

第三章 ワーク・ライフ・バランスと少子化

第 3-1 章「労働時間の変化が夫の家事参加に及ぼす影響に関するパネル分析」

岩間 暁子

1 本稿の目的

「ワーク・ライフ・バランスと雇用システム」をテーマとして掲げた『平成 19 年度版労働経済白書』によると、完全週休二日制の広がりとともに年間総実労働時間は 1990 年代を通じて大きく削減されたものの、2000 年代以降にはその傾向が停滞している（厚生労働省編, 2007）。具体的には、総実労働時間は 2004 年に 4 年ぶりに増加し、2005 年に一時的に減少したものの、2006 年には再び増加に転じた。

世界的にも日本男性の長時間労働は広く知られている。ブリントンは日本を「女性が実質的に家族に関する感情的責任およびケアに関する責任をすべて担うことで、男性が長時間、会社生活に捧げられるようにしている」社会であると特徴づけている (Brinton, 1993: 93)。石井クンツもまた、日本の男性は有償労働から多くのことを要求されるために家族のなかで主要な役割を果たせなくなっていることを指摘する (Ishii-Kuntz, 1993)。実際、日本では夫の家事参加度はアメリカや韓国と比較してもっとも低い (Tsuya and Bumpass 1998: 86)。さらに、2001 年に実施された「社会生活基本調査」によると、日本の男性の平均家事時間は 1 日わずか 37 分にとどまっている (総務庁統計局, 2003)。

日本における男性の長時間労働は、夫の家事や育児への参加を妨げていると同時に、女性の家事・育児負担を高めていると考えられ、このような固定的な性別役割分業が少子化の一因となっている可能性もある。

本稿では景気の回復とともに再び労働時間が増加している傾向を見据えつつ、夫の労働時間が家事参加に及ぼす影響について 2004 年と 2007 年に実施された 2 回のパネル・データをを用いて検討する。

2 夫の家事参加の規定要因に関する先行研究のレビュー

夫の家事参加の規定要因に関しては、(1)相対的資源説 (the relative resources explanation)、(2)時間制約説 (time constraints explanation)、(3)イデオロギー／性役割説 (the ideology/sex role explanation) という 3 つの仮説がある (Shelton and Daphne, 1996: 304-305)。収入や教育、職業などの社会経済的資源は夫妻間の交渉にあたって有利となる交渉力を提供する点に着目するのが「相対的資源説」であり、相対的資源を多く持つ方が家事の負担を逃れるようになるとする。家事を遂行するためには一定の時間資源が必要となるという、構造的要因を重視する観点から出されたのが「時間制約説」である。

「時間制約説」によると、夫婦のうち時間資源の多い方がより多く家事をおこなうことになる。これに対して、「イデオロギー／性役割説」は夫婦それぞれがもっている性別役割分業に関

する価値観が家事分担に影響を及ぼすという見方をとり、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には夫の家事参加が抑制される。

近年、日本でもさまざまな全国調査データを用いた検討がなされている。「相対的資源説」については有意な結果が得られた分析結果もあれば（松田, 2004; 白波瀬, 2005）、男性のみに有意な効果が見られた分析結果や（石井クンツ, 2004）、有意ではなかった分析結果もあり（Iwama, 2005; 岩間, 2008）、必ずしも一貫した効果は得られていない。これに対して、「時間制約説」と「イデオロギー／性役割説」についてはほとんどの研究で実証的な有効性が支持されている。なかでも日本で特徴的な知見は、労働時間が長い（帰宅時間が遅い）ほど夫の家事参加が少ないという「時間制約説」の有効性である（Nishioka, 1998; Tsuya and Bumpass, 1998; 松田, 2004; Iwama, 2005; 岩間, 2008）。この結果は、欧米先進諸国と比べて日本の労働時間が長いことによって、固定的な性別役割分業が維持されている可能性を示している。

ただし、いずれの先行研究も横断調査データを用いているため、男性の長時間労働の解消がワーク・ライフ・バランス政策の実現にとって重要である可能性は示唆されているものの、実際に夫の労働時間の変化が家事参加度に及ぼす影響については検討されていない。そこで、本稿では2004年から2007年にかけての夫労働時間の変化が夫の家事参加に及ぼす影響について検討する。

3 パネル・データ分析にあたっての留意点

パネル・データは一人の対象者から複数回のデータを収集しているため、相関のあるデータである。したがって、「データは独立である」という仮定をおいた重回帰分析などの通常の横断調査データの利用を前提とした手法では適切な分析ができない。この仮定を緩めることによって相関のあるデータを分析できるようにしたのが「混合モデル（mixed model）」である。

混合モデルには、①固定効果のみを扱うモデル、②変量効果のみを扱うモデル、③固定効果と変量効果の両方を扱うモデルという3つの下位モデルがある。固定効果とは、因子として有限個の水準が想定されるものであり、性別（男性と女性）などが該当する。これに対して、変量効果とは、その因子に対して無限個の水準が想定され、母集団からランダムに選ばれているものである。

