OUKA
The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	何が夫に家事をさせるのか、させないのか : 階層的資源の効果は有効か
Author(s)	桜間, 真
Citation	年報人間科学. 2000, 21, p. 109-122
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/11667
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

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

The University of Osaka

何が夫に家事をさせるのか、させないのか

――階層的資源の効果は有効か――

桜間　真

〈要旨〉

本研究は現代日本の夫の家事参加の規定要因を計量的に分析することを試みるものである。従来から強固に存在してきた「男は仕事、女は家庭」という伝統的性別役割分業は、女性の職業進出によりその正当性が様々な角度から問い直されている。夫の家事への参加は、こうした伝統的性別分業体制のもとで家事と仕事という二重の負担に直面する妻の負担を軽減する処方箋であるとともに、夫婦間の役割分担の変動を示す徴候の一つである。

今回の分析では1995年SSM調査B票のデータを用い、ロジスティック回帰分析を用いて夫婦とも就労している世帯の夫の家事参加の分析を行った。その結果、伝統的な性別役割意識という意識要因の効果は強固に存在し続けていることが確認された。同時に、こうした意識要因を統制しても微弱ではあるが夫の階層的要因とともに妻の収入の効果も見いだされた。妻が就労によって獲得する階層的資源が夫の家事参加に影響を与えることは、階層的資源を源泉とした夫婦間の勢力関係が夫婦間の役割関係に影響を与える可能性を示すものであり、性別分業メカニズムの変容の予兆を示すものとしてその意義と今後の分析が注目される。

最後に副次的な結果であるが、夫の母親との同居が夫の家事参加を促進する結果が見いだされた。この結果は夫の実母への介護の問題とも関わりうる問題であるが今回はデータの制約もあり詳細な検討は今後の課題としたい。

キーワード

夫の家事参加、階層的資源、伝統的資源、伝統的性別意識、性別分業、ロジスティック回帰分析

1. 問題の所在

夫（あるいは男性）の家事参加の問題は家族内の役割関係の問題の一つとして家族社会学における重要なジャンルを形成してきた問題であり、内外の研究蓄積の豊富な問題である。特に近年の先進産業諸国における女性の社会進出―特に「職場進出」―は社会の大きな変動として定着しており、伝統的な「夫は職場、妻は家庭」という補完的な性別分業体制の変容も議論の的になっている。夫の家事参加はこのような性別分業体制の家内領域における指標としても重要である。伝統的な補完的性別分業のもとでは、就労している妻は仕事と家事という「二重の負担」を抱えることになり、家族システムは役割葛藤から内部に大きなコンフリクトを生み出す可能性を抱えることになる。家事の領域に夫が参加し家事を夫婦双方で負担することはこのようなコンフリクトを解決するための手段のひとつであり、夫の役割しいては性別分業のあり方を問い直す契機の一つとなる。

しかしながら、現代の日本の有職男性の家事時間は絶対量では有職女性の2時間51分に比べて19分と圧倒的に少ない（『社会生活基本調査』1996より）。現状では家事時間の量の多寡を議論するよりも、男性が家事領域に参加するようになる要因を吟味することが先決だろう。

本論文においては時系列的分析はデータの制約上行えなかったため、家事参加や性別分業の変化そのものを追跡して分析することは行わないが、近年（1995年）のデータを用いて夫の家事参加を規定する要因を計量的に検討したい。伝統的な性別分業意識の規定力がどれほど強く残存しているか明らかにすることは分析目的の一つであるが、女性がもともと持つあるいは就労によって獲得した階層的資源（学歴・収入・職業威信）が男性の家事参加に影響をもたらすかどうかを検討することは本論文の主要なテーマである。

2. 使用するデータ・項目と回答の特性

データはSSM95年調査の本調査B票を用いる。「夫の家事参加」に関する質問は、「食事の支度や後かたづけ」・「掃除や洗濯」の2問である。回答項目は、「いつもする」・「ときどきする」・「ほとんどしない」の3段階尺度である。限定された質問であることは否めないが、SSMデータには階層に関する信頼性の高い質問項目が含まれており、従来の研究では十分とはいえなかった階層的要素と家事分担の関連を見ることができるのは大きな利点である。

表1に各項目の男女別の回答分布を各質問ごとに示してある。

表１．各質問の男女別回答分布

食事の支度や後かたづけ

			ほとんどしない	ときどきする	いつもする	合計
性別	男性	度数	87	66	8	161
		ﾊﾟｰｾﾝﾃｰｼﾞ	54.0%	41.0%	5.0%	100%
	女性	度数	93	51	26	170
		ﾊﾟｰｾﾝﾃｰｼﾞ	54.7%	30.0%	15.3%	100%
合計		度数	180	117	34	331
		ﾊﾟｰｾﾝﾃｰｼﾞ	54.4%	35.3%	10.3%	100%

