

### III 研究報告（簡易版）

# 1 女性就業を規定する社会経済的要因および家族要因

乾 順子（京都大学）

## 1. 目的

本稿の目的は、現代日本における女性就業の規定要因を全国規模のパネルデータを用いて明らかにすることである。

日本において、結婚・出産を機に就業を中断する女性はいまだに多く、特に第1子出産を機に労働市場から退出するものは、就業していたもののうちの約7割であり高率である。特に高学歴女性においては、就業中断後再就職せず、無職のままの割合が高くなっている（内閣府 2006; 田中 1997）。このような現象を説明するもののひとつとして、「既婚女性の就業・非就業については、核収入のより低い家計グループの非核構成員の有業率は高い」という「ダグラス＝有沢の法則」がある。これは、夫の収入が低いと、妻の就業確率は高いというものである。この法則の有効性を川口（2002）は、1997年の消費生活に関するパネル調査データを用いて実証している。

しかしながら、「ダグラス＝有沢の法則」が崩れつつあるという指摘もある（真鍋 2004）。中でも、既婚女性の学歴別にみると、短大や大卒という高学歴層では夫の収入が高いと妻の就労率は低い、高卒以下の学歴層では夫の収入と妻の就労の関連が崩れつつあるという。武内（2004）では、90年代の30歳代までの既婚女性のデータを分析しているが、出産・育児といったライフイベントが就業の足かせとなっており、夫の所得やその他の家族属性の変化に妻は統計的に反応していない（できない）という結論を得ている。

本稿では、現在の日本において「ダグラス＝有沢の法則」は有効であるのかを再検証し、女性の就業を規定する要因について分析を行う。

近年、ワーク・ライフ・バランスという言葉が浸透しつつあるが、男女間の労働市場への参入の不均衡を鑑みると、ワーク・ライフ・バランスの実現にも男女間の格差があるとみることもできる。ここでは、この重要な課題に取り組むために、まずは有配偶女性が、労働市場で働くことにどのような社会経済的要因・家族要因が影響を与えているのかを確認する。

## 2. 先行研究

既婚女性の就業規定要因についての先行研究を概観する。まず、前節でも触れたダグラス＝有沢法則についてであるが、これに関連しては様々な結果が得られている。夫収入と妻の就業には関連がない（大竹 2001; 小原 2001; 真鍋 2004）というもの、反対に夫収入と妻の就業に関連がある（松野 1988; 川口 2002; 武内 2004, 2006）というもの、さらには、学

歴によってその影響には差があるというものもある。たとえば、高卒層では、夫収入と妻の就労に有意差がなく、短大・大卒層では、妻の就労の有無で夫の収入に有意差がある（真鍋 2004）といった結果である。

また、武内は 1993 年から 1998 年に実施されたパネル調査データを用いて、夫の時系列的な所得の変化＝変動部分が、妻の労働市場への入退出に有意な影響を与えない（武内 2004, 2006）という分析結果を提示している。

本稿では、以上の先行研究にならい、2008 年から 2011 年に実施した NFRJ パネル調査データを用いてダグラス＝有沢法則の有効性の再検証を行う。

さらに妻の就業に対して夫の収入以外に末子年齢や妻自身のジェンダー意識（牛島 1995）も影響を与えることが知られている。また、松田（2004）は高階層の女性の戦略の自由度の高さによって、高学歴女性の就業率が低い理由を説明している。

### 3. 使用するデータ

使用したデータは、NFRJ パネルデータ National Family Research of Japan, 2008-2011 Panel Study (NFRJ-08Panel) である。60 歳以下の既婚女性のみを対象とし、1 波から 4 波のロング形式データを分析に用いている。分析に使用したロング形成のデータはサンプル数 613、観察総数 1901 である。

従属変数は、就業している＝1、無職＝0 とする有職ダミーである。独立変数は、本人の年齢、年齢の 2 乗、学歴（中学校＝初等ダミー、高校＝中等ダミー、専門学校＝専門学校ダミー、短大高専＝短大高専ダミー、大学・大学院＝大学ダミー）、夫収入（各選択肢の中央値を与えたもの）、夫収入減少ダミー（前年回答の収入より当該年回答の収入が減った場合＝1 とするダミー）、夫の労働時間、居住都市規模（10 大都市ダミー、10 万人以上の市ダミー、それ以外ダミー）、末子年齢（子どもはいない、0～3 歳、4～6 歳、7～12 歳、13～15 歳、16～18 歳、19 歳以上）、結婚時の就業状態（結婚時無職ダミー、結婚時退職ダミー）を使用する。この結婚時の就業状態は、過去における女性の就業に関する意識、過去のジェンダー意識を反映する変数として使用するものである。