本稿で用いるデータは2時点データであるため、系統的な変化がとらえられず（たとえば3時点のデータがあれば、増加から減少に転じる、あるいは減少から増加に転ずるといった変化が把握できる）、また、個体によって異なる変化のパターンを変量効果として分析に含められないといった制約がある。

このようなデータ上の制約を考慮し、以下では混合モデルのうち、基本的には固定効果のみを扱うモデルを用いて夫の家事参加度や労働時間は2004年から2007年にかけてどの

ように変化したのか、夫の家事参加度は労働時間によって影響を受けるのか、といった課題を分析する。

4 夫の家事参加度の変化

「結婚と家族に関する国際比較調査」では家事分担を (a) 料理や食事の後片付け、(b) 洗濯、(c) 部屋の掃除、(d) 食料品・日用品の買物、といった4つの側面からとらえており、それぞれに関して「1 ほぼ毎日」「2 週に3~4回」「3 週に1~2回」「4 月に1~3回」「5 ほとんどしない」といった5つの選択肢を設けている。なお、第2回調査では新たに「6 全くしない」も追加されたが、第1回調査データとあわせて分析をするため、第2回調査で「6 全くしない」という回答を「5 ほとんどしない」に合併した。

線型の混合モデルを適用するため、各カテゴリーの数値をそのまま用いるのではなく、1ヶ月あたりの参加度という頻度に修正する。具体的には「1 ほぼ毎日」には30、「2 週に3~4回」には14、「3 週に1~2回」には6、「4 月に1~3回」には2、「5 ほとんどしない」には0.5を与える。

なお、夫婦単位のカップルデータを用いた研究では家事参加に対する夫の報告と妻の報告が一致せず、通常、夫は妻よりも多くしていると報告する傾向が指摘されていることから (Kamo, 1997)、本稿では既婚女性のデータのみを用いる。

夫の家事参加度を被説明変数とし、時点 (第1回調査か第2回調査か) を固定効果とした混合モデルを推定した結果を表3-1-1から表3-1-4に示す。

(a) 料理や食事の後片付け、(b)洗濯という2種類の家事については夫の家事参加度の推定値は若干ではあるものの、3年間で有意に増加しているが (料理や食事の後片づけについては3.614回から4.163回へ増加、洗濯については1.911回から2.175回へ増加)、(c) 部屋の掃除、(d)食料品・日用品の買物については有意な差は見られなかった。

表 3-1-1 「料理や食事の後片づけ」への夫参加度の変化に関する
固定効果モデルの分析結果

モデル次元(a)						
		レベル数	共分散構造	パラメータ数	被験者変数	被験者数
固定効果	切片	1		1		
	wave	2		1		
反復効果	wave	2	複合シフト	2	HHID	3463
合計		5		4		

a 従属変数: q8_spou_a2_number.

固定効果のタイプ III 検定(a)

ソース	分子の自由度	分母の自由度	F	有意
切片	1	4057.027	913.204	.000
wave	1	1677.432	9.264	.002

固定効果の推定(b)

パラメータ	推定値	標準誤差	自由度	t	有意	95% 信頼区間	
						下限	上限
切片	4.162844	.184195	3878.325	22.600	.000	3.801716	4.523972
[wave=1]	-.549209	.180438	1677.432	-3.044	.002	-.903116	-.195301
[wave=2]	0(a)	0

a このパラメータは冗長なので 0 に設定されています。

推定値(a)

#th wave	平均値	標準誤差	自由度	95% 信頼区間	
				下限	上限
1	3.614	.124	4092.736	3.370	3.857
2	4.163	.184	3878.325	3.802	4.524

表3-1-2 「洗濯」への夫参加度の変化に関する固定効果モデルの分析結果

行列次元(a)

		レベル数	共分散構造	パラメータ数	被験者変数	被験者数
固定効果	切片	1		1		
	wave	2		1		
反復効果	wave	2	複合シメトリ	2	HHID	3448
合計		5		4		

a 従属変数: q8_spou_b2_number.

固定効果のタイプ III 検定(a)

ソース	分子の自由度	分母の自由度	F	有意
切片	1	4039.774	504.638	.000
wave	1	1591.622	4.628	.032

固定効果の推定(b)

パラメータ	推定値	標準誤差	自由度	t	有意	95% 信頼区間	
						下限	上限
切片	2.174564	.127791	3855.339	17.017	.000	1.924019	2.425108
[wave=1]	-.263858	.122653	1591.622	-2.151	.032	-.504437	-.023280
[wave=2]	0(a)	0

a このパラメータは冗長なので 0 に設定されています。

推定値(a)

#th wave	平均値	標準誤差	自由度	95% 信頼区間	
				下限	上限
1	1.911	.088	4010.251	1.738	2.083
2	2.175	.128	3855.339	1.924	2.425

表3-1-3 「部屋の掃除」への夫参加度の変化に関する固定効果モデルの分析結果

行列次元(a)

		レベル数	共分散構造	パラメータ数	被験者変数	被験者数
固定効果	切片	1		1		
	wave	2		1		
反復効果	wave	2	複合シメトリ	2	HHID	3452
合計		5		4		

a 従属変数: q8_spou_c2_number.

