

|               |   |
|---------------|---|
| Title         | 正規就業と性別役割分業意識が家事分担に与える影響 : NFRJ08を用いた分析                                     |
| Author(s)     | 乾, 順子   |
| Citation      | 年報人間科学. 32 p.21-p.38  |
| Issue Date    | 2011-03-31  |
| oaire:version | VoR   |
| URL           | <a href="https://doi.org/10.18910/12289">https://doi.org/10.18910/12289</a> |
| rights        |   |
| Note          |   |

*Osaka University Knowledge Archive : OUKA*

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

Osaka University

## 〈論文〉

### 正規就業と性別役割分業意識が家事分担に与える影響

#### —NFRJ08を用いた分析—

乾 順子

#### 〈要旨〉

本稿の目的は、現代の日本における家事分担の規定要因を、女性の就業形態と家族に関する意識に着目し、第二回家族についての全国調査(NFRJ08)のデータをを用いて、計量的に明らかにすることである。特に、労働市場において中核的な働き方である正規就業と性別役割分業意識が家事分担に与える影響に焦点をあてる。

これまで、家事分担の規定要因として、相対的資源仮説、時間制約仮説、性別役割イデオロギー仮説、ニース仮説が主に検討されてきた。そのうち、相対的資源仮説と時間制約仮説の変数としては、夫婦の収入差や学歴、労働時間などが、夫の家事時間や頻度に影響を与えるということが、明らかにされてきた。

本稿では、妻の従業上の地位による差異仮説、性別役割イデオロギー仮説、性別役割分業意識と従業上の地位による差異仮説の三つに焦点をあて、さらに夫の家事頻度だけでなく、妻の家事頻度や夫の相対的な家事分担割合の規定要因の分析をおこなった。その結果、正規就業の妻は、無職の妻より家事頻度が低いがこれは女性回答のみにあてはまること、パート就業の妻は無職の妻と比べて有意に家

事頻度が減らないこと、その夫は家事頻度が増えないこと、分業を肯定している夫は家事頻度が低いこと、情緒的サポートを行う夫は家事頻度も高いこと、そして、分業を肯定している正規就業の妻は、肯定していない妻に比べて家事頻度が高いことが明らかとなった。

正規就業の妻の家事頻度が、性別役割分業意識によって差異化されているという結果が、本稿で得られた新たな知見である。

#### キーワード

性別分業、家事頻度、家事分担割合、正規就業、性別役割分業意識

## 一・問題設定

本稿の目的は、現代の日本における家事分担の規定要因を、女性の就業形態と家族に関する意識に着目し、全国規模の調査データを用いて、計量的に明らかにすることである。特に焦点をあてるのは、女性の正規就業と性別役割分業意識が家事分担に与える影響である。

性別分業は、近代家族を特徴づけるものの一つであり、その実態とそれを支える要因の解明は、家族研究の主要なテーマである(松田・鈴木二〇〇二)。さらに、子どもの社会化は家庭内においてまずなされることから、家庭内の性別分業の実態やその規定要因を明らかにすることは、次世代の性別分業を考える上でも重要な課題である(Blair and Lither 1991) と考えられる。

日本においては、被雇用者としての労働市場への女性の参入は増大を続けているが、その一方で、男性の家事分担割合は、国際的にみて非常に低い数値にとどまっている。図一は ISSP2002 "Family and Changing Gender Role III" のデータをもとに、週あたりの夫婦の家事時間にしめる夫の家事時間の割合をグラフにしたものである。

この図をみると明らかとなり、一番左側の日本の男性の家事分担割合は一〇%程度で、この調査の対象国(地域)の中では最も低い割合にとどまっている。同じデータを用いて、家事分担に対する不公平感の国際比較分析を行った不破・筒井(二〇一〇)は、妻の家事分担比率が高い国、性別役割分業意識が強い国では、実際に妻の家事負担が大きく、また、妻が長時間働いていたり、高学歴であっても、そのことに対して不公平感を持ちにくいということを、マルチレベル分析を用いて明らか

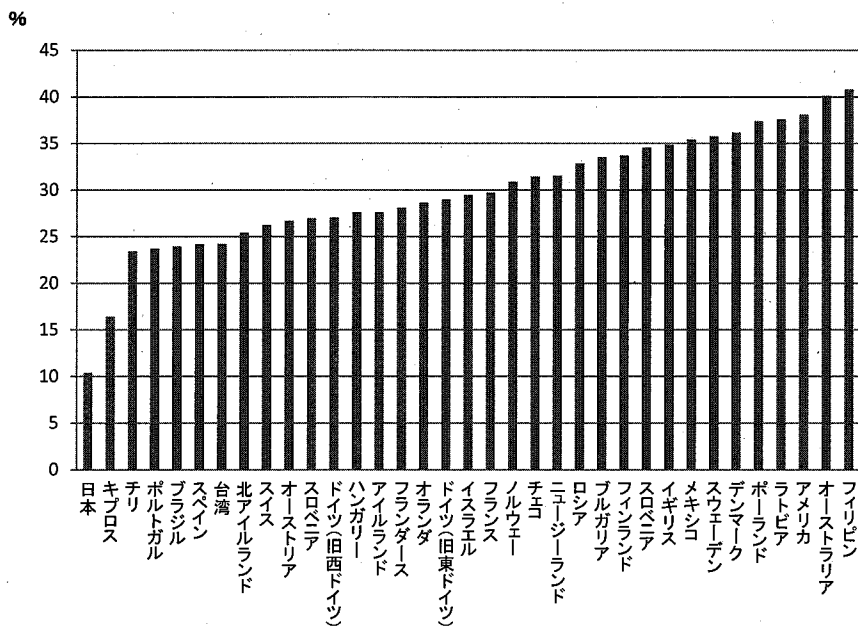


図1 男性の家事分担時間割合

(ISSP2002 "Family and Changing Gender Role III" より作成)

にした。つまり、そもそも家事分担比率が不平等でかつ性別分業意識が強い日本のような国では、女性は不公平感を感じにくく、それゆえ家事の大部分を担い続けてしまうという循環があるという。このような状況の中で、日本の家庭内や労働市場などにおける性別分業の実態を詳細に解明することは、その平等化に向けて、喫緊かつ継続的な課題であるといえるだろう。

本稿が着目するのは、性別分業の根強い日本において、その体制に抗して正規雇用で働く既婚女性である。Engels (1884 = 1973) はかつて、女性の解放は、全女性が公的産業に復帰することを第一前提条件とする と述べた。しかしながら、多くの既婚女性たちは、パートという就業形態を選択することにより、仕事も家事も負担するという二重役割を担うこととなった。つまり、上野(一九九〇)の言葉を借りれば、「エンゲルスのいうような女性の労働者化が家父長制をゆるがすという仮説はあてはまらない」のである。

では、中核的な労働市場で働いていると考えられる正規雇用の女性たちはどのような家事分担を行っているのだろうか。多少なりとも家事労働を免れているのだろうか。それとも、不破・筒井(二〇一〇)が明らかにしたように、日本の女性たちは不公平感を感じにくいため、どのような働き方をしていても、同程度に家事を担っているのだろうか。さらに、女性が働くこと、特に正規という雇用形態で働くことと性別役割分業意識の革新化には一定の関連が予測される(末盛・石原一九九八)。すなわち、正規で働く女性は、より平等志向の分業意識をもつことが予想され、その妻をもつ夫も、分業意識を平等化させるとい

