項、妻の労働時間、夫の伝統的価値観と妻の伝統的価値観であるが、これらについてはすべて同じ結果が得られた。

共分散構造分析の結果からは、潜在変数・職場風土から夫の家事分担は有意傾向にとどまった。これは職場風土変数を構成した α 係数が低かったことが原因と考えられる。信頼性の高い項目を検討することが課題として残っている。

最後に、今後の課題について言及する。第1に「家事」の定義である。最近の研究ではdomestic work（家庭内労働）を料理・掃除に限定せず、感情労働なども含めて拡大する傾向にあるが、今回の定義は料理・掃除に限定した、かなり狭いものである。第2に、横断調査による分析であるため、相関関係は計測できても因果関係を推定することはできない。縦断調査を行って研究を精緻化していく必要がある。今後は、データアーカイブから複数時点継続調査しているデータを用いて因果の特定を行っていくこと、「家事」の定義をfemale tasks以外にも拡大して夫の家事分担に関する研究を行うこと、家事労働が先行変数もしくは媒介変数となって夫婦関係満足、家事分担の不公平感やワーク・ライフ・バランス感に与える影響などについて検討していく予定である。

謝辞

ご多忙の所、本アンケート調査にご協力いただきました皆様に御礼申し上げます。またご査読いただき、重要なご指摘をいただきました匿名査読委員の2名の先生に心より御礼申し上げます。

参考文献

- Allen Sarah M. and Alan J. Hawkins, 1999, Maternal Gate Keeping, *Journal of Marriage and the Family*, 61, 199-212
- Baxter Janeen, 2000, The joys and justice of housework, *Sociology*, 34(4), 609-631
- Baxter Janeen and Mark Western, 1998, Satisfaction with housework: examining the paradox, *Sociology*, 32(1), 101-120
- Bianchi, S.M., Mikkie, M.A., Sayer, L.C., and Robinson, J.P., 2000, Is anyone doing the housework?: trends in the gender division of household labor, *Social Forces*, 79(1), 191-228
- Blair, S.L. and D. T. Lichter, 1991, Measuring the division of household labor, *Journal of Family Issues*, 12(1), 91-113
- Brines, J., 1994, Economic dependency, gender, and the division of labor at home, *American Journal of Sociology*, 100, 652-688
- Bygren Magnus and Ann-Zofie Duvander, 2006, Parents' workplace situation and fathers' parental leave use, *Journal of Marriage and Family*, 68, 363-372
- Coltrane, S. and Ishii-Kuntz, Masako, 1992, Men's Housework: A Life Course Perspective, *Journal of Marriage and the Family*, 54(1), 43-57.
- Coverman, S., 1985, Explaining husbands' participation in domestic labor, *The Sociological Quarterly*, 26(1), 81-97
- Des Rivieres-Pigeon Catherine, Marie-Josephe Saurel-Cubizolles, and Patrizia Romito, 2002, Division of domestic work and psychological distress 1 year after childbirth: a comparison between France, Quebec and Italy, *Journal of Community and Applied Social Psychology*, 12(6), 397-409
- Evertsson Marie, and Magnus Nermo, 2004, Dependence within families and the division of labor: comparing Sweden and the United States, *Journal of Marriage and Family*, 66, 1272-1286
- Greenstein, T. N., 1996, Husbands' participation in domestic labor: interactive effects of wives' and husbands' gender ideologies, *Journal of Marriage and Family*, 58, 585-595
- Greenstein, T. N., 2000, Economic dependence,