固定効果のタイプ III 検定(a)

ソース	分子の自由度	分母の自由度	F	有意
切片	1	3917.835	655.773	.000
wave	1	1447.739	.274	.601

固定効果の推定(b)

パラメータ	推定値	標準誤差	自由度	t	有意	95% 信頼区間	
						下限	上限
切片	2.198504	.125047	3718.457	17.581	.000	1.953337	2.443672
[wave=1]	.064330	.122893	1447.739	.523	.601	-.176737	.305396
[wave=2]	0(a)	0

a このパラメータは冗長なので 0 に設定されています。

推定値(a)

#th wave	平均値	標準誤差	自由度	95% 信頼区間	
				下限	上限
1	2.263	.084	3976.226	2.098	2.428
2	2.199	.125	3718.457	1.953	2.444

表 3-1-4 「食料品・日用品の買物」への夫参加度の変化に関する
固定効果モデルの分析結果

モデル次元(a)

		レベル数	共分散構造	パラメータ 数	被験者変数	被験者数
固定効果	切片	1		1		
	wave	2		1		
反復効果	wave	2	複合シメトリ	2	HHID	3453
合計		5		4		

a 従属変数: q8_spou_d2_number.

固定効果のタイプ III 検定(a)

ソース	分子の自由度	分母の自由度	F	有意
切片	1	3943.179	1334.346	.000
wave	1	1458.292	.391	.532

固定効果の推定(b)

パラメータ	推定値	標準誤差	自由度	t	有意	95% 信頼区間	
						下限	上限
切片	3.224241	.127366	3740.144	25.315	.000	2.974527	3.473954
[wave=1]	.077659	.124262	1458.292	.625	.532	-.166093	.321411
[wave=2]	0(a)	0

a このパラメータは冗長なので 0 に設定されています。

推定値(a)

#th wave	平均値	標準誤差	自由度	95% 信頼区間	
				下限	上限
1	3.302	.086	3970.265	3.133	3.471
2	3.224	.127	3740.144	2.975	3.474

5 夫の労働時間に見られる変化

夫の労働時間については、「通常の一週間の平均勤労時間」として「1 ゼロ（働いていない）」「2 15時間以下」「3 16～34時間」「4 35～41時間」「5 42～48時間」「6 49～59時間」「7 60時間以上」の7つの選択肢から1つを選ぶ形式で尋ねている。夫の家事参加度と同様に、各カテゴリーの中央値を与えた変数を新たに作成した。ただし、ゼロと60時間以上については各々0時間、60時間を与えた、この新たに作成した変数を被説明変数とし、時点（第1回調査か第2回調査か）を固定効果とした混合モデルを推定した。

分析結果は表3-1-5に示すとおりである。2004年と2007年の労働時間については0.1%水準で有意な違いが見られる。2004年には夫の週間平均労働時間の推定値は43.403時間だったが、2007年には44.656時間へと約75分（1時間15分）増加している。

表 3-1-5 夫の労働時間の変化に関する固定効果モデルの分析結果

表 3-1-5 (a)

	レベル数	共分散構造	パラメータ数	被験者変数	被験者数
固定効果 切片	1		1		
Wave	2		1		
反復効果 Wave	2	複合シフト	2	HHID	3446
合計	5		4		

a 従属変数: Working hours of Spous.

固定効果のタイプ III 検定(a)

ソース	分子の自由度	分母の自由度	F	有意
切片	1	3757.086	25301.999	.000
Wave	1	1152.298	11.870	.001

固定効果の推定(b)

パラメータ	推定値	標準誤差	自由度	t	有意	95% 信頼区間	
						下限	上限
切片	44.655884	.383546	3600.935	116.429	.000	43.903896	45.407873
[wave=1]	-1.253328	.363785	1152.298	-3.445	.001	-1.967084	-.539572
[wave=2]	0(a)	0

a このパラメータは冗長なので 0 に設定されています。

推定値(a)

#h wave	平均値	標準誤差	自由度	95% 信頼区間	
				下限	上限
1	43.403	.269	3718.471	42.875	43.930
2	44.656	.384	3600.935	43.904	45.408

6 夫の家事参加度に及ぼす長時間労働の影響

それでは、夫の労働時間は夫の家事参加度に影響を及ぼしているのだろうか。4節の分析によると、2004年から2007年の3年間で夫の家事参加度に変化が見られたのは、(a)料理や食事の後片付け、(b)洗濯の2つであったため、それぞれに対して夫の労働時間が及ぼす影響について時点、夫の労働労働、性別役割分業観を固定効果として加えたモデルによって検討した。2節で既述したように、性別役割分業観については先行研究でもほぼ一

貫して有意な効果が得られているため (Nishioka, 1998; 桜間, 2004; 松田, 2004; Iwama, 2005; 岩間, 2008)、分析に含める。「男が家族を養い、女は家庭をまもるのが、みんなにとってよい」という質問に対し、「1 賛成」「2 どちらかといえば賛成」「3 どちらともいえない」「4 どちらかといえば反対」「5 反対」の5つの選択肢のなかから1つを選択する形式でたずねている。解釈を容易にするため、数値を逆転させ、賛成なら5、反対なら1としてモデルに加えた。

