

# 男性の家事参加の変化

## —NFRJ98、03 を用いた分析—

松田 茂樹  
(第一生命経済研究所)

A Change of Men's Housework Participation in Japan: Analysis with NFRJ98, 03  
MATSUDA Shigeki

本稿では、NFRJ98 と NFRJ 03 を用いて、男性の家事参加の程度およびそれを規定している要因の変化を分析した。使用したサンプルは、60 歳未満の正社員で、かつ配偶者と同居している男性である。分析の結果、次の知見が得られた。第一に、NFRJ98 から NFRJ03 にかけて、夫の労働時間と妻の労働時間は延び、妻の収入割合は増え、性別役割分業意識は低下した。夫の家事参加の平均値を比較すると、NFRJ98 よりも NFRJ 03 の方が有意に高まった。この傾向は、若い世代である子どもがいない夫婦および末子が 6 歳未満の夫婦においてみられた。ただし、夫の家事参加が高まったとはいえ、増加分は僅かである。第二に、夫の家事参加の規定要因の tobit 分析の結果、両データとも母親の同居、夫の労働時間、妻の労働時間、妻の収入割合、性別役割分業意識が家事参加を規定しており、その構造は大きく変化していなかった。近年男性の雇用不安と女性の社会進出という労働市場の大きな変化が生じたが、夫婦の家事分担は短期間では変化しにくい構造であることが見出された。しかし、統計的には明確でないが、若い世代を中心に、妻の家計への貢献を必要とし、妻が収入を得ることを支えるように、夫の家事参加が高まりつつある傾向がある。ただし、実際に夫の家事参加が僅かながら高まる一方で、男性の労働時間は大幅に延びるという矛盾した変化が生じている。実は、夫婦はより分業する方向に向かいつつある可能性がある。

**キーワード：家事、性別役割分業、労働時間**

### 1. 問題設定

本稿の目的は、NFRJ98 と NFRJ 03 を分析して、この間における男性の家事参加の程度およびそれを規定している要因の変容を明らかにすることである。男性の家事参加の水準は低いものの、近年は増加傾向にあることが既存調査で指摘されている（内閣府、2003；第一生命経済研究所、2003）。これをふまえて、NFRJ においても同様の傾向がみられるか否かを分析する。また、NFRJ98 と NFRJ 03 における男性の家事参加の規定要因の構造を比較することで、男性の家事参加の変化が規定要因の構造の変容によってもたらされたものか、構造は変わらずに規定要因の水準が変化したことによってもたらされたものか、それとも両者の変化によってもたらされたものかという点を解明する。

NFRJ98 と NFRJ05 には 5 年間の時間差しかない。しかしながら、この間に男性の家事参加を取り巻く環境には大きな変化が生じた。主な変化としては、第一に、1997 年以降に生じた金融危機と企業の大規模倒産の増加、それに伴って深刻化した男性の雇用不安があげられる。戦後のわが国において夫は仕事、妻は家庭という性別役割分業が広まった背景のひとつに、終身雇用や年功序列といっ

た日本型雇用慣行、家族賃金制度およびそれによって支えられた企業社会の存在があったといわれる（木本，1995）。すなわち、日本型雇用慣行は、男性雇用者に対して安定的な雇用と高い賃金を提供することで、夫のみが仕事をして家族を養うことを可能にしていたといえる。しかしながら、90年代後半以降に急速にすすんだ雇用不安は、夫の収入のみで家族全体を養うことのリスクを増大させた。この時期に生じた労働環境、社会環境の変化とそれが人々の意識にもたらした変化の大きさを、「1998年問題」（山田，2004）として注目する議論もなされている。これに関わるが、第二の変化としては、女性の社会進出に伴う共働き世帯の増加があげられる（内閣府，2005）。これまでわが国では家事に専念する専業主婦が多かったことが、男性の家事参加の必要性を低くしていた面がある。これに対して共働き世帯では妻は家事に専念することができないため、そうした世帯の増加は、男性の家事参加の必要性が高い世帯が増えることを意味する。第三の変化は、性別役割分業意識の弱まりと男性の家事参加意識の高まりである。内閣府の調査によると、性別役割分業意識は全体では低下してきている（内閣府，2004）。第一生命経済研究所の調査では、内閣府同様に性別役割分業意識は全体では低下しており、かつ男性の家事参加意識は高まっている（第一生命経済研究所，2005）。ただし、これらのデータでは、若年女性において性別役割分業意識が高まる傾向もみられている（松田，2005a；第一生命経済研究所，2005）。以上にあげた変化は、これまで少なかったわが国の男性の家事・育児参加を増加させる可能性がある。しかし一方で、この間に男性就労者の長時間労働化（第一生命経済研究所，2005）という男性を家事・育児からさらに遠ざける変化も生じている。これらの変化が組み合わさって、男性の家事参加に与えている影響が注目される。

本研究の学術的な意義としては、まず、家庭内における家事分担の観点から、夫婦の性別役割分業の現状と変容を研究する意義がある。家事分担の研究は、社会構造と家庭内の役割構造の規定関係の変容の有無を解明することにもつながる。また、社会的な意義としては、男性の家事参加の促進が、わが国の政策的な関心事になっている。男性の家事参加が少ないことは、女性の就業率を低下させるとともに（松田，2005b）、少子化の遠因になっているとも指摘されている（内閣府，2005）。さらに、わが国の男性の家事参加が少ない背景には、長時間労働の問題をはじめとする彼らがワーク・ライフ・バランスのとれた生活を送ることができない就労環境の問題がある。本研究は、労働時間と男性の家事参加との関係を明らかにすることに貢献するものである。