うことが考えられる。妻が正規で働く夫は、性別役割分業意識を平等化させ、より家事を行い、正規で働く妻は分業意識を平等化させ、より少なくて家事を行うのであろうか。

## 二、先行研究と仮説

夫婦間の家事分担を規定する要因、特に夫の家事頻度を規定する要因についての研究には膨大な蓄積があるが、代表的なものを整理していこう。

アメリカにおける家事分担の規定要因に関する研究をレビューした論文として Shelton and John (1990) のものが代表的である。その中では、家事分担を規定する要因として大きく四つに整理されている。その四つとは、①ニーズ説、②相対的資源説、③時間制約説、④性別役割イデオロギー説である。ニーズ説とは、家事の量が多いほどニーズが高くなるため、夫は家事に参加する。特に子どもの数が多いほど、夫は家事に参加する (Coveman 1985)。相対的資源説は、収入や教育、職業などの社会的資源を多くもつほうが家事の負担を免れる (Kano 1988, Blair and Lichter 1991, Brines 1994) というものであり、その前提として、家事とは、単調でつまらないものであるとされている。それゆえ、より社会的資源をもつほうが、勢力をもち、家事分担についての交渉に勝つことによつて、家事を負担することから逃れられる。次の時間制約説は、夫婦のうち時間資源の多いほうが、より多くの家事を行う (Coveman 1985, Ross 1987, Kano 1988) というものである。労働市場における労働時間が長いほど、家で家事を行わないという、当然のように思われる説である。最後に、性別役割イデオロギー説であり、妻が家事に責任をもつべき

だという価値観を持っている場合、夫の家事参加が低くなる (Coveman 1985, Ross 1987, Kamo 1988)。

以上のような、アメリカにおける代表的な家事分担の規定要因についての仮説に基づき、日本においても多くの実証研究が積み重ねられてきた。

ニーズ仮説として、子どもの年齢や人数、親との同居が検討されてきた (品田一九九六、稲葉一九九八、Nishioka 1998、永井一九九九、松田二〇〇四、岩間二〇〇八ほか)。親との同居は、ニーズ仮説の変数であると同時に、代替資源仮説の変数でもある。代替資源仮説は、世帯内外で夫婦以外に家事を担当してくれる人間がいれば、男女ともに家事参加が減るといふ仮説である (稲葉一九九八)。親との同居は、家事の量 (ニーズ) を増やすこともあれば、親が代わりに家事を分担してくれることによって、子世代の家事が減ることもある。相対的資源仮説としては、夫婦の収入格差や学歴が用いられ (Kamo 1994、稲葉一九九八、永井一九九九、松田二〇〇四ほか)、時間的余裕仮説としては、妻の就労形態や夫の帰宅時間などが分析に用いられている (Kamo 1994、稲葉一九九八、永井一九九九、永井二〇〇一、松田二〇〇四、岩間二〇〇八)。さらにジェンダーイデオロギー仮説として、「男性は外で働き、女性は家を守るべき」という意識を用いたもの (稲葉一九九八、松田二〇〇四)、複数項目の意識変数を主成分分析したもの (Nishioka 1998)、<sup>(1)</sup> 学歴を代替変数としたもの (永井一九九九)、複数の家族観に関する意識項目をタミー変数として用いたもの (岩間二〇〇八) などがある。

以上の四つの仮説以外に、夫婦間の情緒関係を考慮した情緒関係仮説

(稲葉一九九八) があり、これは、夫婦の情緒関係が高いほど、男性の家事参加が高まるというものである。夫婦で一緒に外出や買い物をするといった、情緒的な意味をもった共同行動が増えると、家事・育児も夫婦共同で行うことが増加し、男性の家事参加が増大すると考えられる (稲葉一九九八)。

ここまで、国内外の家事分担についての先行研究を概観したが、本稿では、妻の有償労働および、その有償労働や家事分担と大きく関連する性別役割分業意識に着目することから、次に、女性の就業と家事分担の関連に関する先行研究に焦点をあてて検討していく。これらは、先にあげた相対資源仮説や時間的余裕仮説にまたがる研究であるといえる。九〇年代前半には、妻の従業上の地位は夫の家事に有意な効果がない (永井一九九二、Kamo 1994) という結果が得られていたが、二〇〇〇年代に入ると、一部の家事 (掃除) に効果がある (永井二〇〇一) というものや、妻の職業階層別にみるとフルタイム就業であることが夫の家事参加度に正の効果 (専門管理職と事務職) と負の効果 (サービス職) をもつという研究結果 (岩間二〇〇八) も出てきている。これらの先行研究から、さらに時を経て、女性の労働市場への参入が進んでいる現在においては、夫婦間の家事分担の平等化が進んでいると期待されるが、実際にはどうなっているのだろうか。

以上のことを踏まえ、本稿では、妻の正規就業による性別役割分業意識の革新化 (末盛・石原一九九八) に着目し、妻の従業上の地位と性別役割分業意識が夫婦の家事分担に与える影響を明らかにする。それぞれが、個別に影響を与えることも考えられるが、媒介効果や交互作用効果

があることも十分に考えられるため、本稿では、これまであまり検討されてこなかった交互作用についても検討を行う。

本稿で検証を行う仮説は以下のとおりである。

1. 妻の従業上の地位による差異仮説

①夫の家事頻度・割合は、妻が就業することによって増加する。

(正規、パート、無職の順に多くなる)

②妻の家事頻度は、妻が就業することによって減少する。

(正規、パート、無職の順に少なくなる)

2. 性別役割分業意識と従業上の地位による差異仮説

①夫の家事頻度・割合は、夫もしくは妻が性別役割分業を肯定しているほど減少する。

②妻の家事頻度は、妻もしくは夫が性別役割分業を肯定しているほど増加する。

3. 性別役割分業意識と従業上の地位による差異仮説

①夫の家事頻度・割合は、妻の従業上の地位と性別役割分業意識の交互作用によって差異が生じる。

②妻の家事頻度は、妻の従業上の地位と性別役割分業意識の交互作用によって差異が生じる。

三 データと変数

三―一 データ

使用するデータは、第三回家族についての全国調査(NFRJ08)である。

これは、日本家族社会学会全国家族調査委員会が一九九八年度より実施

している継続的全国調査の三回目にあたるものであり二〇〇九年一〜二月に実施された。対象者は日本国内に居住する一九三六〜一九八〇年生まれの個人であり、層化二段無作為抽出法によってサンプリングされ、標本サイズは九四〇〇人、回収数は五二〇三人、回収率は55.5%である。調査は訪問留置法で実施された。

対象者本人や配偶者の職業に関する情報や家事分担および家族構成の情報が豊富に得られる最新のデータであり、現在の日本における夫婦間の家事分担を職業や意識といった要因によって明らかにするうえで有効なデータであるといえる。このうち、男女とも六〇歳以下で有配偶、男性については有職のサンプルを分析に用いる。女性の就業と家事分担の関連に着目するため、女性の就業割合が高くなる未子七歳以上に限定して分析を行う<sup>(2)</sup>。対象者は、男性六一五人(平均年齢59.51歳)、女性六七九人(平均年齢59.83歳)である。(表一、二参照)

三―二 従属変数

従属変数は、週あたりの家事頻度を用いる。これは岩井(二〇〇二)や松田(二〇〇四)に従ったものである。

問七付問一八 あなた自身と配偶者の方は、次にあげる(A)〜(オ)の家事を現在どのくらいの頻度で行っていますか。(A)「食事の用意」は、「洗濯」は、(オ)「そうじ(部屋、風呂、トイレなど)」は、に対する回答「ほぼ毎日」に七点、「週に四〜五」回到4.5点、「週に二〜三回」に2.5点、「週に一回」に一点、「ほとんど行わない」に0点を与える。この五