分析結果は表3-1-6、表3-1-7に示すとおりである。まず、表3-1-6の「料理や食事の後片づけ」については、時点、夫の労働時間、性別役割分業観のいずれの変数も0.1%水準で有意である。各変数の基準カテゴリーとなっているのは2007年時点、夫の労働時間が週60時間以上、性別役割分業に最も肯定的な態度である。時点については既に表3-1-1で確認されているとおり、2007年の方が夫の家事参加頻度は多い。夫の労働時間については、夫の労働時間が「0時間」や「25～38時間」という短い方が家事参加頻度が有意に多いことがわかる。性別役割分業観については、性別役割分業に「反対」「もしくはどちらかといえば反対」という妻を持つほど、夫の家事参加頻度は多いという結果が示されている。

表3-1-6 「料理や食事の後片づけ」への夫参加度に及ぼす労働時間の影響に関する固定効果モデルの分析結果

7次元(b)

	レベル数	共分散構造	パラメータ数	被験者変数	被験者数
固定効果 切片	1		1		
wave	2		1		
q15_spou_d_hours	7		6		
q11_j_r	5		4		
変量効果 age(a)	1	分散成分	1		
反復効果 wave	2	複合シフト	2	HHID	3346
合計	18		15		

a 従属変数: q8_spou_a2_number。

固定効果のタイプ III 検定(a)

ソース	分子の自由度	分母の自由度	F	有意
切片	1	.110	241.688	.610
wave	1	1552.007	14.007	.000
q15_spou_d_hou rs	6	1058.562	9.499	.000
q11_j_r	4	2041.373	8.669	.000

固定効果の推定(b)

パラメータ	推定値	標準誤差	自由度	t	有意	95% 信頼区間	
						下限	上限
切片	3.282321	.509482	1.109	6.442	.082	-1.869744	8.434386
[wave=1]	-.682438	.182343	1552.007	-3.743	.000	-1.040103	-.324774
[wave=2]	0(a)	0
[q15_spou_d_h ours=.00]	3.645042	.529008	178.070	6.890	.000	2.601110	4.688974
[q15_spou_d_h ours=7.50]	.817985	.658816	1248.542	1.242	.215	-.474523	2.110493
[q15_spou_d_h ours=25.00]	1.377523	.571565	1291.577	2.410	.016	.256226	2.498820
[q15_spou_d_h ours=38.00]	.698143	.361362	1730.846	1.932	.054	-.010609	1.406895
[q15_spou_d_h ours=45.00]	.356162	.308834	2507.786	1.153	.249	-.249435	.961758
[q15_spou_d_h ours=54.00]	.051440	.309795	3761.178	.166	.868	-.555943	.658823
[q15_spou_d_h ours=60.00]	0(a)	0
[q11_j_r=1.00]	1.877771	.482002	913.278	3.896	.000	.931810	2.823732
[q11_j_r=2.00]	1.157034	.460614	898.017	2.512	.012	.253028	2.061040
[q11_j_r=3.00]	.485664	.387046	1547.749	1.255	.210	-.273526	1.244854
[q11_j_r=4.00]	-.221777	.414107	3426.184	-.536	.592	-1.033697	.590144
[q11_j_r=5.00]	0(a)	0

a このパラメータは冗長なので 0 に設定されています。

共分散パラメータの推定(a)

パラメータ	推定値	標準誤差	Wald の Z	有意	95% 信頼区間	
					下限	上限
反復測定 CS 対角マトリックス	22.142517	.948952	23.334	.000	20.358576	24.082776
CS 共分散	28.433754	1.369607	20.761	.000	25.749373	31.118135
age 分散	2.67381E-005	.000216	.124	.901	3.64425E-012	196.178397

推定値(a)

#th wave	平均値	標準誤差	自由度	95% 信頼区間	
				下限	上限
1	4.252	.294	.103	-37175.095	37183.599
2	4.934	.324	.166	-64170.437	64180.306

表 3-1-7 の「洗濯」についても時点、夫の労働時間、性別役割分業観のいずれの変数も 0.1%水準で有意であり、表 3-1-6 と同じ傾向が確認できる。時点については既に表 3-1-2 で確認されているとおり、2007 年の方が夫の家事参加頻度は多い。夫の労働時間については、「0 時間」または「25～38 時間」という短い方が家事参加頻度は有意に多い。性別役割分業観については、性別役割分業に「反対」「もしくはどちらかといえば反対」という考え方の妻を持つほど、夫の家事参加頻度は多い。

表 3-1-7 「洗濯」への夫参加度に及ぼす労働時間の影響に関する
固定効果モデルの分析結果

行別次元(b)

	レベル数	共分散構造	パラメータ 数	被験者変数	被験者数
固定効果 切片	1		1		
wave	2		1		
q15_spou_d_hou rs	7		6		
q11_j_r	5		4		
変量効果 age(a)	1	分散成分	1		
反復効果 wave	2	複合シフト	2	HHID	3333
合計	18		15		

a 従属変数: q8_spou_b2_number.