掃除や洗濯

			ほとんどしない	ときどきする	いつもする	合計
性別	男性	度数	87	67	7	161
		ﾊﾟｰｾﾝﾃｰｼﾞ	54.0%	41.6%	4.3%	100%
	女性	度数	95	51	24	170
		ﾊﾟｰｾﾝﾃｰｼﾞ	55.9%	30.0%	14.1%	100%
合計		度数	182	118	31	331
		ﾊﾟｰｾﾝﾃｰｼﾞ	55.0%	35.6%	9.4%	100%

二つの質問とも回答は「ほとんどしない」が５０％を超えている。また、男女別に見ると2問とも「ほとんどしない」は男女ともほとんど同じであるのに対して、「いつもする」は女性の方が約１０％多い。ＳＳＭの夫の家事参加に関する質問は当事者の認知にもとづく主観的評価であるが、回答者が男性（夫）の場合は「自己評価」女性の場合は（夫に対する）「他者評価」になっており、女性のほうが夫の家事参加をやや甘く評価する傾向がある。他者評価の場合、他者に対する期待水準が認知に大きく関り、この場合は女性の男性に対する期待水準がもともと低いことが女性の「甘い」評価（「意外によくやってるな」）に結びついていると考えられるが、期待水準に関する質問項目が存在しないこともありこの点は示唆にとどめておく。データの分析に際しては、回答者の性別を統制変数として用いることで対処している。

3. サンプルとその特性

分析の対象となるサンプルは夫婦とも就労している世帯である。サンプルをこのように絞り込んだ理由は三点ある。

① 夫婦とも就労している世帯が上述したコンフリクトに最もさらされやすい世帯であること。

② 階層的要因を考慮する場合、双方ともフルタイム就労していないケースでは十分な測定が困難であること。

③ データの性質上扱えなかった「時間的要因」（家事に振り分け

可能な時間）を少しでも統制するため。

対象となる夫婦ともフルタイム就労している世帯の特性についてみてみるため他の世帯との比較を行う。代表的な世帯類型を表2に示しておく。（世帯類型は調査票の「従業上の地位」をもとに作成した。「派遣社員」・「内職」・「学生」はサンプル数が少なくカテゴリーとしての重要性が少ないと判断して本論分では除外した。）

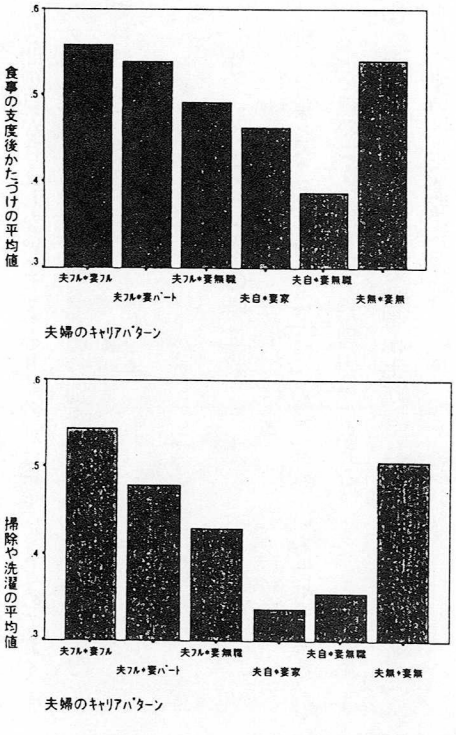
表2でみると、夫婦ともフルタイム就労している世帯は、夫がフルタイム就労している世帯の中で妻がパート就労している世帯をわずかに上回り専業主婦世帯のほぼ半分強に相当する。また、夫が自営業である世帯と比べても世帯数で上回っている。全体から見ると少数派であるが無視できる割合ではない。

ここで、各世帯パターンごとに夫の家事参加度を比較しておく。各質問に、「いつもする」にスコア2、「ときどきする」にスコア1、「ほとんどしない」にスコア0を割り当て平均値を

表2．代表的な世帯類型の分布

	度数	パーセント	累積パーセント
夫ﾌﾙﾀｲﾑ＊妻ﾌﾙﾀｲﾑ	338	16.3	16.3
夫ﾌﾙﾀｲﾑ＊妻ﾊﾟｰﾄ	317	15.3	31.6
夫ﾌﾙﾀｲﾑ＊妻無職	629	30.3	61.9
夫自営＊妻家族従業	190	9.2	71.1
夫自営＊妻無職	95	4.6	75.7
夫無職＊妻無職	166	8.0	83.7
その他	338	16.3	100.0
合計	2073	100.0	