## 2. 理論・仮説

本稿では、まず、NFRJ98とNFRJ03における男性の家事参加の程度を比較する。先述したとおり、男性の家事参加の程度は、近年増加しつつあることが既存調査で指摘されている（内閣府2003；第一生命経済研究所2003）。NFRJの家事参加の測定方法はこれら既存調査とは異なるが、NFRJにおいても同様に男性の家事参加の水準が高まっているとみられる。第一に、この点を分析によって明らかにする。

続いて、男性の家事参加の水準の変化が、規定要因の構造の変容によってもたらされたものか、構造は変わらずに規定要因の水準が変化したことによってもたらされたものか、それとも両者の変化によってもたらされたものかという点を解明する。

男性の家事参加の規定要因については、これまでに数多くの研究が実施されてきている。そこから得られた知見として、夫婦の家事分担を規定する要因の主な仮説には、家事の量、時間的余裕、

相対的資源、ジェンダー・イデオロギーがある (Hiller, 1984 ; Kamo, 1988 ; Shelton and John, 1996 ; Tsuya and Bumpass, 2004)。わが国でも、これらの仮説を用いた Kamo (1994)、Nishioka (1998)、永井 (1999)、松田 (2004) らの実証分析がなされてきている。各仮説の主な内容は次のとおりである。まず、家事の量が多いほどニーズが高まるため、夫は家事に参加する。具体的には、子どもの年齢が低い、あるいは夫婦以外の家事の遂行者となりうる母親が同居していない場合には、夫の家事参加は高まると考えられる。また、労働時間の長さは、夫と妻それぞれが家事に費やすことが可能な時間的余裕を決定し、夫の家事参加の程度を規定する。通常時間的余裕は夫婦の労働時間または就労の有無によって測られ、夫の労働時間が短いほど、妻が非就労よりも就労しているほど、妻の労働時間が長いほど、夫が家事へより参加すると考えられる。相対的資源理論によると、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、力の弱い方が家事労働を担わされる。具体的には、夫の方が妻よりも収入、年齢、学歴が高い場合は、夫が家事労働を行うことは少なくなる。ジェンダー・イデオロギーについてみると、性別分業に否定的、すなわち女性の社会進出について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られる。

男性の家事参加の程度は高まっているとみられる。一方、これら規定要因に関わる変数については、先述したとおり、男性の長時間労働化、女性の社会進出に伴う妻の労働時間と相対的資源（夫婦の収入に占める妻の収入割合）の増加、ジェンダー・イデオロギーの弱まりが生じている。また、家事のニーズに関わる変化としては、新エンゼルプラン等の推進によって、保育園をはじめとする保育サービスは量的に拡大し、かつ延長保育や休日保育等の多様な保育サービスの供給も増えた。家事を代替するサービスも増加している。これらの点をふまえると、規定要因の構造の変容の方向性については、次の仮説が考えられる。

第一に、家事の量についてみると、母親の同別居が夫の家事参加を規定する効果が低下しているとみられる。この理由としては、保育サービスの充実があげられる。家事の量は、育児の量に比例する。保育サービスが量的にも質的にも不足している場合、同居の母親がいなければ、夫が家事参加を行う必要性は高まる。これに対して、保育サービスが量的にも質的にも充実している場合には、同居の母親がいなければ保育サービスを利用することが可能になるため、夫が家事参加する必要性は低くなる。また、家事の外部サービスの普及も、夫の家事参加の必要性を低下させる可能性がある。したがって、保育サービスや家事サービスの充実に伴って、母親の同別居が夫の家事参加を規定する効果の大きさは低下すると考えられる。

第二の仮説として、夫の時間的余裕を決める労働時間の規定力は低下しているとみられる。夫の労働時間が家事参加を規定する効果が不変または強まっているとしたら、男性の長時間労働化によって、家事参加は低下するはずである。しかしながら、夫の家事参加は高まっていることが予想される。これらの点をふまえると、男性の労働時間の規定力は低下していることが予想される。

第三に、妻の時間的余裕を決める労働時間および収入面における相対的資源の規定力は高まっていることが予想される。夫の労働時間が伸びているにもかかわらず、夫の家事参加が増加した理由としては、夫の労働時間以上に妻の労働時間がのび、かつ妻の労働時間の規定力が強まっていることが考えられる。同様に、妻の相対的資源の効果も強まっているとみられる。

第四に、ジェンダー・イデオロギーの規定力は弱まっていることが予想される。現在、男性の労働時間は伸びている。労働時間が長くなれば、ジェンダー・イデオロギーが革新的である男性も、家事参加することはできなくなる。

以下の分析では、以上にあげた4つの仮説の検証を行う。

### 3. データ、変数、方法

#### 3-1 データ

分析に使用するサンプルは、NFRJ98 および NFRJ03 の 60 歳未満の正社員で、かつ配偶者と同居している男性である。サンプル数は、NFRJ98 が 1,142 サンプル、NFRJ03 が 927 サンプルである。なお、子夫婦と同居している者は対象から除外している。また、1 日の労働時間が極端に長い者は分析対象から除外した（17 時間以上の者、 $n=14$ ）。