項目の家事の得点を合計し、夫の家事頻度、妻の家事頻度とする。さらに、夫の家事割合として夫の家事頻度の合計得点を夫の家事頻度と妻の家事頻度の合計得点で割ったものを使用する。この理由は、日本における先行研究は、夫の家事時間や頻度に着目したものが多く(永井一九九二)が、夫婦間の分業を明らかにするためには、それぞれがどの程度の家事を分担しているのか、さらに相対的な割合がこの程度であるかを規定する要因を明らかにすることがぞましく、(Kanno 1988, Blair and Licher 1991)と考えられるからである。

### 三二三 独立変数

まず、妻の現在の従業上の地位である。正規、パート、自営家族、無職の四つに分類し、それぞれをダミー変数として用いる。その内訳は、「正規」＝経営者・役員、常時雇用されている一般従業者、「パート」＝臨時雇い・パート・アルバイト、派遣社員・契約社員・嘱託社員、「自営家族」＝自営業主・自由業者、自営業の家族従業者、内職、「無職」＝無職である。

次に性別割イデオロギー仮説を検証するものとして、性別役割分業肯定主成分を用いる。問八の(ア)男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである。(イ)子どもが三歳くらいまでは、母親は仕事をもたず育児に専念すべきだ。(ウ)家族を(経済的に)養うのは男性の役割だ。の三項目に対する回答、一そう思う、二どちらかといえそう思う、三どちらかといえそう思わない、四そう思わない、を肯定するほど得点が高くなるように反転する。以上の三項目を主成分分析したものを性別役割

### 割分業肯定主成分とする<sup>(3)</sup>

夫婦の情緒関係を示す変数として、情緒的サポート主成分を用いる。問七付問一七の(ア)配偶者は、わたしの心配ごとや悩みごとを聞いてくれる。(イ)配偶者は、わたしの能力や努力を高く評価してくれる。(ウ)配偶者は、わたしに助言やアドバイスをしてくれる。の三項目に対する回答、一あてはまる、二どちらかといえあてはまる、三どちらかといえあてはまらない、四あてはまらない、を肯定するほど得点が高くなるように反転する。以上の三項目で主成分分析したものを情緒的サポート主成分とする<sup>(4)</sup>。

その他のコントロール変数として、以下のものを用いる。ニース仮説・代替資源仮説にもとづくものとして、子どもの数、末子年齢、母親との同居ダミー、相対的資源仮説にもとづくものとして、夫教育年数、夫婦の教育年数差、妻収入、夫婦の収入差を用いる。時間制約仮説にもとづくものとして、夫の労働時間を用い、さらに階層をコントロールするものとして、夫の職業階層をダミー変数として用いる。各変数の記述統計や度数分布は以下のとおりである。

表一は記述統計であるが、上半分が男性回答者、下半分が女性回答者によるものとなっている。男性回答者の夫家事頻度の平均値は4.801、妻家事頻度平均値は2.9204である。夫の家事割合の平均値は12.294%となっている。それに対して、女性回答者の夫家事頻度の平均値は3.022、妻家事頻度の平均値は2.939である。夫の家事割合は8.54%となっている。男女で比較すると、それぞれ自分自身の家事頻度を多めに回答する傾向があるようである。

表 1 記述統計

| 男性          | 度数  | 最小値    | 最大値    | 平均値      | 標準偏差    |
|-------------|-----|--------|--------|----------|---------|
| 夫家事頻度       | 608 | 0      | 35.00  | 4.801    | 6.379   |
| 妻家事頻度       | 615 | 0      | 35.00  | 29.204   | 6.317   |
| 夫相対的家事割合    | 592 | 0      | 100.00 | 12.294   | 14.640  |
| 年齢          | 615 | 30     | 60     | 50.951   | 6.410   |
| 末子年齢        | 615 | 7      | 39     | 18.065   | 6.733   |
| 夫教育年数－妻教育年数 | 615 | -5     | 7      | 0.621    | 2.081   |
| 夫教育年数       | 615 | 9      | 18     | 13.626   | 2.274   |
| 夫収入－妻収入     | 615 | -600   | 1200   | 449.886  | 330.857 |
| 妻収入         | 615 | 0      | 1150   | 174.130  | 193.517 |
| 夫一日あたり労働時間  | 615 | 3      | 15     | 9.997    | 1.652   |
| 情緒的サポート主成分  | 615 | -2.651 | 1.279  | 0.101    | 0.895   |
| 性別役割分業肯定主成分 | 615 | -2.164 | 1.555  | 0.176    | 0.916   |
| 女性          | 度数  | 最小値    | 最大値    | 平均値      | 標準偏差    |
| 夫家事頻度       | 651 | 0      | 23.50  | 3.032    | 4.127   |
| 妻家事頻度       | 679 | 10     | 35.00  | 29.439   | 5.644   |
| 夫相対的家事割合    | 645 | 0      | 65.63  | 8.854    | 11.502  |
| 年齢          | 679 | 31     | 60     | 48.063   | 6.333   |
| 末子年齢        | 679 | 7      | 34     | 17.183   | 6.651   |
| 妻教育年数－夫教育年数 | 679 | -7     | 5      | -0.676   | 1.985   |
| 夫教育年数       | 679 | 9      | 18     | 13.809   | 2.236   |
| 妻収入－夫収入     | 673 | -1200  | 500    | -414.205 | 335.676 |
| 妻収入         | 679 | 0      | 1200   | 176.333  | 186.743 |
| 夫一日あたり労働時間  | 679 | 0      | 15     | 9.960    | 1.844   |
| 情緒的サポート主成分  | 679 | -2.651 | 1.279  | -0.124   | 1.041   |
| 性別役割分業肯定主成分 | 679 | -2.164 | 1.555  | -0.140   | 0.949   |

回答者の年齢は、男性が三〇から六〇歳、女性は三二歳から六〇歳である。末子年齢は、男性回答で七歳から三九歳、女性回答で七歳から三四歳である。夫の教育年数と妻の教育年数の差は0.621年と0.676年、夫のほうがやや長くなっている。夫収入と妻収入の差は、約四五〇万円と四一四万円、夫のほうが多く、妻収入の平均は一七〇～一八〇万円程度である。夫の一日あたりの労働時間は、片道の通勤時間を加えると平均で一〇時間程度となっている。

情緒的サポート主成分、性別役割分業肯定主成分については、どちらも男性回答のほうが平均得点が高くなっている。

表二は、独立変数の度数分布を示したものである。左半分が男性回答、右半分が女性回答である。子どもの人数の最頻値は二人で、最も多く半数以上を占めており、回答者の大多数が、子どもが三人以内である。親との同居については、男性回答では、29.9%が自分の親と同居している。妻の母親と同居しているのは、6.3%である。女性回答では、22.4%が夫の母親と同居している。自分の母親と同居しているのは、9.9%である。男女どちらの回答においても、夫の母親との同居率が高くなっている。夫の職業については、男女どちらの回答においても、専門管理が最も多くなっており、次いで、技能労務、事務営業の順となっている。農業漁業が最も割合が低い。

妻の従業上の地位については、男女どちらの回答においても、パートが最も多く、四割程度を占めている。次いで、無職、正規の順となっており、自営家族が最も少ない。分析対象者は以上のような構成になっている。