図1．鍛冶項目の世帯類型別の夫の鍛冶参加平均値



各世帯ごとに図1にプロットしておく。粗い指標ではあるがとりあえずの比較にはなる。

平均値の違いを検定するため一元配置の分散分析を行うと、上の「食事の支度後かたづけ」は有意ではないが下の「掃除や洗濯」は1％で有意である。平均値で見る限り夫婦ともフルタイム就労している世帯の夫は家事参加度が多いほうだといえるだろう。

次に各世帯類型の基本的な特性を確認してみる。

まず年齢構成を見るため、各世帯ごとの夫の年齢構成を図2に示しておく。

図2．各世帯類型の年齢構成

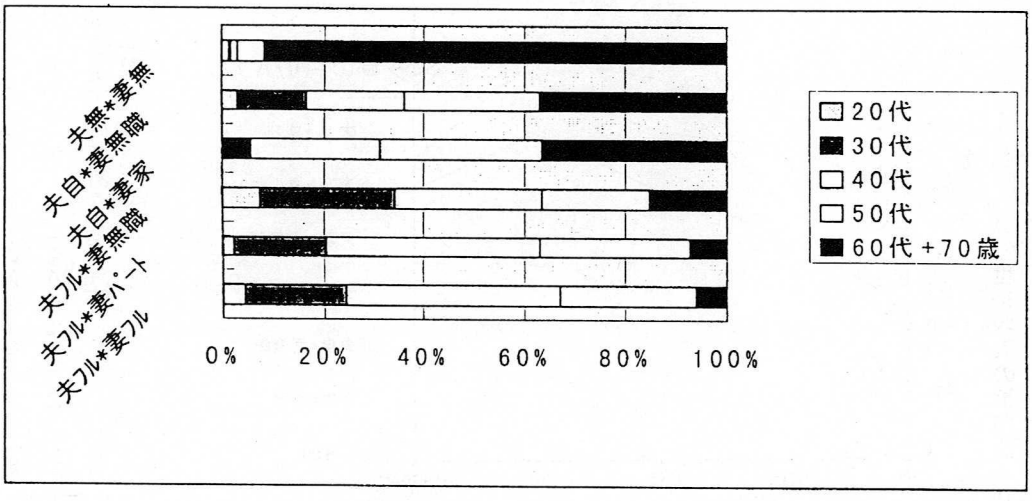


図2でみると、夫婦ともフルタイム就労している世帯の年齢構成は妻がパート就労している世帯とほぼ同じである。専業主婦世帯は4・50代が少なくなって30代と6・70代がやや増えている。しかし、これら3つの世帯類型の年齢構成はほぼ類似している。それに対して夫が自営の世帯は6・70代が約4割近くに達しており年齢構成の高齢化がうかがわれる。（これは農林業を除いていないためと考えられる。）夫婦とも無職の世帯は約9割が6・70代であり、ほとんどが子供と同居しているか年金生活者と考えられる。

図2で示されたように、いわゆるサラリーマン世帯の中では夫婦フルタイム就労世帯の年齢構成が他の世帯に比べて特に若年世代に偏っているという傾向はない。

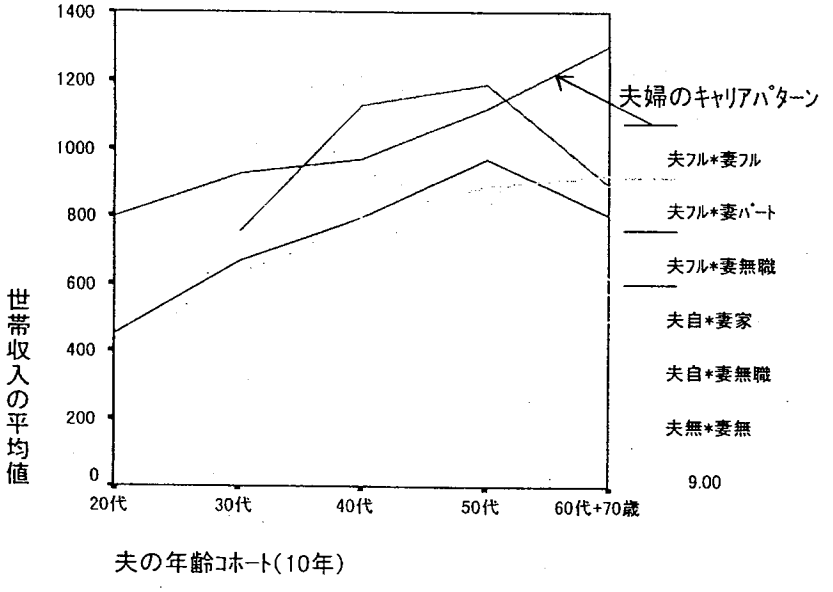
表3に夫婦フルタイム就労世帯と全世帯の性別の年齢の特性値を示しておく。夫婦とも平均年齢がわずかに若く標準偏差が小さいことから夫婦フルタイム就労世帯は全世帯の中では僅かだが若い世代にまとまってシフトしている傾向がうかがわれる。