#### 3-2 変数

分析に使用した変数は次のとおりである。

夫の家事参加：NFRJ では、各種の家事項目を行う頻度を週あたりの回数で尋ねている。ただし、NFRJ98 と NFRJ03 では、測定している家事項目が一部異なる。具体的には、①食事の用意（NFRJ98、03）、②食事のあとかたづけ（NFRJ03）、③食料品や日用品の買い物（NFRJ03）、④洗濯（NFRJ98、03）、⑤そうじ（NFRJ03）、⑥風呂そうじ（NFRJ98）である。これをもとに、NFRJ98 の 3 項目（該当項目①④⑥の得点を合計した尺度、 $\alpha$  は 0.62）、NFRJ03 の 5 項目（①～⑤の得点を合計した尺度、 $\alpha$  は 0.83）、NFRJ98 と 03 の共通 2 項目（①④の得点を合計した尺度、 $\alpha$  は NFRJ98 : 0.64、NFRJ03 : 0.66）の 3 種類の変数を作成した。具体的には、各項目を 1 週間あたりに行う程度について、「ほぼ毎日」（6.5 点）、「週に 4～5 回」（4.5 点）、「週に 2～3 回」（2.5 点）、「週に 1 回」（1 点）、「ほとんど行わない」（0 点）を与え、該当する項目の得点を合計して上記 3 種類の家事参加度の合成変数を作成した<sup>(1)</sup>。

家事のニーズ：家事のニーズを測る変数としては、まず同居子の年齢をもとに作成したライフステージ変数（LS1～LS5）を用いる。LS1=子どもなし、LS2=末子が 6 歳未満、LS3=末子が 6～18 歳未満、LS4=末子が 18 歳以上（同居）、LS5=子どもあり（別居）、である。また家事を行う代替者に関する変数として、母親（実母または義母）同居ダミーを用いた。

時間的余裕：夫と妻の時間的余裕を表す変数として、それぞれの 1 日の労働時間（通勤時間を含む）を用いた<sup>(2)</sup>。

相対的資源：夫婦合計の収入に占める妻の収入の割合を用いた<sup>(3)</sup>。

ジェンダー・イデオロギー：性別役割分業に関する意識については、NFRJ98 では「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」という 1 項目、NFRJ03 ではこれに加えて、「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」「家族を（経済的に）養うのは男性の役割だ」という項目を測定している。各質問に対しては、「そう思う」から「そう思わない」までの 4 件法で賛否を尋ねている。この回答にそれぞれ 4～1 点を与えた上で、次の 2 つの尺度を作成して使用する。第一は、NFRJ98 と NFRJ03 の両方で測定している「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」という項目を用いた尺度である（性別役割分業意識 1（単項目））。第二は、NFRJ03 の分析のみで使用する上記 3 項目の得点を合計した尺度である（性別役割分業意識 2（合成尺度）、 $\alpha$  は 0.72）<sup>(4)</sup>。

#### 3-3 方法

本稿で用いる分析方法は下記のとおりである。第一に、NFRJ98 と NFRJ03 における夫の家事参加と規定要因の仮説に対応する変数の平均値を比較する。この分析は、全体とライフステージ別に実施する。第二に、男性の家事参加を被説明変数、各種規定要因に関わる変数を説明変数とした tobit

分析を行う。この分析によって、NFRJ98 と NFRJ03 における家事参加の規定要因の構造を明らかにする。第三に、NFRJ98 と NFRJ03 における家事参加の変化の要因分解を行い、夫の家事参加の変化が規定要因の構造の変化、規定要因の水準の変化、両者の変化のいずれによってもたらされたものかという点を解明する。

## 4. 分析

### 4-1 NFRJ98 と NFRJ03 における家事参加の平均値の比較

NFRJ98 と NFRJ03 における夫の家事参加と各規定要因に対応する変数の基本統計量が表 1 である。個別の家事参加の度数分布が表 2、ライフステージ別にみた夫の家事参加と各規定要因に対応する変数の平均値が表 3 である。

夫の家事参加の変数は 3 種類あるが、NFRJ98 と NFRJ03 を比較可能な共通 2 項目についてみると、NFRJ98 よりも NFRJ03 の方が、夫の家事参加度が有意に高くなっている。この結果は、近年男性の家事参加が増加傾向にあるという既存調査（内閣府，2003；第一生命経済研究所，2003）の結果と一致する。ただし、その差は僅かである。NFRJ98 と NFRJ03 の個別の家事参加の度数分布をみると、食事の用意と洗濯を「ほとんど行わない」と回答した割合が減っている（表 2）。ライフステージ別

表 1 分析に用いた変数の基本統計量

	NFRJ98		NFRJ03		有意差
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
<b>夫の家事参加</b>					
夫の家事参加度 (NFRJ98_3項目)	1.61	2.96	-	-	
夫の家事参加度 (NFRJ98_03 共通2項目)	.86	2.07	1.09	2.49	*
夫の家事参加度 (NFRJ03_5項目)	-	-	3.57	5.39	
<b>家事の量</b>					
LS1:子どもなし	.09	-	.10	-	
LS2:末子6歳未満	.25	-	.26	-	
LS3:末子6～18歳	.35	-	.36	-	
LS4:末子18歳以上 (子同居)	.22	-	.20	-	
LS5:子あり (同居子なし)	.09	-	.07	-	
母親同居	.25	-	.24	-	
<b>時間的余裕</b>					
夫・労働時間	10.47	1.82	11.11	1.95	**
妻・労働時間	3.96	3.96	4.22	4.21	
<b>相対的資源</b>					
妻の年収／夫婦の年収	.14	.17	.16	.18	*
<b>イデオロギー</b>					
性別役割分業意識1 (単項目)	2.53	1.01	2.29	.96	**
性別役割分業意識2 (合成尺度)	-	-	8.27	2.30	
<b>統制変数</b>					
夫・中卒	.11	-	.06	-	**
高卒	.43	-	.43	-	
高専・専門学校卒	.11	-	.12	-	
大卒	.35	-	.39	-	
夫の年収 (百万円)	6.28	2.54	6.01	2.56	*