以上の変数の記述統計量は以下のとおりである。

表1 記述統計量

変数	平均	標準偏差	最小	最大
有職ダミー	0.669	0.471	0	1
年齢	44.804	8.760	28	60
年齢の2乗	2084.074	792.349	784	3600
学歴				
初等ダミー	0.029	0.168	0	1
中等ダミー	0.419	0.493	0	1
専門ダミー	0.166	0.372	0	1
短大高専ダミー	0.248	0.432	0	1
大学ダミー	0.138	0.345	0	1
夫収入	516.928	254.210	0	1200
夫収入減少ダミー	0.385	0.487	0	1
夫労働時間	9.264	2.992	0	17
居住都市規模				
18大都市	0.276	0.447	0	1
10万人以上	0.415	0.493	0	1
10万人未満	0.310	0.463	0	1
末子年齢				
子どもなし	0.067	0.251	0	1
0～3歳	0.157	0.364	0	1
4～6歳	0.110	0.313	0	1
7～12歳	0.189	0.392	0	1
13～15歳	0.078	0.268	0	1
16～18歳	0.080	0.271	0	1
19歳以上	0.318	0.466	0	1
結婚時無職ダミー	0.054	0.226	0	1
結婚時退職ダミー	0.430	0.495	0	1
観察数／サンプル数	1901／613			

#### 4. 分析結果と課題

有職ダミーを従属変数とするロジスティック回帰分析を行った。結果は表2のとおりである。分析の結果、年齢が上がるほど、有職である確率が高いが、年齢の2乗も有意であり、一定の年齢までは上昇するが、ある時点から低下するということがわかる。学歴をみると中等学歴に比べて、初等、短大高専において就業確率が低くなっている。中等学歴と専門学校、大学との有意差はない。

また、観察期間に夫の収入が減少したものにおいて妻の就業確率が高まっている。しかしながらこれは単純なロジスティック回帰分析であり、夫収入の減少が妻の就業につながっているのかどうかを判断することはできない。

また、末子年齢が0～3歳を基準とすると、子供なしと末子4歳以降、就業確率が高まる。さらに結婚時の就業状態はその後の有職か否かに影響を与えており、結婚時に労働市場を退出すると労働市場に戻る確率は低くなるといえる。

夫の労働時間や居住都市規模は有職確率に影響を与えていなかった。

表2 有職ダミーを従属変数とするロジスティック回帰分析

変数	係数	標準誤差	Z	係数	標準誤差	Z
年齢	1.300 **	0.110	3.100	1.280 **	0.109	2.900
年齢の2乗	0.996 **	0.001	-4.290	0.996 **	0.001	-4.050
学歴						
初等ダミー	0.364 **	0.112	-3.300	0.335 **	0.104	-3.540
中等ダミー(基準)						
専門ダミー	0.875	0.140	-0.830	0.896	0.145	-0.680
短大高専ダミー	0.700 **	0.096	-2.610	0.683 **	0.094	-2.760
大学ダミー	1.108	0.191	0.590	1.064	0.185	0.360
夫収入	0.998 **	0.000	-8.930	0.998 **	0.000	-9.060
夫収入減少ダミー	1.002 **	0.001	4.040	1.003 **	0.001	4.150
夫労働時間	0.990	0.021	-0.460	0.990	0.021	-0.460
居住都市規模						
18大都市(基準)						
10万人以上	0.902	0.119	-0.780	0.942	0.126	-0.440
10万人未満	0.909	0.129	-0.670	0.914	0.131	-0.620
末子年齢						
子どもなし	5.561 **	1.469	6.490	5.553 **	1.480	6.430
0~3歳(基準)						
4~6歳	3.448 **	0.697	6.130	3.574 **	0.728	6.250
7~12歳	8.492 **	1.856	9.790	8.905 **	1.964	9.920
13~15歳	15.714 **	4.712	9.190	17.360 **	5.266	9.410
16~18歳	42.937 **	14.894	10.840	44.965 **	15.671	10.920
19歳以上	37.079 **	12.024	11.140	39.067 **	12.792	11.190
結婚時無職ダミー				0.605 **	0.069	-4.420
結婚時退職ダミー				0.536 *	0.130	-2.570
Model $\chi^2$ 乗		328.74**			351.11**	
Pseudo R <sup>2</sup> 乗		0.1361			0.1454	

\*\* :  $p < 0.01$ , \* :  $p < 0.05$

次に固定効果モデルをみていこう。表3は有職ダミーを従属変数とする固定効果モデルである。観察数は340、サンプル数は96となっている。観察期間に変動のある変数のみを分析対象とするため、表2では投入されていた学歴や結婚時の就業状況は分析からは落とされている。