表3．夫婦フルタイム就労世帯と全世帯の年齢特性値

		最小値	最大値	平均値	標準偏差
夫婦フルタイム世帯	夫年齢	24	70	45.7	9.4
	妻年齢	23	65	43.5	9.1
全世帯	夫年齢	21	87	48.7	13.2
	妻年齢	20	81	46.6	12.6

次に、経済面から夫婦フルタイム就労世帯の特性を見ておく。図3は各世帯別に夫年齢コホート（10年単位）ごとの世帯収入の平均値をプロットしたものである。

図3．夫年齢コホートごとの平均世帯収入



夫婦フルタイム就労している世帯の世帯収入は、40代・50代で夫自営・妻家族就業の世帯に抜かれるほかはすべての時点で他の世帯を上回っており、経済的にはむしろ優位な世帯といえる。従って、この世帯では「ダグラス＝有沢の法則」が説くような家計補助のために妻が就労しているケースは多くないと判断できる。

以上より、夫婦でフルタイム就労する世帯は全世帯から見ても特異な傾向を示す世帯類型ではないと言える。次に、家事分担に関する先行研究と仮説を検討する。

4. 先行研究の概略と仮説の構成

家事分担の研究は家族社会学の領域では「内部構造論」・「役割構造論」との関連で行われてきた。最近ではマルクス主義・社会主義フェミニズムの影響を受けた議論も見られるが実証的研究との接続は少ない。Shelton & John(1996:p304-9)はBlood以来の欧米の家事分担に関する実証研究をレビューし、その基本的視点を

① 相対的資源(Relative Resources)
② 時間の利用可能性(Time Availability)
③ イデオロギー(Ideology)

の3点に整理している。①の視点はBlood(1958)ら家事分担の研究の初期から主流の一つである。日本の研究では「資源（時間・遂行能力）」と「規範（性別役割意識）」の二つが大きな要因として指摘されている（上子 1979、永井1992）。ここでの「資源」はSheltonらの

②に相当し「規範」は③の「イデオロギー」にほぼ対応すると言ってよい。最近の研究では「夫婦の就業状況」や「夫婦間勢力」など夫婦間の構造的要因が指摘されている（野々山他 1996、品川 1996）。これらの要因はSheltonらの分類では①の相対的資源にあたると考えて差し支えない。この他、やや日本特有の要因として同居親族（典型的には母親）の「親族代替効果」（母親が家事を分担する）が認められている（日本労働教育機構 1995）。同棲カップルの社会的認知度が高い欧米では、婚姻の地位(Marital Status)が同棲カップルと比較して女性の家事時間を増加させることが報告されている。今回の分析では②の「時間的要因」はデータの制約上分析視点に含められなかったが、分析対象を夫婦ともフルタイム就労している世帯に限定したことからある程度は統制できていると考える。

検討する仮説を提示するに先立ち、夫の家事参加を取り巻く家族状況について本論文のアプローチを簡単に整理しておく。「夫の家事参加」の問題は基本的には夫婦間の家事分担の問題である。しかしながら、家族には夫婦以外の成員も含まれるのが通常である。従って、議論を整理するためにまず家族全体の家事総量を「需要」と「供給」面から検討し、その上で統制要因を明確にして夫婦間における要因を絞り込み仮説を明確にする必要がある。

まず、

「家事労働の需要総量」は、基本的には「家族成員の総数」で決まる。

と仮定する。さらに、

「家事労働の供給総量」は、幼児や年少の子供を除いた成人の家族成員により供給される。

と仮定する。

ここでは、幼児や年少の子供は自らの家事需要を自分で供給できないものと考える。さらに、供給量の割り当ては不均等であるのが常態であろう。本論文では夫婦間の家事分担の要因が分析対象となるので、以下の統制要因を仮定して仮説の提示と分析を行う。

1. 家事の需要総量の統制要因としての「家族人数」。
2. 家事の供給割り当ての統制要因として、子供が手を離れたかどうかの指標としての「末子年齢コホート」、夫婦以外の供給者としての「同居の母親」。

以上の2点を統制した上で、夫婦間の家事の供給割り当てを決定する要因を検討したい。（「婚姻の地位」に関してはデータの制約と同棲カップルの社会的認知度が低い日本の実情を考慮して今回の要因には含めなかった。）