\*p<.05, \*\*p<.01

にみると、子どもがいない者 (LS1) と末子が6歳未満 (LS2) において、夫の家事参加が有意に高まっている。

次に、NFRJ98 と NFRJ03 の各規定要因に対応する変数の平均値についてみると、家事のニーズに対応する母親の同居率には変化はみられないが、それ以外の時間的余裕、相対的資源、ジェンダー・イデオロギーに関わる変数および統制変数として用いた夫の学歴と年収は有意に異なっている。時間的余裕についてみると、夫の労働時間の長さは、NFRJ98 では 10.47 時間であったが、NFRJ03 では

表 2 夫の家事参加の度数分布と平均回数

	(単位：%)					平均回数 (回/週)
	ほぼ毎日 (週6~7日)	1週間に4 ~5回	1週間に2 ~3回	週に1回く らい	ほとんど行 わない	
NFRJ03						
食事の用意	4.8	2.1	6.9	14.3	71.8	0.73
食事のあとかたづけ	6.7	3.4	10.8	16.4	62.7	1.02
食料品や日用品の買い物	2.6	1.8	12.4	39.9	43.2	0.96
洗濯	3.9	1.5	4.4	7.7	82.5	0.51
そうじ	2.9	2.5	8.1	25.0	61.5	0.75
NFRJ98						
食事の用意	4.0	1.4	4.8	13.2	76.6	0.58
洗濯	2.9	1.0	3.2	7.1	85.8	0.38
風呂そうじ	4.3	2.2	8.2	20.1	65.1	0.79

表 3 ライフステージ別、主要変数の平均値

	LS1	LS2	LS3	LS4	LS5
NFRJ98					
夫の家事参加度 (NFRJ98_3項目)	1.72	1.64	1.43	1.59	2.11
夫の家事参加度 (NFRJ98_03 共通2項目)	.97	.78	.77	.91	1.14
母親同居	.17	.25	.28	.22	.21
夫・労働時間	10.75	10.78	10.62	10.05	9.73
妻・労働時間	4.55	2.35	4.40	4.53	4.76
妻の年収/夫婦の年収	.20	.11	.13	.15	.18
性別役割分業意識1 (単項目)	2.32	2.50	2.54	2.64	2.50
NFRJ03					
夫の家事参加度 (NFRJ98_03 共通2項目)	1.84	1.14	.96	.76	1.13
夫の家事参加度 (NFRJ03_5項目)	5.46	3.9	3.17	2.8	3.6
母親同居	.12	.14	.31	.27	.30
夫・労働時間	11.24	11.56	11.09	10.67	10.68
妻・労働時間	5.74	2.33	4.52	5.04	4.97
妻の年収/夫婦の年収	.22	.11	.15	.18	.16
性別役割分業意識1 (単項目)	2.10	2.29	2.35	2.29	2.34
性別役割分業意識2 (合成尺度)	7.65	8.07	8.45	8.34	8.84
NFRJ98→03変化					
夫の家事参加度 (NFRJ98_03 共通2項目)	0.87	0.36	0.19	-0.15	-0.01
		*	*		

注) 家事参加度と仮説に対応する説明変数の平均値。末子年齢は割愛。

\*p<.05

11.11 時間で、1 日あたり 0.64 時間（約 40 分）延びている。労働時間の長さを尋ねる際に、NFRJ03 では休憩時間を除いて回答することを求めているために NFRJ98 よりも NFRJ03 の方が短く回答される可能性がある（詳細は注 2 参照）。この点を考慮すると、NFRJ98 よりも NFRJ03 における労働時間の長さの差異以上に、現実の労働時間は延びているとみられる。ライフステージ別にみると、ほぼ全ての年代で延びている。

また、妻の労働時間も、有意差はないが NFRJ98 よりも NFRJ03 の方が長くなっている。相対的資源についてみると、夫婦合計の収入に占める妻の収入割合は、NFRJ98 の 14%から NFRJ03 の 16%へと、僅かではあるが有意に高まっている。この間、夫の年収は、628 万円から 601 万円へと減少している。これらのことから、夫の年収が減少した分を補うように、妻が労働時間を長くして、より収入を得るように変化したことがうかがえる。

ジェンダー・イデオロギーについてみると、性別役割分業意識 1（単項目）は、NFRJ03 の方が有意に低い、すなわち夫は仕事、妻は家庭という分業を支持しない者が増加している。

時間的余裕仮説、相対的資源仮説、ジェンダー・イデオロギー仮説のとおりであれば、妻の労働時間と収入割合が高まり、一方で性別役割分業意識が低下していることは、夫の家事参加は高まる。ここまでの分析結果は、これらの仮説の見解と一致する。しかしながら、夫の労働時間が延びているのに、夫の家事参加が高まっていることは、時間的余裕仮説に矛盾する結果である。これらは、規定要因の構造が変容しつつあることをうかがわせる。