- gender, and the division of labor in the home: a replication and extension, *Journal of Marriage and the Family*, 62, 322-335
- Haas Linda, Karin Allard and Philip Hwang, 2002, The impact of organizational culture on men's use of parental leave in Sweden, *Community, Work & Family*, 5(3)
- Ishii-Kuntz Masako, 1993, Japanese fathers: work demands and family roles, in Jane C Hood (eds.), *Men, Work, and Family*, Sage, 45-67
- Ishii-Kuntz Masako, 2003, Balancing fatherhood and work, in James Roberson and Nobue Suzuki (eds.) , *Men and Masculinities in Japan*, Routledge:198-216
- Ishii-Kuntz Masako, 2008, Sharing of housework and childcare in contemporary Japan, United Nations, Division for the Advancement of Women, 6-9 October, http://www.un.org/womenwatch/daw/egm/equalsharing/egm_equalsharing.htm
- Ishii-Kuntz Masako and Coltrane, S., 1992, Predicting the Sharing of Household Labor: Are Parenting and Housework Distinct?, *Sociological Perspectives*, 35(4):629-647
- Ishii-Kuntz Masako, Katsuko Makino, Kuniko Kato, and Michiko Tsuchiya, 2004, Japanese fathers of preschoolers and their involvement in child care, *Journal of Marriage and Family*, 66, 779-791
- Ishii-Kuntz Masako and Maryanski, A, 2003, Conjugal Roles and Social Networks in Japanese Families, *Journal of Family Issues*, 24(3), 352-380
- Iwama Akiko, 2005, Social stratification and the division of household labor in Japan: the effect of wives' work on the division of labor among dual-earner families, *International Journal of Japanese Sociology*, 14, 15-31
- Kamo Yoshinori, 2000, "He said, she said": assessing discrepancies in husbands' and wives' reports on the division of household labor, *Social Science Research*, 29, 459-476
- Lee, Y-S., and Waite L. J., 2005, Husbands' and wives' time spent on housework: a comparison of measures, *Journal of Marriage and Family*, 67, 328-336
- Nishioka Hachiro, 1998, Men's domestic role and the gender system: determinants of husband's household labor in Japan, *Journal of Population Problems*, 54(3), 56-71
- Presser Harriet B., 1994, Employment schedules among dual-earner spouses and the division of household labor by gender, *American Sociological Review*, 59(3), 348-364
- Press and Townsley, 1998, Wives' and husbands' housework reporting: gender, class, and social desirability, *Gender and Society*, 188-218
- Schneider Barbara and Linda J. Waite, 2005, *Being together working apart*, Cambridge University press: UK
- Shelton Beth Anne, 1990, The distribution of household tasks: does wife's employment status makes a difference? *Journal of Family Issues*, 11 (2), 115-135
- Shelton Beth Anne, 1996, The distribution of household labor, *Annual Review of Sociology*, 22, 299-322
- Zuo J., and Yanjie Bian, 2001, Gendered resources, division of housework, and perceived fairness- a case in urban China, *Journal of Marriage and the Family*, 63, 1122-1133
- 石井ケンツ昌子 (2004) 「共働き家庭における男性の家事参加」 渡辺秀樹・嶋崎直子・稻葉昭英編『現代家族の構造と変容』 東京大学出版会, 201-214
- 石井ケンツ昌子 (2007) 「ワーク・ファミリー（ライフ）・バランス：日米の研究から」『家族関係学』 26, 29-42
- 石井ケンツ昌子 (2009) 「父親の役割と子育て参加～その現状と規定要因、家族への影響について～」『季刊家計経済研究』 81, 16-23
- 稻葉昭英 (1998) 「どんな男性が家事・育児をするのか？」 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（科学研究費補助金特別推進研究(1)「現代日本の社会階層に関する全国調査」成 果報告書), 1-42
- 大野祥子・田矢幸江・柏木恵子 (2003) 「男性の家事分担を促進する要因」『発達研究』 17, 53-68
- 久保桂子 (2009) 「フルタイム共働き夫婦の家事分担と性役割意識」『千葉大学教育学部研究紀要』 57, 275-282
- 佐藤裕 (1998) 「男性の家事参加」『1995年SSM調査シリーズ』 15, 71-78

- 高橋幸三郎・吉賀成子・朝倉和子（2006）「都市社会における相互支援ネットワーク形成過程研究の動向」
『東京家政学院大学紀要』46, 107-118
- 中川まり（2010）「共働き夫婦における妻の働きかけと夫の育児・家事参加」お茶の水女子大学大学院人間文化創成科学研究科『人間文化創成科学論叢』12, 305-313
- 永瀬伸子（1997）「女性の就業選択」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, 279-312
- 西岡八郎（2004）「男性の家庭役割とジェンダー・システム」目黒依子・西岡八郎編『少子化のジェンダーアナリシス』勁草書房

注

- 1 平成17-19年度科学研究費補助金の助成を得て行った（「デュアル・キャリア・カップルの就業状況・家計管理と育児支援に関する調査研究」、研究課題番号：17510218）。研究代表者：高橋桂子、研究分担者：久保桂子、倉元綾子、草野篤子）。

Effects of husbands' workplace condition in the division of household chores among permanent employee couples with children

Keiko TAKAHASHI

This study examines how middle-range theories (e.g., relative resources, time availability, and gender ideology) and environmental factors (e.g., living with parents and workplace culture) affect the division of household chores of the husbands. The data used here are obtained from permanent employee couples with children in 2005 ($n = 1,511$). With respect to results of a hierarchical multiple regression analysis, all the middle-range theories are supported except for the couples' age difference. As regards the husbands' workplace condition, when they perceive their companies as promoting diversity and/or gender equality policy, the division of household chores by the husbands increases. On the other hand, when couples live with their parents or when the husbands recognize that the workers always work overtime in their companies, the husbands' division of household chores decreases.