最終的に検討される仮説は以下の二つである。

【夫婦間勢力仮説】→「夫と妻の所有する階層的資源（収入・学歴・職業威信）の相対的多寡が夫の家事参加を規定する。」

Sheltonらの分類で①にあたる立場である。この立場では、「家事」は基本的に双方とも「やりたくないこと」(Kamo.1994,p353)ととらえられる。そのため、家庭内に持ち込まれる階層的資源を相対的に

多く所有するものが、それを勢力の源泉として優位に立ち相手に家事をやらせるという立場である。

【家事分担イデオロギー仮説】→「社会領域の労働に関する性別イデオロギーによって家事の分担が決まる。」

この立場は、家事の分担はその割り当てに関する「規範的」要素、とくに性別分業規範により決定されるとする立場であり。道具的要素が強い「夫婦間勢力仮説」と対極にある仮説と言える。

5. 分析結果

以上の仮説をもとに分析を行った。分析方法はロジスティック回帰分析であり、家事参加に関する質問項目の選択肢のうち「いつもする」と「ときどきする」を1として、「ほとんどしない」を0として被説明変数とした。「家事参加」という事象の発生を予測するのがロジスティック回帰分析の利点であり、回答項目の限定性（3段階尺度）から今回のケースでは通常の重回帰分析は不適当と判断した。投入する説明変数の概略は表4のとおりである。

表4．説明変数の概略

【年齢変数】		
	夫年齢	1995年の夫の満年齢
【階層的資源変数】		
	夫教育	夫の最終学歴年数
	夫収入	夫の年間収入(カテゴリー中央値変換済み)
	夫職業威信	夫の現職の職業威信
	妻教育	妻の最終学歴年数
	妻収入	妻の年間収入(カテゴリー中央値変換済み)
	妻職業威信	妻の現職の職業威信
【意識変数】		
	伝統的性別役割意識	性別役割意識に関する質問より抽出した因子スコア
【統制変数】		
	夫の母と同居	同居している→1、していない→0
	妻の母と同居	同居している→1、していない→0
	同居家族人数	
末子年齢ダミー	子供なし	基準変数
	19歳以上	末子年齢19歳以上
	13から18歳以下	末子年齢13歳から18歳
	7から12歳以下	末子年齢7歳から12歳
	6歳以下	末子年齢6歳以下
【補正変数】		
	回答者の性別	男性→0、女性→1

意識変数の「伝統的性別役割意識」は、

「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」

「男の子と女の子は違った育て方をすべきである」

「家事や育児には、男性より女性がむいている」

「専業主婦という仕事は、社会的に大変意義のある仕事だ」

「女性も、自分自身の職業生活を重視した生き方をすべきだ」

「専業主婦は、外で働く女性よりも多くの点で恵まれている」

の6問（選択肢は4段階）について因子分析を行って抽出した因子スコアを用いた[1]。

SSM調査は夫婦双方に聞く調査ではないが、配偶者に関する質問項目がある属性変数については一人の被調査者から夫婦の属性を再現することが可能である。従って、まず意識変数を投入しない全員の分析を行い結果を二つの質問について表5に示す。（しかし、意識項目に関しては回答者の回答だけであるから男女別々に分析する必要がある。）

表5．意識変数を投入しないロジスティック回帰分析

	食事の支度やあとかたづけ			掃除や洗濯		
	推定値（標準誤差）	有意性	オッズ比	推定値（標準誤差）	有意性	オッズ比
夫年齢	-0.491(0.0244)	0.0441**	0.9520	-0.0598(0.0253)	0.0179**	0.9420
夫教育	0.1283(0.0840)	0.1268	1.1369	0.1082(0.0839)	0.1973	1.1142
夫収入	-0.0011(0.0006)	0.0709*	0.9989	-0.0014(0.0006)	0.0180**	0.9986
夫職業威信	-0.0340(0.0207)	0.1001	0.9666	0.0052(0.0199)	0.7927	1.0052
妻教育	0.0074(0.1075)	0.9450	1.0074	-0.0147(0.1085)	0.8920	0.9854
妻収入	0.0005(0.0009)	0.5813	1.0005	0.0027(0.0009)	0.0026***	1.0027
妻職業威信	0.0432(0.0248)	0.0812*	1.0442	-0.0004(0.0244)	0.9856	0.9996
夫の母と同居	1.0341(0.4723)	0.0286**	2.8124	0.8577(0.4617)	0.0632*	2.3577
妻の母と同居	0.1929(0.5631)	0.7319	1.2128	0.3361(0.5609)	0.5490	1.3995
同居家族人数	-0.1280(0.1646)	0.4368	0.8799	-0.0650(0.1599)	0.6844	0.9371
子供なし						
末子19歳以上	-0.6118(0.6029)	0.3102	0.5424	-0.5731(0.6136)	0.3503	0.5638
末子13から18歳以下	-0.7230(0.6721)	0.2821	0.4853	-0.6965(0.6708)	0.2991	0.4983
末子7から12歳以下	-0.5056(0.7822)	0.5181	0.6032	-0.2459(0.7777)	0.7519	0.7820
末子6歳以下	-0.2886(0.7786)	0.7109	0.7493	-0.2561(0.7782)	0.7420	0.7740
回答者の性別	0.3623(0.2844)	0.2027	1.4366	0.3534(0.2860)	0.2165	1.4239
分析対象人数	246			246		
χ^2値	38.057			39.432		
自由度	15			15		
p値	0.0009			0.0006		