#### 4-2 家事参加の規定要因の分析結果

次に、夫の家事参加の規定要因の tobit 分析を実施した結果を示す。全サンプルを用いた tobit 分析の結果が表 4 である。家事参加の変数は 3 種類あり、NFRJ98 ではそのうち 2 種類（表中の表記では、「98\_3 項目」と「共通 2 項目」）、NFRJ03 でも 2 種類（同「共通 2 項目」「03\_5 項目」）の分析を実施した。表 4 のモデル 1 と 2 の違いは、モデル 1 では説明変数に妻の労働時間を使用しているのに対して、モデル 2 では妻の年収割合を用いたことである。妻の労働時間と妻の年収割合の変数は統計的にも意味的にも関連が強いため、これらの変数を同時に投入することは避けた。また、NFRJ03 のモデル 2 では、性別役割分業意識 1（単項目）に代えて、性別役割分業意識 2（合成尺度）を用いている。これによって、NFRJ03 のモデル 1 と 2 の両者をみれば、性別役割分業意識 1（単項目）と性別役割分業意識 2（合成尺度）の効果の違いがわかる。

まず、NFRJ98 の分析結果を示す。モデル 1 と 2 の結果をみると、母親が別居している者よりも同居している者の方が、さらに夫の労働時間が長い者、妻の労働時間が短い者、妻の年収割合が低い者、性別役割分業意識が強い者において、夫の家事参加が有意に少なくなっている。ただし、「98\_3 項目」と「共通 2 項目」の結果を比較すると、夫の労働時間の係数は、前者では負で有意であり、後者は係数は負であるが、統計的な有意差は低い ( $t=-1.42$ )。また、夫の学歴と年収も、「98\_3 項目」を使用した結果では有意だが、「共通 2 項目」の結果では有意ではない。「98\_3 項目」よりも「共通 2 項目」の方が家事参加の合成尺度を構成する項目の数が少なく夫の家事参加の測定が粗いことから、こうした差異が生じたものとみられる。しかしながら、統制変数以外については、「98\_3 項目」と「共通 2 項目」の係数の方向と有意差の傾向は概ね同等であるため、「共通 2 項目」を用いた結果も十分検討に値するものであると考えられる。

NFRJ03 を用いた分析結果をみると、NFRJ98 の結果と同様に、母親の同居、夫の労働時間、妻の労働時間、妻の年収割合、性別役割分業意識は、夫の家事参加を有意に規定している。「共通 2 項目」

を使用した NFRJ98 と NFRJ03 の結果を比較すると、これらの係数の大きさと有意差は極めて類似していることがわかる。両調査におけるいずれの変数の係数の大きさにも、統計的な有意差はない。

続いて、NFRJ98 と NFRJ03 で夫の家事参加の水準の差異の要因分解を行った結果を示す（結果を表 4 右列に記載）。ここでは、Blinder-Oaxaca の要因分解法（Blinder, 1973 ; Oaxaca, 1973）を用いて、2 つのデータにおける家事参加の水準の違いが、両データにおける説明変数の平均値の変化によるものか、説明変数の係数の変化によるものか、それらの交互作用によるものかという点を明らかにする。この方法では  $\Delta y = y_2 - y_1 = b_1 \Delta x + x_1 \Delta b + \Delta x \Delta b$  というモデル想定している。説明変数の平均値の変化は右辺の第 1 項、説明変数の係数の変化は第 2 項、交互作用は第 3 項にそれぞれ対応する。この分析は、Stata9.0 の OAXACA モジュールを用いて実施した<sup>(5)</sup>。NFRJ98 と NFRJ03 の個別の説明変数についてみると、説明変数の平均値の変化についての一部の結果を除き、説明変数の平均値の変化、説明変数の係数の変化、交互作用のいずれについても有意差はみられない。また、各項目の total の結果も有意ではない。すなわち、この方法では、NFRJ98 と NFRJ03 で家事参加の水準の差が何によって起因したものかということは特定されなかった。この結果は、NFRJ98 と NFRJ03 で家事参加の水準に有意差はみられるものの、それをもたらした要因が明確にはわからないほど、その差を生じさせた要因の変化は極めて僅かであることを示唆する。

#### 4-3 ライフステージ別の分析結果

LS1 から LS5 のライフステージ別にサンプルを分けた上で、夫の家事参加の規定要因の tobit 分析を行った結果が表 5 である。この結果から、夫の家事参加の規定要因がライフステージによって大きく異なっていることがわかる。

NFRJ03 の「共通 2 項目」の分析結果をみると、母親の同居が夫の家事参加を低下させる効果は子どもがいない LS1 でのみ有意である。夫の労働時間の長さが家事参加を低下させる効果は 6~18 歳未満の子どもを抱えた LS3 で、妻の労働時間の長さが夫の家事参加を高める効果は子どもがいない LS1、未就学児をもつ LS2 および子どもはいるが既に巣立っている LS5 においてみられる。妻の年収割合の効果は、子どもが 18 歳以上である LS4 を除き、概ねみられる。性別役割分業意識の効果は LS3 でのみみられる。

ライフステージ別の分析のうち、注目されるのは未就学児を抱える LS2 の結果の変化である。夫の労働時間が家事参加を低下させる効果が減少する一方で、妻の労働時間および収入割合の効果が強まっている。性別役割分業意識は、「共通 2 項目」の分析をみると、夫の家事参加を規定していない。

NFRJ98 と NFRJ03 の「共通 2 項目」の分析結果を比較すると、各変数の係数の大きさには有意な差はみられない。要因分解を行っても、NFRJ98 と NFRJ03 における夫の家事参加の水準の差異が生じた要因は特定されなかった（結果の表記は割愛）。



表 4 夫の家事参加を被説明変数とした tobit 分析の結果 (偏回帰係数)