表3 有職ダミーを従属変数とする固定効果モデル

変数	係数	標準誤差	Z
年齢	2.758 +	1.553	1.8
年齢の2乗	0.991	0.006	-1.5
夫収入	1.001	0.001	0.58
夫労働時間	0.906	0.070	-1.28
居住都市規模			
18大都市(基準)			
10万人以上	3.433	3.263	1.3
10万人未満	2.414	3.722	0.57
末子年齢			
子どもなし			
0~3歳(基準)	1.751	2.782	0.35
4~6歳	3.389 *	1.957	2.11
7~12歳	5.510 +	4.994	1.88
13~15歳	10.179 +	12.202	1.94
16~18歳	16.842	32.789	1.45
19歳以上	9.673	24.497	0.9
Model $\chi^2$ 乗		25.45*	
観察数/サンプル数		340/96	

\*\* :  $p < 0.01$ , \* :  $p < 0.05$ , + : 0.10

固定効果モデルの分析結果をみると有意である変数は末子年齢のみである。末子 0~3 歳と比べて 4 歳~6 歳において有意に就業確率が高まる。つまり、末子が 0~3 歳から 4~6 歳に移行するときには有職確率が上がるということである。また、夫の収入の変化は妻の就業に有意な影響を与えていなかった。

結果として武内 (2004, 2006) の分析対象とした 90 年代時点と状況は変わっておらず、ダグラス有沢法則が崩れてもいないということが明らかとなった。武内 (2004) のいうように既婚女性にとって「出産・育児といったライフイベントが就業の足かせとなっており、夫の所得やその他の家族属性の変化に妻は統計的に反応していない (できない) 」(武内 2004 : 81) という状況は現在においても変化していない可能性がある。この点についてはさらなる精査が必要であろう。

今後の課題としては、分析モデル・変数のさらなる精査を行い、たとえば変量効果モデルや一階差分モデルの検討を行い、学歴と夫収入の交互作用に関する変数も検討を行っていく。また、本稿では加えられなかった Wave5 までのデータを加えて分析を行っていく。

## 【文献】

- 有沢広巳, 1956, 「第一部 賃金の構造 第一章賃金構造と経済構造—低賃金の意義と背景」  
『賃金基本調査』東洋経済新報社, 40-57.
- Duglas, Paul.H., 1957 = 1934, “The Theory of Wages,” New York: Kelley and Milman Inc.
- 川口章, 2002, 「ダグラス＝有澤法則は有効なのか」『日本労働研究雑誌』第 501 号, 18-21.
- 小原美紀, 2001, 「専業主婦は裕福な家庭の象徴か—妻の就業と所得不平等に税制が与える  
影響」『日本労働研究雑誌』第 493 号, 15-29.
- 眞鍋倫子, 2004, 「女性の就労行動の学歴差—夫の収入と妻の就労」『東京学芸大学紀要 1  
部門』55, 29-36.
- 眞鍋倫子, 2005, 「夫の収入と妻の就業の関係の変化—その背景と帰結」『東京学芸大学紀要  
1 部門』56, 71-78.
- 松田茂樹, 2004, 「女性の階層と就業選択—階層と戦略の自由度の関係」本田由紀編著『女  
性の就業と親子関係—母親たちの階層戦略』勁草書房, 3-20.
- 松野和彦, 1988, 「離散的選択の理論による家計労働供給モデルの解析と実証」『三田学会雜  
誌』81(3).
- 内閣府, 2006, 『平成 18 年版 男女共同参画白書』.
- 大竹文雄, 2001, 『雇用問題を考える』大阪大学出版会.
- 田中重人, 1997, 「高学歴化と性別分業：女性のフルタイム継続就業に対する学校教育の効  
果」『社会学評論』48(2).
- 牛島千尋, 1995, 『ジェンダーと社会階級』恒星社厚生閣.