表2 度数分布

|              | 男性  |      |       | 女性  |      |       |
|--------------|-----|------|-------|-----|------|-------|
|              | N   | %    | 累積%   | N   | %    | 累積%   |
| 子どもの数        |     |      |       |     |      |       |
| 1人           | 77  | 12.5 | 12.5  | 88  | 13.0 | 13.0  |
| 2人           | 354 | 57.6 | 70.1  | 380 | 56.0 | 68.9  |
| 3人           | 166 | 27.0 | 97.1  | 182 | 26.8 | 95.7  |
| 4人           | 15  | 2.4  | 99.5  | 27  | 4.0  | 99.7  |
| 5人           | 3   | 0.5  | 100.0 | 2   | 0.3  | 100.0 |
| 自分の母と同居していない | 462 | 75.1 | 75.1  | 612 | 90.1 | 90.1  |
| 自分の母と同居      | 153 | 24.9 | 100.0 | 67  | 9.9  | 100.0 |
| 義理の母と同居していない | 576 | 93.7 | 93.7  | 527 | 77.6 | 77.6  |
| 義理の母と同居      | 39  | 6.3  | 100.0 | 152 | 22.4 | 100.0 |
| 夫職業          |     |      |       |     |      |       |
| 専門管理         | 235 | 38.2 | 38.2  | 252 | 37.3 | 37.3  |
| 事務営業         | 99  | 16.1 | 54.3  | 105 | 15.5 | 52.8  |
| 販売サービス       | 75  | 12.2 | 66.5  | 88  | 13.0 | 65.8  |
| 技能労務         | 181 | 29.4 | 95.9  | 212 | 31.4 | 97.2  |
| 農業漁業         | 25  | 4.1  | 100.0 | 19  | 2.8  | 100.0 |
| 妻従業上の地位      |     |      |       |     |      |       |
| 正規           | 136 | 22.1 | 22.1  | 155 | 22.8 | 22.8  |
| パート          | 246 | 40.0 | 62.1  | 290 | 42.7 | 65.5  |
| 自営家族         | 61  | 9.9  | 72.0  | 71  | 10.5 | 76.0  |
| 無職           | 172 | 28.0 | 100.0 | 163 | 24.0 | 100.0 |
| N            | 615 |      |       | 679 |      |       |

#### 四 分析

それでは、分析に入っていく。図二、図三は、従属変数の家事項目別に夫と妻の週あたりに行う平均回数をグラフにしたものである。男性回答でも女性回答でも、妻は食事用意、後片付けを週に平均六、五回程度行い、洗濯も六回強、買い物とそうじは五回程度行っている。それに対して、夫の家事頻度は低調であり、いずれの家事についても週に一回するかしないかである。特に女性回答の夫の家事頻度平均値はすべて一回未満となっている。

次に妻の従業上の地位別の家事頻度を見ていく。図四は、妻の従業上の地位別に夫が週あたりに行う家事頻度の平均値を示したものである。どの家事項目においても、妻が正規において、夫の家事頻度が高くなっており、特に食事後片付けと食事用意が多くなっている。図五は、妻の従業上の地位別の妻の家事頻度を家事項目別に示したものである。こちらは、どの家事項目においても正規就業のものにおいて最も頻度が低くなっている。

次に、重回帰分析を用いて、夫婦の家事分担の規定要因を分析していく。まず、夫の相対的な家事割合を従属変数とした分析を行う。モデルIにはコントロール変数と妻の従業上の地位を投入し、モデルIIにはモデルIに情緒サポート主成分と性別役割分業肯定主成分を投入し、最後にモデルIIIには、さらに妻の従業上の地位と性別役割分業肯定主成分の交互作用項を投入していく。分析結果は、表三のとおりである。左半分は男性回答、右半分は女性回答によるものであり、係数はすべて非標準化係数である。

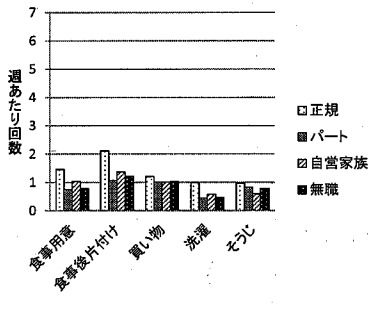


図4 妻の従業上の地位別夫の家事頻度 (男性回答)

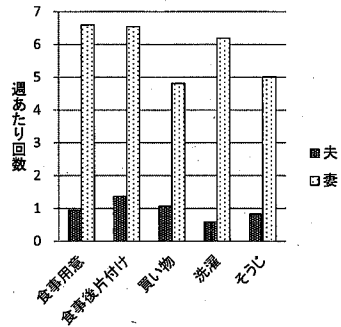


図2 家事頻度平均値 (男性回答)

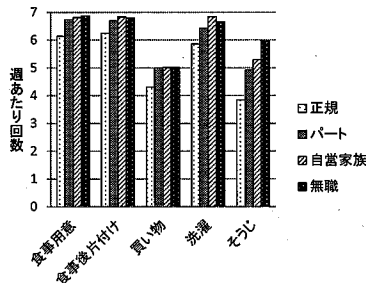


図5 妻の従業上の地位別妻の家事頻度 (女性回答)

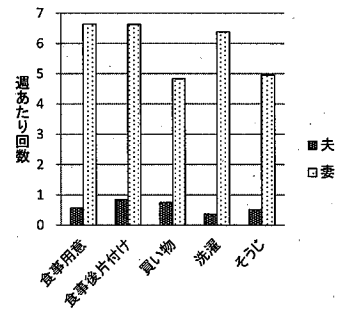


図3 家事頻度平均値 (女性回答)

表3 夫の相対的な家事割合の規定要因

| 従属変数: 夫相対的家事割合     | 男性回答     |           |           | 女性回答      |           |           |
|--------------------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|                    | モデルI     | モデルII     | モデルIII    | モデルI      | モデルII     | モデルIII    |
| (定数)               | 19.832 * | 20.704 ** | 22.813 ** | 13.856 *  | 17.912 ** | 17.880 ** |
| ニーズ仮説              |          |           |           |           |           |           |
| 妻子年齢               | -0.230 * | -0.200 *  | -0.211 *  | -0.070    | -0.103    | -0.091    |
| 子どもの人数             | -1.050   | -1.165    | -1.338    | -0.616    | -0.480    | -0.441    |
| 代替資源仮説             |          |           |           |           |           |           |
| 夫の母同居ダミー           | -2.734 + | -2.798 *  | -3.010 *  | -3.256 ** | -3.231 ** | -3.125 ** |
| 妻の母同居ダミー           | -1.732   | -1.910    | -1.674    | -2.140    | -2.164    | -2.280    |
| 相対的資源仮説            |          |           |           |           |           |           |
| 本人教育年数-配偶者教育年数     | -0.564   | -0.483    | -0.423    | -0.018    | -0.148    | -0.168    |
| 夫教育年数              | 0.551    | 0.469     | 0.421     | 0.250     | 0.066     | 0.064     |
| 本人収入-配偶者収入         | -0.003   | -0.002    | -0.003    | 0.001     | 0.001     | 0.001     |
| 妻年収                | 0.011 *  | 0.011 *   | 0.009 +   | 0.013 **  | 0.011 **  | 0.010 **  |
| 時間制約仮説             |          |           |           |           |           |           |
| 夫一日あたり労働時間         | -0.773 * | -0.767 *  | -0.781 *  | -0.748 ** | -0.824 ** | -0.869 ** |
| 夫階層                |          |           |           |           |           |           |
| 夫専門管理ダミー(ref)      | -        | -         | -         | -         | -         | -         |
| 夫事務営業ダミー           | -2.727   | -2.568    | -2.692    | 0.088     | -0.017    | -0.053    |
| 夫販売サービスダミー         | 0.401    | 0.553     | 0.391     | 0.125     | -0.239    | -0.205    |
| 夫技能労働ダミー           | -0.031   | 0.020     | -0.125    | 1.993     | 1.580     | 1.471     |
| 夫農業ダミー             | -3.787   | -3.727    | -3.980    | 1.010     | 0.233     | 0.630     |
| 妻従業上の地位            |          |           |           |           |           |           |
| 妻無職ダミー(ref)        | -        | -         | -         | -         | -         | -         |
| 妻正規ダミー             | 2.968    | 2.565     | 2.261     | 1.996     | 1.494     | 0.875     |
| 妻パートダミー            | -1.440   | -1.258    | -2.300    | -0.475    | -0.080    | 0.206     |
| 妻家族ダミー             | 1.287    | 0.864     | 0.379     | -3.118 +  | -2.860    | -2.725    |
| 情緒的サポート主成分(本人回答)   |          | -0.047    | -0.056    |           | 2.207 **  | 2.137 **  |
| 性別役割分業肯定主成分(本人回答)  |          | -1.594 *  | -2.556 *  |           | -1.157 *  | 0.367     |
| 妻正規×性別役割分業肯定主成分    |          |           | 0.253     |           |           | -3.217 ** |
| 妻パート×性別役割分業肯定主成分   |          |           | 2.964 +   |           |           | -1.667    |
| 妻家族従業者×性別役割分業肯定主成分 |          |           | -2.297    |           |           | 0.467     |
| N                  | 592      | 592       | 592       | 637       | 637       | 637       |
| AIC                | 3139.42  | 3137.85   | 3136.63   | 3067.02   | 3039.00   | 3037.57   |
| F値                 | 4.590 ** | 4.405 **  | 4.136 **  | 5.338 **  | 6.744 **  | 6.163 **  |
| 調整済みR2乗            | 0.089    | 0.094     | 0.100     | 0.098     | 0.140     | 0.146     |