注）有意性は、***は1%水準で有意、**は5%水準で有意、*は10%水準で有意。

表5の結果を見ると、「夫年齢」は両問とも有意であり若年層ほど家事参加する傾向がある。階層変数では「夫収入」が両問とも有意な効果を持ち、夫の収入が高いほど家事参加は抑制される。妻側の要因としては、「食事の支度や後かたづけ」で職業威信が、「掃除や洗濯」で収入が有意な効果を持ち、いずれも妻の側のスコアが高いほど夫の家事参加は高くなる。しかし、これらの効果そのものは小さい。

両問とも大きな効果を持ったのは「夫の母との同居」の変数である。分析結果からは「夫の母との同居」は夫の家事参加を促進するとの結果が出た。この点は「親族代替効果」の予想とは異なる点であり前述した研究結果とは整合的でなく解釈には困難を伴う。しかしながら、自分の母親がある程度高齢の場合は、夫が介護の意味でも家族全体の負担を軽くするために家事参加することは考えられる。実際、サンプルを夫年齢45歳で区切って同じモデルで分析すると有意な効果が見られたのは45歳以上のサンプルの場合だけであった。同様の効果が妻の母親に対して見られないのは今回のモデルでは識別が困難であるが実母と義理の母に対する情緒的関係・役割関係が異なるからであろうと予想される。

次に、意識変数を導入した男性サンプルについて同じくロジスティック回帰分析を行う。

表6．意識変数を投入したロジスティック回帰分析（男性サンプル）

	食事の支度やあとかたづけ			掃除や洗濯		
	推定値（標準誤差）	有意性	オッズ比	推定値（標準誤差）	有意性	オッズ比
夫年齢	-0.0061(0.0451)	0.8927	0.9939	-0.0586(0.0462)	0.2048	0.9431
夫教育	-0.0531(0.1639)	0.7459	0.9483	-0.0229(0.1625)	0.8880	0.9774
夫収入	-0.0007(0.0012)	0.5818	0.9993	-0.0019(0.0012)	0.1039	0.9981
夫職業威信	-0.0172(0.0326)	0.5970	0.9829	0.0091(0.0325)	0.7803	1.0091
妻教育	0.2085(0.1672)	0.2123	1.2318	0.2101(0.1685)	0.2124	1.2338
妻収入	-0.0006(0.0015)	0.6722	0.9994	0.0038(0.0015)	0.0124**	1.0038
妻職業威信	0.0596(0.0399)	0.1354	1.0614	-0.0165(0.0378)	0.6633	0.9837
伝統的性別役割意識	-1.1403(0.3440)	0.0009***	0.3197	-1.0008(0.3328)	0.0026***	0.3678
夫の母と同居	2.0690(0.8555)	0.0156**	7.9170	2.1838(0.8938)	0.0146**	8.8796
妻の母と同居	1.0883(0.9618)	0.2578	2.9693	1.4052(1.0215)	0.1689	4.0763
同居家族人数	0.1332(0.2830)	0.6379	1.1425	0.2368(0.2850)	0.4061	1.2672
子供なし						
末子19歳以上	0.7460(1.0075)	0.4591	2.1085	-0.8072(1.1140)	0.4687	0.4461
末子13から18歳以下	0.5963(1.1238)	0.5957	1.8153	0.4831(1.2230)	0.6928	1.6212
末子7から12歳以下	-0.0973(1.3816)	0.9438	0.9073	-0.0960(1.3909)	0.9450	0.9084
末子6歳以下	0.0971(1.1967)	0.9353	1.1020	0.2381(0.2851)	0.8404	1.2689
分析対象人数	113			113		
χ^2値	34.005			35.369		
自由度	15			15		
p値	0.0034			0.0022		