## 2 ワーク・ファミリー・コンフリクトの変化

内田哲郎（くらしのつくり方研究所）

### 1. 分析の目的

ワーク・ファミリー・コンフリクトは、仕事役割と家族役割が相互にぶつかり合うことから発生する役割葛藤を意味する概念である。この概念は、仕事役割と家族役割の両方を担う（ことが期待される）人々が増加してきた現代日本においても重要な概念のひとつとなっており、近年、ワーク・ファミリー・コンフリクトに関する研究も次第に蓄積されてきている。

ワーク・ファミリー・コンフリクトについて、Greenhaus and Beutell(1985)は「個人の仕事と家族生活領域における役割要請が、いくつかの観点で互いに両立しないような役割葛藤の一形態」のことで定義する。そして、このワーク・ファミリー・コンフリクトには、「家族生活領域から職業生活領域への葛藤(Family-Work Conflict:以下FWCとする)」及び「職業生活領域から家族生活領域への葛藤(Work-Family Conflict:以下WFCとする)」の2つの方向があり、それぞれ①時間、②ストレス反応、③行動に基づく葛藤という3つの形態が存在すると説明している。近年のワーク・ファミリー・コンフリクトに関する研究も、この枠組みに基づき行われているものが多い。

ところで、ワーク・ファミリー・コンフリクト理論における「家族役割」とは、具体的には何を指すのだろうか。「家族役割」とひと言でいっても、そこには様々な内容(例えば、家事遂行役割、親としての役割、配偶者としての役割、介護役割、など)が存在していることは想像に難くない。そのうち、どの部分が阻害されたり、遂行困難になると、ワーク・ファミリー・コンフリクト(WFC)として現れるのか。従来のワーク・ファミリー・コンフリクト研究では、この点はほとんど明らかにされていない(内田2011)。

そこで本分析では、ワーク・ファミリー・コンフリクト、なかでもWFCの時間的側面に関して、家族・家庭におけるどのような時間ないし行動が阻害されるとワーク・ファミリー・コンフリクトと認識されるのかを、NFRJ-08Panelデータを用いて探ることにしたい。具体的には、①個々が感じるWFCの2時点間の変化を確認する。次いで、②家庭生活におけるいくつかの領域にかかる時間量または頻度の2時点間の変化を確認するとともに、WFC度の変化との関係を分析する。

### 2. 使用したデータ及び変数

#### 2.1 使用したデータ

分析には、NFRJ-08Panelのwave1及びwave2の2時点分のデータを用いた。分析対象としたのは、wave1、wave2の両時点において就業しており、かつ配偶者及び健在する第1子と同居している男女である。また、年齢をwave1時点で28～48歳のケースに限定した。さらに、WFCに関する項目において2時点いずれかで無回答であるケースを除外した。こ

の結果、最終的に 278 ケースを用いて分析を行うこととした。

## 2.2 使用した変数

今回分析で使用した変数は以下の通りである。

### 【WFC 度】

WFC 度を測定する変数として、「仕事の原因で家族と一緒に過ごす時間が十分とれないでいる」を使用した。

### 【家族役割領域】

家族役割領域として今回の分析では「夫婦の会話時間」「第 1 子関与度」「家事実施度」の 3 領域を取り上げた。そのうち「夫婦の会話時間」は、夫婦の平日、休日の会話時間に基づき、「1 週間あたりの平均会話時間」変数を作成した。新変数の作成は、まず、「0 分」=0、「30 分未満」=15、「30 分～1 時間未満」から「2 時間 30 分～3 時間未満」はそれぞれの中央値、「3 時間以上」=195（3 時間 15 分）と数値化し、さらに「平日の回答×5」と「休日の回答×2」を和して「1 週間の会話時間（分）」とした。これを 60 で除することにより、「1 週間の会話時間（時間）」を算出した。

「第 1 子関与度」は、同居する第 1 子と「一緒に遊ぶ」「知識や技能を教える」「一緒に夕食をとる」の 3 項目について、「ほぼ毎日」「週に 3～4 回」「週に 1～2 回」「月に 1～2 回」「年に数回」「まったくない」の 6 段階で聞いているものを、それぞれ 5 点～0 点と回答を数値化し、その合計得点を「第 1 子関与度」の得点とした。

「家事実施度」は、「食事の用意」「食事のあとかたづけ」「食料品や日用品の買い物」「洗濯」「そうじ」の 5 項目について、「ほぼ毎日」「週に 4～5 回」「週に 2～3 回」「週に 1 回くらい」「ほとんど行わない」の 5 段階で聞いているものを、それぞれ 5 点～1 点と数値化し、その合計得点を「家事実施度」の得点とした。

## 3. 分析結果

### 3.1 WFC 度と 2 時点間の変化

まず、各時点における WFC 度をみると、表 1 の通りである。「あてはまる」と「まああてはまる」の合計は、wave1 で 42.1%、wave2 で 45.0%と、wave2 で wave1 をわずかに上回った（ただし有意差なし）。

表 1 WFC 度(wave1/wave2)

		(%)			
	n	あてはまる	まああてはまる	あまりあてはまらない	あてはまらない
wave1	(278)	12.2	29.9	33.8	24.1
wave2	(278)	14.4	30.6	35.3	19.8