固定効果のタイプ III 検定(a)

ソース	分子の自由度	分母の自由度	F	有意
切片	1	.144	131.899	.558
wave	1	1522.370	6.499	.011
q15_spou_d_hou rs	6	1108.071	8.322	.000
q11_j_r	4	2086.361	3.784	.005

固定効果の推定(b)

パラメータ	推定値	標準誤差	自由度	t	有意	95% 信頼区間	
						下限	上限
切片	1.516578	.363525	1.210	4.172	.116	-1.577100	4.610256
[wave=1]	-.314667	.123435	1522.370	-2.549	.011	-.556787	-.072547
[wave=2]	0(a)	0
[q15_spou_d_h ours=.00]	2.255637	.374651	198.845	6.021	.000	1.516839	2.994435
[q15_spou_d_h ours=7.50]	.603738	.460836	1295.830	1.310	.190	-.300328	1.507804
[q15_spou_d_h ours=25.00]	1.271873	.401123	1347.835	3.171	.002	.484981	2.058766

[q15_spou_d_h ours=38.00]	.477094	.252082	1787.164	1.893	.059	-.017311	.971500
[q15_spou_d_h ours=45.00]	.192640	.215209	2515.026	.895	.371	-.229366	.614646
[q15_spou_d_h ours=54.00]	-.010772	.214583	3547.060	-.050	.960	-.431489	.409946
[q15_spou_d_h ours=60.00]	0(a)	0
[q11_j_r=1.00]	1.120182	.337547	968.517	3.319	.001	.457774	1.782589
[q11_j_r=2.00]	.667092	.322099	950.044	2.071	.039	.034984	1.299200
[q11_j_r=3.00]	.361367	.271361	1627.978	1.332	.183	-.170886	.893620
[q11_j_r=4.00]	.255654	.289428	3404.064	.883	.377	-.311817	.823125
[q11_j_r=5.00]	0(a)	0

a このパラメータは冗長なので 0 に設定されています。

共分散パラメータの推定(a)

パラメータ	推定値	標準誤差	Wald の Z	有意	95% 信頼区間	
					下限	上限
反復 CS 対角マトリックス	9.907301	.424738	23.326	.000	9.108845	10.775747
測定 CS 共分散	15.281365	.667231	22.903	.000	13.973615	16.589114
age 分散	1.61743E-005	.000112	.145	.885	2.14764E-011	12.181257

推定値(a)

#th wave	平均値	標準誤差	自由度	95% 信頼区間	
				下限	上限
1	2.367	.219	.137	-31830.84 5	31835.579
2	2.682	.238	.202	-24125.46 7	24130.831

7 結論と政策的インプリケーション

パネル・データを用いた分析によって、2004年から2007年にかけて次のような変化が見られた。

- (1)「料理や食事の後片づけ」「洗濯」といった日常的な家事については、若干ではあるものの、2004年から2007年にかけて夫の家事参加度は増加した。他方、「部屋の掃除」や「買い物」については有意な変化は見られなかった。
- (2)夫の労働時間は2004年から2007年にかけて約75分増加している。
- (3)年齢や性別役割分業観をコントロールした上でも、夫の労働時間が短いほど（具体的には0時間または25～38時間）、夫の家事参加度は多い。

このように、夫の労働時間の長さは夫の家事参加度を有意に低めることが確認された。この分析結果を踏まえる限り、男性の労働時間の減少が固定的な性別役割分業の解体には不可欠である。男性の労働時間が短縮され、家庭で過ごす時間的余裕が生まれることによって男性も家事や育児に参加しやすくなり、女性の家庭責任も軽減されるだろう。

第1回調査のデータを用いた分析によって、1人目の子どもがいる家庭では、フルタイムで妻が働くことが2人目の子どもを持ちたいか否かという出生意欲に及ぼす影響は男女で異なることが明らかにされている（岩間, 2006）。すなわち、妻がフルタイム就業している場合、夫の第2子出生意欲は有意に高いのに対し、妻自身の第2子出生意欲は有意に低い。この結果は次のようなことを意味していると考えられる。男性の場合には世帯年収が夫の出生意欲に有意な効果を持つこととあわせて考えるならば、現在の日本の強固な性別役割分業のもとでは、妻のフルタイム就業は長期的に見て夫自身の「稼ぎ主」役割を軽減させ、子どもをもつことに対して夫を積極的にさせる効果をもつと推測される。他方、女性にとってはフルタイムで働きながら2人の子どもを育てることは負担が大きいと受け止められており、その結果として第2子出生意欲が低く抑えられていると考えられる。

少子高齢化のさらなる進展を前提にするならば、「男性稼ぎ主型」社会保障システムから女性の就業を前提とした社会システムへの転換は避けてとおれない（岩間, 2008）。そのためにも、男性の労働時間の短縮をはかっていく必要がある。