	モデル1				モデル2				要因分解			
	NFRJ98		NFRJ03		NFRJ98		NFRJ03		平均値の 変化	係数の変 化	交互作用	
	98_3項目	共通2項目	共通2項目	03_5項目	98_3項目	共通2項目	共通2項目	03_5項目				
<b>家事の量</b>												
LS1:子どもなし	.20	.47	1.31 +	2.36 **	-.01	.14	1.15	2.07 *	.01	.08	.01	
LS2:末子6歳未満	.62	.66	1.23 *	1.93 **	.53	.45	.99 +	1.59 *	.00	.15	.00	
LS3:末子6~18歳 (RG)												
LS4:末子18歳以上 (子同居)	.21	.18	-.88	-.53	.20	.24	-.85	-.60	-.00	-.22	.01	
LS5:子あり (同居子なし)	.84	.48	-.05	-.18	.44	.00	.24	.01	-.01	-.04	.01	
母親同居	-2.53 **	-2.19 **	-1.26 *	-1.74 **	-2.55 **	-2.10 **	-1.20 *	-1.68 **	.00	.23	-.00	
<b>時間的余裕</b>												
夫・労働時間	-.19 *	-.15	-.24 *	-.13	-.19 *	-.18 +	-.22 +	-.11	-.09	-.97	-.06	
妻・労働時間	.20 **	.23 **	.24 **	.26 **					.06	.04	.00	
<b>相対的資源</b>												
妻の年収/夫婦の年収					5.70 **	5.30 **	6.94 **	7.61 **				
<b>イデオロギー</b>												
性別役割分業意識1 (単項目)	-.39 *	-.56 **	-.66 **	-.48 *	-.39 *	-.62 **			.14 **	-.25	.03	
性別役割分業意識2 (合成尺度)							-.36 **	-.28 **				
<b>統制変数</b>												
夫・中卒	-.97	-.17	.35	-.03	-1.04 +	-.34	.48	.09	.01	.05	-.02	
高卒 (RG)		.91										
高専・専門学校卒	1.01 +	.39	1.51 *	1.58 *	1.12 *	.98 +	1.47 *	1.58 *	.01	.07	.01	
大卒	.92 *	-.00	.68	.57	.94 *	.47	.61	.47	.01	.11	.01	
夫の年収 (百万円)	-.16 *	-.11	-.04	.02	-.07	-.02	.04	.11	.03	.43	-.02	
切片	2.68 *	-.07	.33	2.81 +	2.14 +	.09	1.14	3.38 +		.40		
									total	.18	.06	-.02
-2LL	3,994	2,731	2,444	4,737	3,869	2,626	2,394	4,620				
$\chi^2$	89.2 **	69.62 **	68.0 **	68.1 **	102.8 **	71.4 **	92.4 **	81.6 **				
n	1,138	1,142	927	919	1,115	1,119	904	896				

注) 共通2項目の分析では、NFRJ98と03の係数の大きさに有意的な有意差はない。

+p<.10, \*p<.05, \*\*p<.01

表 5 ライフステージ別、夫の家事参加を被説明変数とした tobit 分析の結果（偏回帰係数）

	全体	ライフステージ別				
		LS1	LS2	LS3	LS4	LS5
<b>NFRJ98（共通2項目）</b>						
末子年齢	-	-	-.37 +	.01	-.11	-
母親同居	-2.19 **	-2.04	-2.45 **	-2.09 **	-2.83 *	-2.77
夫・労働時間	-.15	.01	-.36 *	-.07	-.13	-.11
妻・労働時間	.23 **	.04	.23 **	.31 **	.35 *	.09
妻の年収／夫婦の年収	5.30 **	4.60 *	3.61 +	7.68 **	6.75 +	3.77
性別役割分業意識1（単項目）	-.56 **	-1.32 **	-.49	-.31	-.44	-.78
<b>NFRJ03（共通2項目）</b>						
末子年齢	-	-	-.32	.07	.09	-
母親同居	-1.74 **	-5.66 *	-1.33	-.98	-.04	-2.00
夫・労働時間	-.13	-.24	-.20	-.58 **	.28	-.29
妻・労働時間	.26 **	.48 **	.30 **	.10	.15	.47 +
妻の年収／夫婦の年収	7.37 **	10.36 **	7.04 **	5.78 *	3.90	11.32 *
性別役割分業意識1（単項目）	-.66 **	-.08	-.50	-1.42 **	-.33	.03
性別役割分業意識2（合成尺度）	-.36 **	.06	-.24	-.78 **	-.16	-.08
<b>NFRJ03（5項目）</b>						
末子年齢	-	-	-.52 *	.02	.01	-
母親同居	-1.74 **	-4.77 *	-1.95 +	-1.27	-1.61	-1.09
夫・労働時間	-.13	-.15	-.19	-.51 *	.41	.35
妻・労働時間	.26 **	.47 **	.32 **	.13	.27 +	.53 +
妻の年収／夫婦の年収	7.95 **	10.78 **	7.73 **	5.51 *	7.06 +	12.12
性別役割分業意識1（単項目）	-.48 *	.93	-.81 *	-1.57 **	.52	1.27
性別役割分業意識2（合成尺度）	-.28 **	.18	-.26	-.83 **	.39	.09

注) ライフステージでサンプルを分けた上で、表3のモデルの分析を行った結果である。

分析結果のうちで、上記変数に関する偏回帰係数のみを記載。

妻の年収／夫婦の年収と性別役割分業意識2はモデル2、それ以外はモデル1の推計結果。

NFRJ03（共通2項目）の分析において、NFRJ98と03の係数の大きさに有意差はない。

+p<.10, \*p<.05, \*\*p<.01

#### 4-4 規定要因の構造の変容

以上の結果から、夫の家事参加の程度は NFRJ98 よりも NFRJ03 の方が高まっているが、夫の家事参加の規定要因の構造は、全サンプルでもライフステージ別でも、NFRJ98 と NFRJ03 で有意には変化していないといえる。