注）有意性は、***は1%水準で有意、**は5%水準で有意、*は10%水準で有意。

表6をみると、意識変数を投入しない表5のモデルで有意であった年齢や階層変数の多くが有意でなくなっており大きな変化を示している。「食事の支度後かたづけ」では有意な効果を持つのは「伝統的性別役割意識」と「夫の母との同居」だけである。しかし「掃除や洗濯」では少し様相が異なる。妻の収入が微弱ではあるが有意な効果を持ち夫の参加を促進する。夫の収入も10%水準でわずかに有意でないもののほぼ有意に近い効果を持ち参加を抑制する潜在要因となり、サンプル数がもっと多ければ有意になる可能性は高い。家事項目によって違いが見られたのは二つの家事項目の性格の違いによるものと解釈可能であり、両項目の結果が矛盾しているわけではない。一般に「食事の支度や後かたづけ」は延期不可能家事であり、「掃除や洗濯」は延期可能家事に分類される。前者は女性的な家事であり後者は男性的家事とみなして差し支えない（岩間1997:p71）。従って、「掃除や洗濯」に対する夫のコミットメントが相対的に高い分、夫婦の階層属性の効果が検出されたと考えられる。

このように微弱ではあるが意識変数を投入しても階層的要因である妻収入が有意な結果を示したことは注目されてよい。収入は学歴などとは違い就労後に手に入れる階層的資源であるから夫婦間の勢力関係により直接に作用するものと考えられる。夫の収入に関しても同様のことが言えるであろう。

次に女性サンプルに対する分析結果を表7に示しておく。

表7．意識変数を投入したロジスティック回帰分析（女性サンプル）

	食事の支度やあとかたづけ			掃除や洗濯		
	推定値（標準誤差）	有意性	オッズ比	推定値（標準誤差）	有意性	オッズ比
夫年齢	−0.0778(0.429)	0.0697*	0.9252	−0.0347(0.0433)	0.4240	0.9659
夫教育	0.2480(0.1411)	0.0789*	1.2814	0.3360(0.1467)	0.0220**	1.3994
夫収入	−0.0020(0.0011)	0.0753*	0.9980	−0.0020(0.0010)	0.0553*	0.9980
夫職業威信	−0.0605(0.0380)	0.1113	0.9413	−0.0005(0.0329)	0.9871	0.9995
妻教育	−0.1650(0.2071)	0.4257	0.8479	−0.2553(0.2077)	0.2192	0.7747
妻収入	0.0004(0.0018)	0.8198	1.0004	−0.0003(0.0017)	0.8468	0.9997
妻職業威信	0.0683(0.0479)	0.1543	1.0707	0.0768(0.0472)	0.1035	1.0799
伝統的性別役割意識	−0.0283(0.3275)	0.9312	0.9721	0.0007(0.3342)	0.9983	1.0007
夫の母と同居	1.1971(0.8088)	0.1388	3.3107	0.6866(0.8029)	0.3925	1.9875
妻の母と同居	−0.6126(0.9403)	0.5147	0.5419	−0.5462(0.9437)	0.5627	0.5749
同居家族人数	−0.2868(0.2966)	0.3335	0.7506	−0.3300(0.2947)	0.2633	0.7190
子供なし						
末子19歳以上	−0.0671(1.1675)	0.9542	0.9351	1.3999(1.1839)	0.2370	4.0550
末子13から18歳以下	−0.3480(1.3082)	0.7902	0.7061	0.1368(1.2615)	0.9136	1.1466
末子7から12歳以下	0.0171(1.3668)	0.9900	1.0173	1.1446(1.3790)	0.4065	3.1412
末子6歳以下	0.1850(1.5815)	0.9069	1.2032	0.2772(1.5477)	0.8579	1.3194
分析対象人数	105			105		
χ^2値	27.451			26.992		
自由度	15			15		
p値	0.0253			0.0288		

注）有意性は、***は1%水準で有意、**は5%水準で有意、*は10%水準で有意。

女性の場合は「伝統的役割意識」は有意な効果を持たない。常識的な結果ともいえるが妻の性別役割意識は夫の行動的側面である家事参加には影響を与えていない。有意な効果を示したのは、両項目において「夫教育」と「夫収入」、それに食事の支度や後かたづけの「夫年齢」のいずれも夫の属性に関する変数であり、男性サンプルで有意であった妻収入の効果は有意でなくなっている。夫の家事参加を規定するのは当人である夫の属性のみであることは表6の結果とは異なる点である。しかしながら、女性サンプルの分析で夫の階層要因の効果が見られることは、男性サンプルの分析の場合に伝統的性別役割意識によって抑制された階層的要因の効果の存在を示すもので男性サンプルの分析の結果と矛盾するものとはいえない。妻の収入の効果が有意でないことは男性サンプルの結果とは整合的とはいえないが、男性サンプルにおける妻の収入の効果を否定するものではなくその意義を減じるものではない。