参考文献

- Brinton, Mary C., 1993, *Women and the Economic Miracle: Gender and Work in Postwar Japan*, Berkeley: University of California Press.
- Ishii-Kuntz, Masako, 1993, "Japanese Fathers: Work demands and family patterns," Hood Jane C. ed., *Men, Work and Family*, Newbury Park: Sage Publication, 45-67.
- 石井クンツ昌子, 2004, 「共働き家庭における男性の家事参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容－全国家族調査（NFRJ98）による計量分析』東京大学出版会, 201-214.
- 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.
- 岩間暁子, 2006, 「女性の就業が出生意欲に及ぼす影響のジェンダー比較」『人口問題研究』62(1-2): 20-34.
- 岩間暁子, 2008, 『女性の就業と家族のゆくえー格差社会のなかの変容』東京大学出版会。
- Kamo, Yoshinori, 1997, "Discrepancy between Husband's and Wife's Responses in Division of Household Labor," 石原邦雄編『公共利用マイクロデータの活用による家族構造の国際比較ーアメリカ NSFH 調査データの利用を通して』45-58.
- 厚生労働省編, 2007, 『平成 19 年版 労働経済白書ーワークライフバランスと雇用システム』国立印刷局。
- 松田茂樹, 2004, 「男性の家事参加ー家事参加を規定する要因」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容ー全国家族調査 (NFRJ98) による計量分析』東京大学出版会, 175-189.
- 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.
- 大沢真知子, 2006, 『ワークライフバランス社会へー個人が主役の働き方』岩波書店。
- 大沢真知子/スーザン・ハウスマン編, 2003, 『働き方の未来ー非典型労働の日米欧比較』日本労働研究機構。
- 大沢真理, 2007, 『現代日本の生活保障システムー座標とゆくえ』東京大学出版会。
- 桜間真, 1998, 「夫婦の就業パターンと夫の家事参加ー夫婦フルタイム共働き世帯における夫の家事参加の規定要因について」白倉幸男編『1995 年 SSM 調査シリーズ No.17 社会階層とライフスタイル』1995 年 SSM 調査研究会, 293-308.
- Shelton, Beth Anne and John Daphne, 1996, "The Division of Household Labor," *Annual Review of Sociology*, 22: 299-322.
- 白波瀬佐和子, 2005, 「世帯の中の性別役割分業ー夫婦関係を規定するもの」白波瀬佐和子『少子高齢社会のみえない格差ージェンダー・世代・家族のゆくえ』東京大学出版会, 81-108.
- Singer, Judith D. and John, B. Willett, 2003, *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*, Oxford: Oxford University Press.
- 総務庁統計局, 2003, 『社会生活基本調査報告』日本統計協会, 1(1)。
- Tsuya, Noriko O. and Larry L. Bumpass, 1998, "Time Allocation between Employment and Housework in Japan, South Korea and the United States," Mason Oppenheimer Karen, Noriko O. Tsuya and Minja Kim Choe eds., *The Changing Family in Comparative Perspective: Asia and the United States*, Honolulu: East-West Center, 83-104.

第 3-2 章 夫の家事・育児参加と出生力：ワークライフバランスの改善は少子化を抑制するか？

西岡 八郎・星 敦士

1 はじめに

本稿の与えられた課題は、ワークライフバランスと出生の関係、とくに夫の家事・育児参加と出生力の観点から分析し、ワークライフバランスの改善が少子化の抑制に貢献出来るかについて言及した。

具体的には、分析対象を 39 歳以下の有配偶女性とし、夫の家事参加、育児参加が調査時点の子ども数や今後の出生意欲にどのような影響を及ぼすかを他の変数と共に順序回帰分析を行った。また、JGGS の第 1 回調査、第 2 回調査、各々のデータについて変数間の関連を分析してその結果を年度間で比較する方法をとった。

2 データと変数

本研究の分析対象は、「結婚と家族に関する全国調査」の第 1 次調査、第 2 次調査（以降は wave1、wave2 と略記）から得られたサンプルのうち、39 歳以下の有配偶女性である。夫の育児参加など育児関連の変数を含めた分析においては、この 39 歳以下の有配偶女性のうち調査時点における子ども数が 1 人以上のケースを対象とした。

従属変数は、調査時点における子ども数（0 人/1 人/2 人/3 人以上）、今後の出生希望（1.絶対ほしくない/2.あまりほしくない/3.どちらともいえない/4.ほしい/5.ぜひほしい）、今後の希望子ども数（0 人/1 人/2 人/3 人以上）である。なお今後の希望子ども数については、調査票では「ほしい」「ぜひほしい」と回答したケースについてのみ人数の記入を求めているので、ここでは「絶対ほしくない」「あまりほしくない」「どちらともいえない」と回答したケースについて「0 人」を代入して分析に用いた。