\*\*p<0.01,\*p<0.05,+p<0.1 (注)数値は非標準化偏回帰係数

AICや調整済みR二乗の値から、男女の回答ともに、モデルIIIが採択される。男性回答についてみると、末子年齢が高いこと、夫の母と同居していること、夫の労働時間が長いことは負の効果があり、妻の従業上の地位は夫の相対的な家事割合に効果がない。妻の年収は、一〇%水準ではあるが、正の効果がある。夫の性別役割分業肯定主成分は負の効果があり、性別役割分業を肯定している夫は家事割合が低い傾向にある。これは先行研究にも合致する結果である。しかしながら、情緒的サポート主成分については、有意な効果がない。

次に、女性回答については、有意な効果がない。次に、女性回答について見ていくと、夫の母親同居、夫の労働時間が夫の家事割合を減らす効果をもっており、反対に妻の収入は夫の家事割合を増やす効果をもっている。また、情緒的サポート主成分の得点が高いほど、夫の家事割合は増加する。さらに、妻が正規で性別役割分業を肯定していると夫の家事割合は減少する。モデルIIでは、性別役割分業肯定主成分が有意な負の効果を持っていたが、モデルIIIではその主効果が消えている。モデルIIの主効果は、特に、正規で働く妻のうち、性別役割分業を肯定する者において、夫の家事割合が低下することの効果を示していたものといえるだろう。つまり、家事割合は、妻が正規の場合に、妻の性別役割分業意識によって差が生じるが、妻がパートや自営家族の場合には、妻の分業意識によって差がないのである。

これまでみてきたように、夫の相対的な家事割合の規定要因については明らかとなったが、その内訳はどのようになっているのであろうか。つまり、夫の家事割合が増加する要因として、夫の家事の絶対量が増えるか、妻の絶対的な家事頻度が低下するということが考えられる。これら

表4 夫の家事頻度の規定要因

| 従属変数: 夫家事頻度        | 男性回答     |           |          | 女性回答      |           |           |
|--------------------|----------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|
|                    | モデルI     | モデルII     | モデルIII   | モデルI      | モデルII     | モデルIII    |
| (定数)               | 8.082 *  | 8.759 *   | 9.330 +  | 5.071 *   | 6.822 **  | 6.823 **  |
| ニース仮説              |          |           |          |           |           |           |
| 末子年齢               | -0.071 + | -0.058    | -0.061   | -0.032    | -0.048 +  | -0.044 +  |
| 子どもの人数             | -0.523   | -0.576    | -0.652 * | -0.069    | -0.032    | -0.020    |
| 代替資源仮説             |          |           |          |           |           |           |
| 夫の母同居ダミー           | -0.091   | -0.119    | -0.179   | -1.165 ** | -1.152 ** | -1.122 ** |
| 妻の母同居ダミー           | -1.548   | -1.603    | -1.564   | -0.799    | -0.791    | -0.831    |
| 相対的資源仮説            |          |           |          |           |           |           |
| 本人教育年数-配偶者教育年数     | -0.252   | -0.194    | -0.179   | -0.010    | -0.061    | -0.069    |
| 夫教育年数              | 0.260    | 0.200     | 0.188    | 0.062     | -0.010    | -0.010    |
| 本人収入-配偶者収入         | -0.001   | 0.000     | -0.001   | 0.000     | 0.000     | 0.000     |
| 妻年収                | 0.004 *  | 0.004 +   | 0.003    | 0.004 **  | 0.003 *   | 0.003 *   |
| 時間制約仮説             |          |           |          |           |           |           |
| 夫一日あたり労働時間         | -0.419 * | -0.413 *  | -0.407 * | -0.273 ** | -0.314 ** | -0.328 ** |
| 夫階層                |          |           |          |           |           |           |
| 夫専門管理ダミー(ref)      | -        | -         | -        | -         | -         | -         |
| 夫事務営業ダミー           | -0.923   | -0.835    | -0.920   | 0.129     | 0.134     | 0.128     |
| 夫販売サービスダミー         | 0.785    | 0.792     | 0.704    | 0.174     | 0.038     | 0.048     |
| 夫技能労務ダミー           | -0.036   | -0.020    | -0.070   | 0.793 +   | 0.651     | 0.619     |
| 夫農業ダミー             | -2.093   | -2.076    | -2.128   | 0.206     | -0.066    | 0.072     |
| 妻従業上の地位            |          |           |          |           |           |           |
| 妻無職ダミー(ref)        | -        | -         | -        | -         | -         | -         |
| 妻正規ダミー             | 0.370    | 0.119     | 0.033    | 0.521     | 0.385     | 0.206     |
| 妻パートダミー            | -0.771   | -0.682    | -1.019   | -0.123    | 0.039     | 0.118     |
| 妻家族ダミー             | -0.272   | -0.479    | -0.575   | -0.952    | -0.864    | -0.834    |
| 夫婦関係良好主成分(本人回答)    |          | 0.197     | 0.180    |           | 0.944 **  | 0.923 **  |
| 性別役割分業肯定主成分(本人回答)  |          | -0.798 ** | -1.022 + |           | -0.289 +  | 0.157     |
| 妻正規×性別役割分業肯定主成分    |          |           | -0.383   |           |           | -0.924 +  |
| 妻パート×性別役割分業肯定主成分   |          |           | 1.052    |           |           | -0.511    |
| 妻家族従業者×性別役割分業肯定主成分 |          |           | -0.793   |           |           | 0.206     |
| N                  | 608      | 608       | 608      | 643       | 643       | 643       |
| AIC                | 2240.96  | 2237.10   | 2237.34  | 1892.93   | 1767.14   | 1768.13   |
| F値                 | 2.855 ** | 2.988 **  | 2.838 ** | 3.690 **  | 5.691 **  | 5.124 **  |
| 調整済みR二乗            | 0.047    | 0.056     | 0.06     | 0.063     | 0.116     | 0.119     |

\*\*p<0.01,\*p<0.05,+p<0.1 (注)数値は非標準化偏回帰係数

の規定要因を探ることによって、より詳細な家事頻度の規定要因が明らかになると考えられる。そこで、次に夫と妻それぞれの家事頻度の規定要因について見ていく。

表四は夫の家事頻度の規定要因の分析結果である。モデルの構成は表三と同様である。AICの値から男女の回答ともに、モデルIIが採択される。男性回答を見ていくと、夫の労働時間が有意となっており、夫の労働時間が増加すると夫の家事頻度は減少する。夫が性別役割分業を肯定していると夫の家事頻度は減少する。女性の回答を見ていくと、夫の母が同居すると夫の家事頻度が減少し、妻の年収が上昇すると、夫の家事頻度が増加する。夫の労働時間が増加すると夫の家事頻度が減少し、情緒サポート主成分の得点が高いと、夫の家事頻度は増加する。