ただし、統計的な有意差はみられなかったものの、規定要因に関わるいくつかの変数については、NFRJ98 と NFRJ03 で効果が異なっている様子がうかがえる。

まず、母親の同居についてみると、全サンプルを使用した分析では、NFRJ98 よりも NFRJ03 の結果の方が係数が小さい。ライフステージ別にみると、母親同居の効果は、LS1 では大きくなり、逆に子どもがいる LS2~4 では低下するという興味深い変化を示している。

妻の収入割合の効果は、全サンプルを使用した分析結果では、NFRJ98 よりも NFRJ03 の結果の方が、係数が大きい。ライフステージ別にみると、LS1~2 という比較的若い世代において、妻の収入割合の効果が強まっている。

性別役割分業意識についてみると、全サンプルを使用した分析結果では、NFRJ98 よりも NFRJ03 の結果の方が、係数が大きい。ただし、ライフステージ別にみると、18歳未満の子どもを抱えた子育て期の者では、性別役割分業意識の規定力は高まってはいない。

母親同居、妻の収入割合、性別役割分業意識についてのこれらの変化は、夫の家事参加の規定要因の構造が変容しつつあることを示唆する。

## 5. 結論

本稿では、NFRJ98 と NFRJ 03 を用いて、この間における男性の家事参加の水準およびそれを規定している要因の変容を分析した。分析を通じて次の知見が見出された。

第一に、NFRJ98 と 03 で、夫の家事参加は有意に高まった。ライフステージ別にみると、子どもがいない LS1 と末子が未就学児の LS2 において、家事参加が有意に高まっている。ただし、夫の家事参加が高まったとはいえ、本稿で使用したデータをみる限りそれは僅かである。NFRJ98 と NFRJ 03 の「共通 2 項目」の尺度を平均値の差は 0.23、すなわち食事の用意もしくは洗濯を 1 週間あたり 0.23 回多く行うように変化した程度である。男性の家事参加の水準は近年増加傾向にあることが既存調査で指摘されているが（内閣府，2003；第一生命経済研究所，2003）、本分析結果によると、その差は現実社会の中ではほとんど実質的な意味をもたない程度であると考えられる。

第二に、NFRJ98 と NFRJ 03 において、夫の家事参加の規定要因の構造は、大きくは変化していないことが見出された。両データを使用した分析の結果、夫の家事参加を規定する家事の量、時間的余裕、相対的資源、ジェンダー・イデオロギーに関する諸変数の効果の大きさに、NFRJ98 と NFRJ 03 で有意な差はない。したがって、統計的な有意差という点からみると、本稿の仮説はいずれも棄却されたといえる。NFRJ98 と NFRJ 03 の間は短くはあるが、先述したようにこの間に男性の雇用不安や女性の社会進出という夫婦の役割分担に対して十分大きな影響を与えうる社会環境変化が生じている。しかしながら、夫の家事参加の水準の高まりが僅かである点とその規定要因の構造に大きな変化がみられない点をふまえると、夫婦の役割分担は、ここにあげた社会環境変化によって直ちに変わるものではないといえる。すなわち、労働市場の変化は速く、激しいため、男女の就労の仕方や働き方の中身は短期間でも劇的に変わるのに対して、夫婦の役割分担は、労働市場等夫婦をとりまく社会環境の変化のようには、短期間では変化しにくい、安定した構造であるということが、本稿から得られた知見である。家事分析の結果から示唆されるのは、家庭内における夫婦の役割分担は、家族の外（＝労働市場等）が変わることにより直ちに家族の中（＝夫婦の家事分担等）が変わるといった性質のものではなく、家庭内の役割分担それ自体が慣性や「ハビトゥス」（Pierre Bourdieu）を持っており、家族の外の変化だけでは変わらない性質のものであるということである。

ただし、第三の知見として、統計的な有意差はないものの、夫の家事参加の規定要因の構造が潜在的に変容しつつある兆候のようなものがみられる。若い世代では、夫の家事参加が若干高まっており、妻の労働時間と収入割合が夫の家事参加を促進する効果が係数の大きさでは強まっている。若い世代は、年配の世代以上に、夫の雇用環境が不安定であり、

賃金も伸び悩んでいるといわれる（玄田，2004）。このため、若い世代では、年配者以上に妻の家計への貢献が必要とされており、妻が収入を得ることを支えるように、夫の家事参加が高まりつつある可能性があるといえる。

一方、母親同居の効果の変化は、夫の家事参加を低くする可能性を示唆する。母親の同居が夫の家事参加を低下させる効果は、NFRJ98 から NFRJ03 にかけて、子どもがいない LS1 では強まり、家庭内に世話すべき子どもがいるライフステージにおいては低下している。この点は、母親が同居していない場合に夫が家事参加しなくても、保育サービスや家事サービスを利用することで家事が遂行できるようになりつつある可能性が考えられる。