独立変数は、居住地域（人口 10 万人以上の市か否か）、教育年数、就業の有無、夫婦の収入の合計（夫婦それぞれの収入に関する選択肢の中央値を合算し対数変換したもの）、夫婦いずれかの親と同居しているか否か、夫の家事参加（「料理や食後の片付け」、「洗濯」、「部屋の掃除」、「買い物」の各項目に対する 5 段階尺度の回答（0.ほとんどしない～4.ほぼ毎日）を総和して計算。なお wave2 では選択肢として「全くしない」が追加されたが、wave1 との比較を行うためここでは「ほとんどしない」と合併して 4 段階尺度にしたうえで総和した）、性別役割意識（「夫婦ともにフルタイムで働いているなら、家事は平等にやるべきだ」「男が家族を養い、女は家族をまもるのが、みんなにとってよい」「働き口が少ない時、女よりも男が就職の優先権をもつべきだ」の 3 項目について、得点が高いほど性別役割意識が高くなるように選択肢順を統一したうえで総和して計算）、伝統的家族意識（子どもをもつことに関する意識である「結婚の主な目的は、子どもをもつことである」

に賛成であるほど得点が高くなるように選択肢順を変換したもの)、夫婦の意見の食い違いの頻度(①家事分担、②性生活、③子どもをもつこと、④育児、それぞれについての意見の食い違いの頻度(1.まったくなかった~5.ほとんど毎日))、夫の育児参加(wave1では「一番上の子が小学校に入るまでの日常の世話」について、wave2では「一番上の子が1歳未満の時の平日の日中の世話」について「0.ほとんどしない」から「3.ほとんどいつも」の4段階尺度)である。

3 分析

表 3-2-1 は調査時点における子ども数、今後の出生希望、希望子ども数について順序回帰分析を行った結果である。wave1における子ども数の規定要因として5%水準で有意な効果を示している変数は、「居住地域」、「教育年数」、「親との同居」、「夫の家事参加」、「子どもをもつことについての夫婦間の意見の食い違い」であった。効果の方向を考慮すると、

(1) 居住地域が10万人以上の市であるケースではそうでないケースよりも有意に子ども数が少ない、(2) 教育年数が長いケースは子ども数が少ない、(3) いずれかの親と同居しているケースでは子ども数が多い、(4) 夫の家事参加が多いケースでは子ども数が少ない、(5) 子どもをもつことについて夫婦間の意見の食い違いが多いケースでは子ども数が少ない、という結果であった。出生希望と希望子ども数については変数によって有意水準が異なる場合もあるが、基本的には同様の結果を示している。

表 3-2-1 子ども数、出生希望、希望子ども数に関する順序回帰分析 (wave1)

	子ども数	出生希望	希望子ども数
居住地域ダミー	-0.315 *	0.043 ns	0.017 ns
教育年数	-0.111 *	0.148 **	0.120 *
就業の有無	-0.233 +	-0.212 ns	0.178 ns
世帯収入	0.000 +	-0.001 **	-0.001 *
親との同居ダミー	0.535 **	-0.109 ns	0.121 ns
夫の家事参加	-0.050 *	0.065 **	0.066 *
性別役割意識	-0.031 ns	-0.092 **	-0.118 **
伝統的家族意識	0.118 +	0.159 *	0.223 **
夫婦間の意見の食い違いの頻度①	0.011 ns	-0.053 ns	0.027 ns
夫婦間の意見の食い違いの頻度②	0.130 +	-0.074 ns	-0.032 ns
夫婦間の意見の食い違いの頻度③	-0.341 **	0.278 **	0.299 **
-2LL	2024.235	2501.454	1526.565
Nagelkerke R2乗	0.075	0.063	0.063
n	794	795	793

**: $p < .01$ *: $p < .05$ +: $p < .10$ ns: $p \geq .10$ 表中の数値は推定された回帰係数(B)

出生希望の規定要因として5%水準で有意な効果を示している変数は、「教育年数」「世帯収入」「夫の家事参加」「性別役割意識」「伝統的家族意識」「子どもをもつことについての夫婦間の意見の食い違い」であった。同じように効果の方向を考慮すると、(1) 教育年数が長いケースほど出生希望をもっている、(2) 世帯収入が高いケースほど出生希望をも

っていない、(3) 夫の家事参加が多いケースでは出生希望をもっている、(4) 性別役割意識が高いケースでは出生希望をもっていない、(5) 伝統的な家族意識をもっているケースでは出生希望をもっている、(6) 子どもをもつことについて夫婦間の意見の食い違いが多いケースでは出生希望をもっている、という結果であった。希望子ども数についても同様の結果である。

子ども数、出生希望の要因として効果の符号が異なっていた変数について、双方の分析結果を合わせて解釈すると、(1) 高学歴のケースでは調査時点において他のケースよりも子ども数が少なく、今後は子どもがほしいと考えている、(2) 世帯収入が多いケースでは調査時点で平均的な子ども数に達しており、今後の出生希望はもっていない、(3) 夫の家事参加が多いケースでは調査時点では子ども数が少ないが、今後は子どもがほしいと考えている、(4) 性別役割意識、伝統的家族意識は今後の出生希望についてのみ影響を与えている、ただし性別役割意識は負の効果、伝統的家族意識は正の効果を示しており、夫婦間の役割観と家族のあり方についての意識は異なる影響を示している、(5) 子どもをもつことについて夫婦間の意見に食い違いがあるケースでは調査時点における子ども数は少ないものの、今後は子どもがほしいと考えている、ということが出来る。なお、性別役割意識と伝統的家族意識の効果は、両変数間にみられる相関関係 ($r=.266$ $p<.01$) を考慮すると矛盾しているように思われることから、各意識と従属変数の相関係数を求め、多変量解析において各変数を個別に用いる分析を行った。その結果、他の変数を統制しない場合、性別役割意識は子ども数との間には有意な相関関係はなく、出生希望との間にのみ有意な負の相関関係があることが示された。一方の伝統的家族意識は、子ども数との間に有意な正の相関関係があるものの、出生希望との間には有意な相関関係はなく、両変数は類似した意識ではあるが出生行動に関する変数との間に異なる関連をもっていることが示された。またこれらの意識変数を個別に用いる分析を行ったところ、表 3-2-1、3-2-2 にあるような結果と変わる点はみられなかった。よって両意識のうち伝統的家族意識については、出生希望との間に直接的な関連はないものの、社会経済的地位や世帯の状況など他の変数を統制することによって有意な正の効果を示しているといえよう。