ここまでの分析結果、つまり、夫の相対的な家事割合の規定要因（モデルIII）と、夫の家事頻度の規定要因（モデルII）の分析結果をまとめると次の表五のようになる。

重回帰分析の結果、有意な正の効果のあった変数のところにプラス、負の効果があった変数のところにマイナスの符号をつけている。夫階層と妻の従業上の地位は有意な効果がなかったため、省略している。相対的資源仮説より下に位置していて、有意な効果のあった変数は四角で囲んでおり、一見して、夫の相対的家事割合と夫の家事頻度の規定要因はほぼ一致していることが分かる。唯一異なるのは、網かけの部分、すなわち、女性回答の正規と性別役割分業肯定主成分の交互作用項の負の効果である。ここまでの分析から、夫の相対的家事割合は、おおむね夫自身の家事頻度の増減によって左右されていることが想定される。そして、

表5 結果のまとめ①

|               | 夫相対的割合 |      | 夫家事頻度 |      |
|---------------|--------|------|-------|------|
|               | 男性回答   | 女性回答 | 男性回答  | 女性回答 |
| ニーズ仮説         |        |      |       |      |
| 末子年齢          | -      |      |       |      |
| 子どもの数         |        |      |       |      |
| 代替資源仮説        |        |      |       |      |
| 夫の母同居         | -      | -    |       | -    |
| 妻の母同居         |        |      |       |      |
| 相対的資源仮説       |        |      |       |      |
| 本人と配偶者の教育年数差  |        |      |       |      |
| 夫教育年数         |        |      |       |      |
| 本人と配偶者の収入差    |        |      |       |      |
| 妻年収           |        | +    |       | +    |
| 時間制約仮説        |        |      |       |      |
| 夫の労働時間        | -      | -    | -     | -    |
| 情緒的サポート主成分    |        | +    |       | +    |
| 性別役割分業主成分     |        |      |       |      |
| 正規×性別役割分業主成分  | -      |      |       |      |
| パート×性別役割分業主成分 |        |      |       |      |
| 家族×性別役割分業主成分  |        |      |       |      |

家事頻度に対しては有意な効果がみられなかった。このことから、妻が正規で分業肯定の場合に、夫の相対的家事割合を低下させる要因は、妻の家事頻度の増大であることが予想されるのである。そこで、次に妻の家事頻度の規定要因を見ていこう。

表六は妻の家事頻度を従属変数とする重回帰分析の結果である。AICや調整済みR二乗の値から男性回答ではモデルIが、女性回答ではモデルIIIが採択される。男性回答のモデルIについては見ていくと、夫の母同居によって妻の家事頻度が増加する。これは品田（一九九六）や稲葉（一九九八）で示された結果と一致している。しかしながら、夫は自分

男性回答では、男性側の要因、つまり、夫の労働時間と夫の性別役割分業肯定主成分が効果をもち、女性回答では、主に女性側の要因、つまり、妻の年収と情緒的サポート主成分が効果をもつのである。網かけ部分については、夫の相対的な家事割合にのみ有意な効果があり、夫の

表6 妻の家事頻度の規定要因

| 従属変数: 妻家事頻度        | 男性回答      |           |           | 女性回答      |           |           |
|--------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|                    | モデルⅠ      | モデルⅡ      | モデルⅢ      | モデルⅠ      | モデルⅡ      | モデルⅢ      |
| (定数)               | 31.058 ** | 30.990 ** | 30.595 ** | 33.031 ** | 32.856 ** | 32.919 ** |
| ニーズ仮説              |           |           |           |           |           |           |
| 末子年齢               | 0.004     | -0.003    | -0.002    | -0.051    | -0.052    | -0.057 +  |
| 子どもの人数             | 0.485     | 0.520     | 0.565     | 0.685 *   | 0.595 *   | 0.571 *   |
| 代替資源仮説             |           |           |           |           |           |           |
| 夫の母同居ダミー           | 1.485 *   | 1.493 *   | 1.557 **  | -0.607    | -0.589    | -0.693    |
| 妻の母同居ダミー           | -0.987    | -0.944    | -0.963    | -1.467 *  | -1.385 +  | -1.288 +  |
| 相対的資源仮説            |           |           |           |           |           |           |
| 本人教育年数-配偶者教育年数     | 0.254     | 0.247     | 0.236     | -0.060    | -0.032    | -0.017    |
| 夫教育年数              | -0.260    | -0.253    | -0.246    | -0.310 *  | -0.276 +  | -0.271 +  |
| 本人収入-配偶者収入         | 0.003 **  | 0.003 **  | 0.003 **  | -0.001    | -0.001    | -0.001    |
| 妻年収                | -0.001    | 0.000     | 0.000     | -0.005 ** | -0.004 *  | -0.004 *  |
| 時間制約仮説             |           |           |           |           |           |           |
| 夫一日あたり労働時間         | -0.069    | -0.071    | -0.072    | 0.164     | 0.146     | 0.160     |
| 夫階層                |           |           |           |           |           |           |
| 夫専門管理ダミー(ref)      | -         | -         | -         | -         | -         | -         |
| 夫事務営業ダミー           | -0.254    | -0.276    | -0.219    | -0.107    | -0.028    | 0.010     |
| 夫販売サービスダミー         | 0.317     | 0.283     | 0.354     | -0.095    | -0.072    | -0.091    |
| 夫技能労務ダミー           | -0.583    | -0.600    | -0.557    | -0.636    | -0.544    | -0.498    |
| 夫農業ダミー             | -0.547    | -0.565    | -0.511    | -2.379 +  | -2.198    | -2.548 +  |
| 妻従業上の地位            |           |           |           |           |           |           |
| 妻無職ダミー(ref)        | -         | -         | -         | -         | -         | -         |
| 妻正規ダミー             | -2.979 ** | -2.926 ** | -2.899 ** | -2.439 ** | -2.170 *  | -1.815 *  |
| 妻パートダミー            | 0.667     | 0.634     | 0.857     | -0.786    | -0.783    | -0.895    |
| 妻家族ダミー             | -0.484    | -0.392    | -0.324    | 0.792     | 0.744     | 0.741     |
| 夫婦関係良好主成分(本人回答)    |           | 0.155     | 0.171     |           | -0.057    | -0.024    |
| 性別役割分業肯定主成分(本人回答)  |           | 0.322     | 0.482     |           | 0.696 **  | 0.203     |
| 妻正規×性別役割分業肯定主成分    |           |           | 0.236     |           |           | 1.372 *   |
| 妻パート×性別役割分業肯定主成分   |           |           | -0.730    |           |           | 0.551     |
| 妻家族世帯者×性別役割分業肯定主成分 |           |           | 0.823     |           |           | -1.139    |
| N                  | 615       | 615       | 615       | 670       | 670       | 670       |
| AIC                | 2208.54   | 2210.91   | 2213.80   | 2243.85   | 2238.538  | 2,234.05  |
| F値                 | 6.010 **  | 5.427 **  | 4.794 **  | 7.451 **  | 7.201 **  | 6.727 **  |
| 調整済みR2乗            | 0.115     | 0.115     | 0.115     | 0.134     | 0.143     | 0.152     |