最後に、分析結果から、男性の家事参加、意識、そして労働時間は矛盾する方向に変化していることが示唆される。夫の家事参加は、若干ではあるが、高まりつつある。夫も家事をすべきだという意識は、男女とも高まっている（第一生命経済研究所，2005）。しかしその一方で、男性の労働時間——中でも子育て期の男性の労働時間——は以前よりも延びており、男性はますます働くようになっている（松田，2001；第一生命経済研究所，2005）。わが国は男性の「働きすぎの時代」（森岡，2005）を迎えている。NFRJ98 と NFRJ03 の変数を比較した場合、男性の家事参加が僅かに増加したことよりも、男性の労働時間が 1 日あたり約 40 分——NFRJ98 と NFRJ03 の質問文が同じであれば、さらに差は拡大したかもしれない——延びたことの方が、夫婦の役割分担や家庭生活へ与えた影響が大きいのではないだろうか。男性の長時間労働は家事参加を阻むように作用するため、この傾向が維持されれば、夫の家事参加がこれ以上高まるのは限界がある。さらに、それ以上に注目されるのは、男性の家事参加が若干増えたといわれながら、男性が一層長時間働く／働かされることにより、実は夫婦はより分業する方向に向かっている可能性があることである。

#### 【注】

- (1) NFRJ98 で「ほぼ毎日」の選択肢は、NFRJ03 では「ほぼ毎日（週 6～7 日）」に変更されている。しかしながら、頻度に直した場合に両者の差はわずかであり、かつ「ほぼ毎日」家事を行っている男性の数は少ないため、この選択肢の変更が結果に与える影響は軽微であると考えられる。
- (2) 労働時間の長さを尋ねる質問文は、NFRJ98 と NFRJ03 で若干異なる。NFRJ98 の質問文は、「現在の労働時間は、1 日あたり何時間くらいですか。働いている日について、残業時間も含めた平均的な労働時間をお答えください。」であるのに対して、NFRJ03 では、この質問文に「また、お昼休みなどの休憩時間は除いてください。」という文章が追加されている。同じ就労者が、同時点において、NFRJ98 と NFRJ03 の両者に回答した場合、NFRJ98 よりも NFRJ03 の方が短く回答される可能性がある。
- (3) NFRJ では、回答者に「〇～〇万円台」というカテゴリーの中から最も近い年収を選択させる方法を用いている。ただし、NFRJ03 では、NFRJ98 よりも細分化したカテゴリーを

用いて年収を測定している。本稿では、測定方法を同一基準にするために、一旦 NFRJ03 のカテゴリーの区分を NFRJ98 の区分に直した上で、各カテゴリーの中央値の金額を用いて夫と妻の年収を算出した。

(4) NFRJ03 では、9 項目の家族に関する規範意識を尋ねている。各質問文の表現をもとに、この中から使用する 3 項目を選択した。なお、全項目を因子分析（主因子法、バリマックス回転）した場合、本稿で使用した 3 項目は同一の因子として抽出される。

(5) 本モジュールは、Swiss Federal Institute of Technology Zürich の Ben Jann 氏が作成したものである。使用方法については、同氏から助言を受けている。記して謝意を表す。

#### 【附記】

本稿の分析にあたっては、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから、日本家族社会学会全国家族調査研究会が実施した「家族についての全国調査（NFRJ98）」の個票データの提供を受けた。

#### 【文献】

- Blinder, A. S., 1973, "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates," *The Journal of Human Resources*, 8: 436-455.
- 玄田有史, 2004, 『ジョブ・クリエイション』日本経済新聞社.
- Hiller, Dana V., 1984, "Power Dependence and Division of Family Work," *Sex Roles*, 10:1003-1019.
- Kamo, Yoshinori, 1988, "Determinants of Household Division of Labor: Resources, Power, and Ideology," *Journal of Family Issues*, 9(2): 177-200.
- Kamo, Yoshinori, 1994, "Division of Household Work in the United States and Japan," *Journal of Family Issues*, 15(3):348-378.
- 木本喜美子, 1995, 『家族・ジェンダー・企業社会』ミネルヴァ書房.
- 松田茂樹, 2001, 「高まる仕事のストレス — 企業の人員削減の影響か?」『LDI REPORT』, 2001. 12 : 48-49.
- , 2004, 「男性の家事参加——家事参加を規定する要因」渡辺秀樹他編著『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 175-189.
- , 2005a, 「性別役割分業意識の変化 — 若年女性にみられる保守化のきざし」『Life Design Report』2005. 9 : 24-26.
- , 2005b, 「男性の家事・育児参加と女性の就業促進」橘木俊詔編著『現代女性の労働・結婚・子育て——少子化時代の女性活用政策』ミネルヴァ書房, 127-146.
- 森岡孝二, 2005, 『働きすぎの時代』岩波新書.

- 永井暁子, 1999, 「家事労働遂行の規定要因」樋口義雄・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.
- 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.
- Oaxaca, Ronald, 1973, “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets,” *International Economic Review*, 14: 693-709.
- Shelton, Beth A. and John, Daphne, 1996, “The Division of Household Labor,” *Annual Review of Sociology*, 22:299-322.
- Tsuya, Noriko O. and Bumpass, Larry L., 2004, *Marriage, Work, and Family in Comparative Perspective: Japan, South Korea and The United States*, University of Hawaii Press.
- 山田昌弘, 2004, 『パラサイト社会のゆくえ — データで読み解く日本の家族』ちくま新書.
- 第一生命経済研究所, 2003, 『ライフデザイン白 2004-05 — 新しい生活価値観が変えるライフデザイン』矢野恒太記念会.
- 第一生命経済研究所, 2005, 『ライフデザイン白書 2006-07 — 景気回復がもたらしたライフデザインの変化』矢野恒太記念会.
- 内閣府, 2003, 「男女共同参画白書平成 15 年版」国立印刷局.
- 内閣府, 2004, 「男女共同参画社会に関する世論調査」2004 年 11 月実施.
- 内閣府, 2005, 「男女共同参画白書平成 17 年版」国立印刷局.