以上の考察より、伝統的性別役割意識は強固に存在しているにもかかわらず、階層的資源も効果の一貫性に欠ける点はあるとはいえその存在を否定することはできないと言えるだろう。

6. 結論

分析の結果は以下のようにまとめられる。

① 伝統的性別役割意識の効果は、依然強く家内領域の性別分業を規定している。

② 階層的資源は限定的ではあるが一定の効果を持つ。

③ 夫の母親との同居は夫の家事参加を促進する。

従って、仮説のうち【家事分担イデオロギー仮説】は依然強く支持されているといえる。しかしながら、階層的資源に規定される【夫婦間勢力仮説】も完全に否定することはできない。その効果は現在の段階ではきわめて弱いとはいえ伝統的性別役割意識を統制しても有意な効果を持ったことは注目される。この結果をどう評価するかは立場により異なるであろう。しかしながら、階層的資源を源泉とする効果が女性の就労が進行していく中で芽生えていることは、女性の社会進出に伴う階層的資源の保有が夫婦関係を変容させる可能性を秘めているという予想も成り立つ。

夫の母親との同居は「親族代替効果」の予想に反し夫の家事参加を促進するという結果が出た。この問題は高齢化や介護の問題とも関りうる問題であり今回の分析では詳細な検討は不可能であったが課題としての意義は小さくない。この点に関しては今後の課題としたい。

(1) 注

質問項目	共通性	因子負荷量	
		第1因子	第2因子
男性は外、女性は家庭	0.406	0.616	-0.163
男の子と女の子は違った育て方	0.215	0.462	-0.043
家事育児は女性向き	0.331	0.574	-0.043
専業主婦は意義ある仕事である	0.162	0.401	0.019
女性も職業生活を重視するべき	0.999	-0.066	0.997
専業主婦は恵まれている	0.142	0.377	-0.010
固有値		1.230	1.026
寄与率		20.499	17.092
累積寄与率		20.499	37.591

因子抽出法は最尤法を用い、表に示したのは回転後の因子パターンである。抽出された因子のうち第1因子を「伝統的性別役割意識」として分析に用いた。

参考文献

Blood,R.O.Jr 1958. "The Division of Labor in City and Farm Families." Marriage and Family Living. Vol.20. No.2:170-174

石川実（編）.1997.『現代家族の社会学』 有斐閣.

岩間暁子. 1997.「性別役割分業と女性の家事分担不公平感」.『家族社会学研究』.No.9:67-76

上子武次. 1979.『家族役割の研究』ミネルヴァ書房.

Kamo,Yoshinori.1994."Division of Household Work in the United States and Japan." Journal of Family Issues.Vol.13.No.3:348-378

永井暁子. 1992.「共働き主婦の家事遂行」.『家族社会学研究』.No.4:67-77

日本労働研究機構. 1995.『職業と家庭に関する全国調査報告書』.

野々山久也・袖井孝子・篠崎正美. 1996.『家族に何が起こっているのか―家族社会学シリーズ①―』ミネルヴァ書房.

Shelton,B.A., and John,D. 1996."The Division Of Household Labor." Annual Review of Sociology 22:299-322.

品川知美. 1996.「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』.No.8:163-173.

丹後俊郎・山岡和枝・高木春良. 1996.『ロジスティック回帰分析』 朝倉書房.

八代尚宏. 1993.『結婚の経済学』 二見書房.

【本研究は、第26回数理社会学会(1998.9)での報告資料「夫の家事参加の規定要因の計量的分析」に修正を加えたものです。コメントを頂いた先生方には感謝の意を表します。データの使用分析あたっては95年SSM委員会の許可を得ました。】

What Makes Housework Do Housekeeping or Not?

Makoto SAKURAMA

This paper examines housework participation of husbands in modern Japan. The traditional sexual division of role, which has existed strongly, is re-examined from various points of views. Working wives take double burden of housework and job. Husbands' participation in housework lightens their wives' burden, and shows change of role-allotment of marred couples.

On 1995 SSM B survey data, husbands' participation in housework, whose wife works full time , is analyzed by the method of logistic regression analysis.

First, the strong negative effect of traditional sex-role consciousness is confirmed.

Second, with husbands' strata effects, the weak positive effect of wives' income is found if traditional sex-role consciousness is controlled.

This shows the possibility that a married couple's power balance influences its sex-role relationship, and the sign of the change of the mechanism of the sexual division of labor. So its significance and future analysis is noticed.

Last, living with husband's mother increases husbands' participation in housework. This may mean help to his old parents. But the analysis of this point is the future theme.

Keywords

Housework participation of husbands, strata resources, traditional sex-role consciousness, the sexual division of labor, logistic regression analysis