\*\*p<0.01,\*p<0.05,+p<0.1 (注)数値は非標準化係数

の母同居によって、妻の家事頻度が増大していると回答しているが、女性の回答では、夫の母同居ダミーの効果が有意ではなく、符号はマイナスである。この男女の捉え方の差異は興味深い。さらに、夫と妻の収入差が大きいほど妻の家事頻度が増し、妻が正規雇用で就業していると無職に比べ、妻の家事頻度は減少する。情緒的サポート主成分や性別役割分業肯定主成分については、有意な効果がない。女性回答のモデルⅢについてみていくと、子どもの人数が増えたと妻の家事頻度は増加し、妻の収入が増加すると妻の家事は減少する。妻が正規就業では、妻の家事頻度は減少するが、妻が正規で性別役割分業を肯定しているほど、家事頻度は増加する。ここで、女性回答のモデルⅡをみると、性別分業肯定主成分の主効果が有意であるが、モデルⅢでは、その主効果は消えているのである。つまり、分業肯定であるほど、家事頻度が増える効果は、妻が正規であるものにおいて、分業肯定であるほど家事をより多く行うという効果であったことが、モデルⅢとの比較で明らかとなった。

以上の結果をまとめると次の表七のとおりとなる。表七は表六に妻家事頻度の分析結果を加えたものである。

この表七の妻家事頻度の規定要因をみると、左側の二つの結果(夫の家事相対割合・夫家事頻度)とは大きく異なっていることが分かる。まず、男性の意識、つまり性別役割肯定主成分は妻の家事頻度に影響を及ぼしていない。そして男女双方の回答で、妻が正規であることが無職に比べて、妻の家事頻度を低下させている。さらに女性の回答で、正規と性別役割分業肯定主成分の交互作用が正の効果を持つている。つまり表六で確認した、女性回答における夫の相対的家事割合を低下させていた

表7 結果のまとめ②

|               | 夫相対的割合 |      | 夫家事頻度 |      | 妻家事頻度 |      |
|---------------|--------|------|-------|------|-------|------|
|               | 男性回答   | 女性回答 | 男性回答  | 女性回答 | 男性回答  | 女性回答 |
| ニース仮説         |        |      |       |      |       |      |
| 末子年齢          | -      |      |       |      |       |      |
| 子どもの数         |        |      |       |      |       | +    |
| 代替資源仮説        |        |      |       |      |       |      |
| 夫の母同居         | -      | -    |       |      | +     |      |
| 妻の母同居         |        |      |       |      |       |      |
| 相対的資源仮説       |        |      |       |      |       |      |
| 本人と配偶者の教育年数差  |        |      |       |      |       |      |
| 夫教育年数         |        |      |       |      |       |      |
| 本人と配偶者の収入差    |        |      |       |      | +     |      |
| 妻年取           |        | +    |       | +    |       | -    |
| 時間制約仮説        |        |      |       |      |       |      |
| 夫の労働時間        | -      | -    | -     | -    |       |      |
| 夫階層           |        |      |       |      |       |      |
| 専門管理          |        |      |       |      |       |      |
| 事務営業          |        |      |       |      |       |      |
| 販売サービス        |        |      |       |      |       |      |
| 技能労務          |        |      |       |      |       |      |
| 農業            |        |      |       |      |       |      |
| 妻従業上の地位       |        |      |       |      |       |      |
| 無職            |        |      |       |      |       |      |
| 正規            |        |      |       |      | -     | -    |
| パート           |        |      |       |      |       |      |
| 家族            |        |      |       |      |       |      |
| 情緒的サポート主成分    |        | +    |       | +    |       |      |
| 性別役割分業主成分     | -      |      | -     |      |       |      |
| 正規×性別役割分業主成分  |        |      |       |      |       | +    |
| パート×性別役割分業主成分 |        |      |       |      |       |      |
| 家族×性別役割分業主成分  |        |      |       |      |       |      |

網かけ部分の効果は、女性自身の家事頻度の増減によってもたらされていたということが明らかとなった。しかし、妻が正規で家事が減少したことによる効果はどこに吸収されているのかは明らかではない。妻の年取による夫の家事頻度の増加や情緒的サポートによる夫の家事頻度の増加に吸収されている可能性が考えられる。

### 五、議論・考察

以上の分析結果を、仮説を検証しながら確認していく。

まず、1. 妻の従業上の地位による差異仮説であるが、これは、女性回答において、正規就業の妻の家事頻度が、無職の妻より低いという部分のみ支持された。逆にいえば、妻が正規就業であっても、パート就業であっても、無職の妻をもつ夫と比べて、夫の家事頻度は増えないということである。

2. 性別役割イデオロギー仮説については、男性回答では、夫の相対的家事割合・家事頻度ともに支持された。つまり、夫が性別役割分業を肯定していると夫自身の相対的家事割合・家事頻度はともに減少する。しかしながら、女性の回答では、採択されたモデルにおいては、夫の相対的家事割合・家事頻度、妻の家事頻度のいずれに対しても主効果として有意な効果はなかった。

3. 性別役割分業意識と従業上の地位による差異仮説については、男性回答では支持されなかった。一方、女性の回答では、正規と性別役割分業肯定主成分の交互作用項に有意な効果があった。すなわち、夫の相対的家事割合に対しては、妻が正規で分業を肯定していると負の効果があり、妻の家事頻度に対しては、妻が正規で分業を肯定していると正の効果があることが明らかとなった。

以上のことから、本稿で得られた新たな知見は、中核的な市場で働いていると考えられる正規就業の女性の家事頻度は、性別役割分業意識によって差異化されているということである。性別役割分業を肯定している正規就業の妻は、肯定していないものに比べて、より多くの家事をし

ていて、そのことが夫の家事の相対的な割合を低下させている。分業肯定派の正規就業の女性は、多く家事をすることによって、Brines (1994) がいうところの、ジェンダー・ディスプレイを、体現しているのかもしれない。Brines (1994) が示したのは、妻への経済的依存度の高い夫つまり、妻より少なく稼ぐ夫ほど、家事時間が少ないというものであった。それとは逆に、日本では、分業を肯定し、かつ中核的市場で働く妻が、家事も行うことで象徴的女性らしさを示している可能性が考えられる。Durkheim (1893 = 1989) は、「夫婦の連帯の根源であるものは性的分業である」と述べているが、女性が多く家事をすることによって夫婦の安定性が保たれるのであろうか。その点については、今後の課題としたい。

性別役割分業を肯定しつつ、正規で働き、家事も分担している女性は、家事分担をより多く担うという点では、分業肯定という意識とその実態が一致しているといえる。このような、性別役割分業意識による家事分担の差異が生じた要因としては、正規就業の女性の中でも働き方が異なり、労働時間の長さや責任の重さといったことが家事分担の差につながり、家事頻度が実際に低下している正規の女性が性別役割分業を否定し、家事分担の差が性別役割分業意識の差につながっているという逆の因果も考えられる。いずれにせよ、性別分業の変革に向けては、労働条件なども含めて、さらに詳細な検討を行う必要があるだろう。

情緒的サポートについては、女性の回答でのみ効果がある。妻の悩みを聞き、妻を高く評価し、妻に助言アドバイスをする夫は、家事も多く行う傾向がある。しかし、この点についても、因果が逆である可能性が

考えられ、留意が必要である。家事を多く分担してくれる夫を、妻が、情緒的サポートも提供してくれていると評価している可能性もあるからである。また、男性回答では、妻が提供する情緒的サポートの量によって、妻の家事頻度に対する回答に差がない点にも留意すべきであろう。

本稿では、最新の全国規模の調査データをを用いて詳細な分析を行うことにより、夫婦の家事分担の構造や規定要因の差異、女性の正規就業と性別役割分業意識及び家事分担との関連について、新たな知見を得ることができた。家事分担というテーマは「市場」と「家族」、有償労働と無償労働をつなぐ要であり、近年注目されているケア労働の一部を構成するものである。少子高齢化、労働力人口の減少という日本社会の趨勢のなかで、家事分担や性別分業の問題は、今後もより一層注視していくことが求められる。