子どもが1人以上いるケースを対象を限定して、育児関係の変数（育児に関する夫婦間の意見の食い違いの頻度、夫の育児参加）を含めた分析結果が表 3-2-2 である。

①家事分担、②性生活、③子どもをもつこと、④育児の4つの観点からみた夫婦間の意見の食い違いの頻度は2変数間でみた場合には相互に正の相関関係がある ($r=.247\sim.390$) が、子どもをもつことに関する意見の食い違いと育児に関する意見の食い違いは子ども数、出生希望、希望子ども数に対して異なる効果を与えている。具体的には、子どもをもつことに関して夫婦間に意見の食い違いがあるケースは、調査時点における子ども数が少ないが、出生希望はもっており、希望子ども数も多い。一方、育児に関して夫婦間に意見の食い違いがあるケースは、調査時点における子ども数は多いものの、出生希望や希望子ども

表 3-2-2 子ども数、出生希望、希望子ども数に関する順序回帰分析 (wave1)
(子ども 1 人以上いるケースのみ)

	子ども数	出生希望	希望子ども数
居住地域ダミー	-0.058 ns	-0.124 ns	-0.148 ns
教育年数	-0.059 ns	0.153 **	0.116 +
就業の有無	0.328 *	-0.530 **	-0.606 **
世帯収入	0.000 ns	-0.000 +	-0.001 +
親との同居ダミー	0.635 **	-0.128 ns	0.147 ns
夫の家事参加	0.011 ns	0.022 ns	0.037 ns
性別役割意識	0.026 ns	-0.136 **	-0.174 **
伝統的家族意識	0.085 ns	0.141 +	0.227 *
夫婦間の意見の食い違いの頻度①	-0.022 ns	-0.006 ns	0.181 ns
夫婦間の意見の食い違いの頻度②	-0.006 ns	-0.005 ns	0.047 ns
夫婦間の意見の食い違いの頻度③	-0.459 **	0.470 **	0.586 **
夫婦間の意見の食い違いの頻度④	0.199 *	-0.180 *	-0.368 **
夫の育児参加	-0.289 **	0.247 **	0.249 *
-2LL	1251.263	1890.761	973.722
Nagelkerke R2乗	0.104	0.116	0.132
n	622	622	620

** : p < .01 * : p < .05 + : p < .10 ns : p ≥ .10 表中の数値は推定された回帰係数(B)

数も少ない。育児については子どもが多いことによって夫婦間に意見の食い違いが生じる可能性もあることから、変数間の因果関係は慎重に解釈する必要がある。

他の変数としては、新たに用いた夫の育児参加が、子ども数に対しては負の効果を、出生希望に対しては正の効果を示していた。このように本調査では夫の育児参加は子ども数に対して負の効果を示している、すなわち夫が育児参加しているケースほど子ども数が少ないという結果が示されたが、これは調査方法上の問題に起因することも予測される。第1次調査では夫の育児参加について「一番上の子が小学校に入るまでの日常の世話」という形で測定しているため、子ども数が多いほど一番上の子の年齢は高くなって世話の必要性は低くなる。よって世話に必要がない一番上の子どもについては育児参加の頻度が低くても、実際にいる子ども数全体は多いという状況もあるため、この点についても考慮する必要がある。

次に wave2 を対象として、wave1 と同じように子ども数、出生希望、希望子ども数を従属変数とした順序回帰分析を行った結果が表 3-2-3 である。

子ども数の規定要因として 5%水準で有意な効果を示している変数は、「教育年数」、「世帯収入」、「親との同居」、「夫の家事参加」、「伝統的家族意識」「性生活について、および子どもをもつことについての夫婦間の意見の食い違い」であった。有意水準の変化はあるものの(「世帯収入」「伝統的家族意識」「性生活についての夫婦間の意見の食い違い」は wave1 では 10%水準で有意)、両時点間で規定要因に大きな変化は見られない。出生希望、希望子ども数についても有意水準の変化はあるものの、wave1 で有意な効果を示していた変数が wave2 においても引き続き有意な効果を示している。ただし、「就業の有無」については wave2 を対象とした分析では、子どもがいないケースを含めたサンプル全体の分析にお