#### 付記

第三回全国家族調査 (ZEPUS) データの使用にあたっては、日本家族社会学会全国家族調査委員会の許可を得た。記して感謝いたします。

#### 注

(1) 結婚後は、夫は外で働き、妻は家事労働に専念すべき。母親は、子どもが小さいうちは、仕事を持たず、子育てに専念すべき。男女は違った育て方をすべき。の三項目とし、一全く賛成、四全く反対、と回答したものを主成分分析している。

付表1 性別役割分業肯定主成分

性別役割分業肯定主成分(男性)

| 性別役割分業肯定主成分                         |        |
|-------------------------------------|--------|
| (ア) 男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである           | 0.827  |
| (イ) 子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ | 0.801  |
| (ウ) 家庭を(経済的に)養うのは男性の役割だ             | 0.795  |
| 固有値                                 | 1.958  |
| 分散                                  | 65.264 |
| クロンバック $\alpha=0.734$               |        |

性別役割分業肯定主成分(女性)

| 性別役割分業肯定主成分                         |        |
|-------------------------------------|--------|
| (ア) 男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである           | 0.800  |
| (イ) 子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念すべきだ | 0.780  |
| (ウ) 家庭を(経済的に)養うのは男性の役割だ             | 0.845  |
| 固有値                                 | 1.962  |
| 分散                                  | 65.401 |
| クロンバック $\alpha=0.735$               |        |

(2) 本人と配偶者の過去二年間の健康状態について、「大変悪い」と回答した者についても、分析から除外している。

(3) 主成分得点は以下のとおりである。

付表2 情緒的サポート主成分

情緒的サポート主成分(男性)

| 情緒的サポート主成分                    |        |
|-------------------------------|--------|
| (ア) 配偶者は、わたしの心配ごとや悩みごとを聞いてくれる | 0.891  |
| (イ) 配偶者は、わたしの能力や努力を高く評価してくれる  | 0.866  |
| (ウ) 配偶者は、わたしに助言やアドバイスをしてくれる   | 0.859  |
| 固有値                           | 2.281  |
| 分散                            | 76.032 |
| クロンバック $\alpha=0.842$         |        |

情緒的サポート主成分(女性)

| 情緒的サポート主成分                    |        |
|-------------------------------|--------|
| (ア) 配偶者は、わたしの心配ごとや悩みごとを聞いてくれる | 0.914  |
| (イ) 配偶者は、わたしの能力や努力を高く評価してくれる  | 0.875  |
| (ウ) 配偶者は、わたしに助言やアドバイスをしてくれる   | 0.914  |
| 固有値                           | 2.438  |
| 分散                            | 81.251 |
| クロンバック $\alpha=0.884$         |        |

(4) 主成分得点は以下のとおりである。

文献

- Blair Sampson L. and Daniel T. Lichter, 1991, "Measuring the Division of Household Labor: Gender Segregation of Housework among American Couples", *Journal of Family Issues*, 12(1), 91-113.
- Brines, Julie, 1994, "Economic Dependency, Gender, and the Division of Labor at Home", *American Journal of Sociology*, 100(3): 652-688.



- Coverman, Shelly, 1985, "Explaining Husbands' Participation in Domestic Labor", *The Sociological Quarterly*, 26(1): 81-97.
- Durkheim, Emile, 1893, "De la division du travail social, Alcan" (一九八九、井伊玄太郎訳『社会分業論』、講談社学術文庫)
- Engels, Friedrich, 1884, "Der Ursprung der Familie, des Privateigentums und des Staats" (一九七三、戸原四朗訳『家族・私有財産・国家の起源』、岩波書店)
- 不被麻紀子・筒井淳也、二〇一〇、「家事分担に対する不公平感の国際比較分析」『家族社会学研究』22(1): 52-63.
- 『家族社会学研究』22(1): 52-63.
- 稲葉昭英、一九九八、「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調査シリーズ vol.15) 1-42.
- 岩井紀子、二〇〇一、「高年齢層の夫婦における夫の家事参加—夫婦の就業・健康状態・介護への従事・世帯構成・性別役割分業観の影響」岩井紀子編『家族生活についての全国調査報告書(NFR98) 現代日本の夫婦関係』No.3. 211-248.
- 岩間暁子、二〇〇八、「女性の就業と家族のゆくえ 格差社会のなかの変容」東京大学出版会
- Kamo, Yoshinori, 1988, "Determinants of Household Division of Labor: Resources, Power, and Ideology", *Journal of Family Issues*, 9(2): 177-200.
- , 1994, "Division of household work in the United States and Japan", *Journal of Family Issues*, 15: 348-378.
- 松田茂樹、二〇〇四、「男性の家事・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』東京大学出版会 175-200.
- 松田茂樹・鈴木征男、二〇〇二、「夫婦の労働時間と家事時間の関係—社会生活基本調査の個票データを用いた夫婦の家事時間の規定要因分析」『家族社会学研究』13(2): 73-84.
- 永井暁子、一九九二、「共働き夫婦の家事遂行」『家族社会学研究』4: 67-77.
- , 一九九九、「家事労働遂行の規定要因」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性』東洋経済新報社、95-125.
- , 二〇〇一、「父親の家事・育児遂行の要因と子どもの家事参加への影響」『季刊家計経済研究』49: 44-53.
- Nishioka, Hachiro, 1998, "Men's Domestic Role and the Gender System: Determinants of Husband's Household Labor in Japan", 『人口問題研究』54(3): 56-71.
- Ross, Catherine E., 1987, "The Division of Labor at Home", *Social Forces*, 65(3): 816-833.
- Shelton, Beth A. and John, Daphne, 1996, "The Division of household labor", *Annual Review of Sociology*, 22: 292-322.
- 品田知美、一九九六、「既婚女性の家事時間配分とライフスタイル」『家族社会学研究』8: 163-173.
- 末盛慶・石原邦雄、一九九八、「夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感—NSFH(National Survey of Families and Households)を用いた日米比較」『人口問題研究』54(3): 39-55.
- 上野千鶴子、一九九〇、「家父长制と資本制 マルクス主義フェミニズムの地平」岩波書店

# **The Effects of Wife's Regularly Working and Couple's Gender Role Attitudes on the Division of Household Labor — Analysis of NFRJ08 Data —**

INUI Junko

The article provides an empirical examination of the determinants of the division of household labor in contemporary Japan by using National Family Research of Japan 08 (NFRJ08) data, focusing on wife's work status and how they think about gender roles. It has been mainly examined "the relative resources hypothesis", "the demand/response capability hypothesis" and "the gender role ideology hypothesis" as the factor of the division of household labor, especially husband's participation in domestic labor.

This paper examines how some factors affect not only on husbands' participation but also wives' one and husbands' relative participation of household labor. It focuses on 3 hypotheses that are "making differences by wife's work status hypothesis" "gender ideology hypothesis", and "making differences by the interaction of gender role attitudes with wife's work status hypothesis".

OLS regression results from NFRJ08 data clarifies that wives who work on regularly do fewer housework than non-working wives but wives who have part time work do as almost same as non working wives. Meanwhile, it clarifies that husbands of working part time wives don't do more housework than their counterparts of non working wives and that husbands who agree with the sexual division of labor do less housework, and that husbands who emotionally support their wives do more housework and finally that wives who work regularly and agree with traditional division of labor do more housework than regularly working wives who don't agree with that.

**Key Words** : gender division of labor, regular worker, frequency of household labor, distribution of household labor between couples, gender role attitudes