次に、WFC 度の 2 時点間の変化を算出する。まず、「あてはまる」から「あてはまらない」までの各選択肢を 1 点～4 点と数値化し、各ケースにおける WFC 度の変化度を

「wave2-wave1」として算出した。取り得る値の範囲は+3.00～-3.00 となり、値が正であれば WFC 度が低下（改善）したことを意味し、値が負ならば WFC 度が上昇（悪化）したことを意味する。表 2 はその結果を示したものである。表 2 をみると、全体の半数以上が変化していないことがわかる。また、変化したとしても、ほとんどが+1 または-1 の小幅な変化にとどまっている。これは、男女別、年齢別、第 1 子年齢別にみてもほぼ同様の傾向である。

表 2 WFC 度の変化 (wave1/wave2 間)

		(%)							Ave.	SD.	
		n	-3.00	-2.00	-1.00	0.00	+1.00	+2.00	+3.00		
	全体	(278)	0.7	2.9	24.1	53.6	15.5	2.5	0.7	-0.07	0.86
性別	男性	(140)	0.7	2.1	25.7	52.9	15.0	2.9	0.7	-0.10	0.86
	女性	(138)	0.7	3.6	22.5	54.3	15.9	2.2	0.7	-0.05	0.86
年齢別	39歳以下	(125)	0.8	4.8	25.6	50.4	13.6	4.0	0.8	-0.14	0.94
	40歳以上	(153)	0.7	1.3	22.9	56.2	17.0	1.3	0.7	-0.06	0.79
第1子 年齢別	9歳以下	(101)	1.0	5.0	26.7	54.5	9.9	3.0	0.0	-0.14	0.91
	10歳以上	(177)	0.6	1.7	22.6	53.1	18.6	2.3	1.1	-0.03	0.79

表 2 でみたように、wave1-wave2 間では WFC 度に大きな変化 (+2.00 以上または-2.00 以下) はみられないため、今度は 2 時点間の回答パターンによってケースを分類し、各パターンの構成比をみることにした。回答パターンは、以下の 4 つに分類した。まず、WFC 度の変化の値が正のケース (wave2-wave1 > 0.00) を改善層、WFC 度の変化の値が負のケース (wave2-wave1 < 0.00) を悪化層とした。次に、WFC 度に変化がなかったケース (wave2-wave1 = 0.00) のうち、2 時点とも「あてはまる」または「まああてはまる」と回答したケースを停滞層、2 時点とも「あまりあてはまらない」または「あてはまらない」と回答したケースを維持層とした。この 4 つの層の構成比をまとめたのが表 3 である。

表 3 WFC 度の変化 (wave1/wave2 間: 4 分類)

		(%)					
		n	改善	維持	停滞	悪化	
	全体	(278)	18.7	31.3	22.3	27.7	
性別	男性	(140)	18.6	26.4	26.4	28.6	
	女性	(138)	18.8	36.2	18.1	26.8	
年齢別	39歳以下	(125)	18.4	31.2	19.2	31.2	
	40歳以上	(153)	19.0	31.4	24.8	24.8	
第1子 年齢別	9歳以下	(101)	12.9	23.8	30.7	32.7	**
	10歳以上	(177)	22.0	35.6	17.5	24.9	

※カイ2乗検定。+ p<.10 \* p<.05 \*\* p<.01

表 3 をみると、改善層が 18.7%、維持層が 31.3%、停滞層が 22.3%、悪化層が 27.7% となっている。また、男女別にみると、男性では女性に比べて停滞層が、女性では男性に比べて維持層がやや多い傾向がある（ただし有意差なし）。また、第 1 子年齢別にみると、第

1子が9歳以下の場合、WFC度が高いまま停滞したり悪化している傾向があり、第1子が10歳以上の場合には逆にWFC度は低い状態を維持または改善している傾向がみられる。

### 3.2 家族役割領域への関与度と2時点間の変化

今回家族役割領域として取り上げた「夫婦の会話時間」「第1子関与度」「家事実施度」それぞれの、各時点の関与度及び変化度をまとめたのが表4である。

「夫婦の会話時間」「第1子関与度」「家事実施度」ともに、wave1時点で比べてwave2時点で平均値が低下し、関与度が低下している。また、男女別にみると、いずれの領域でも女性に比べて男性のほうがマイナスの値が大きく、関与度が低下していることがわかる。なかでも「家事実施度」の変化は、女性は-0.07とあまり変化していないのに対し、男性では-0.42と女性に比べて変化の度合いが顕著である。

表4 「夫婦の会話時間」「第1子関与度」「家事実施度」の関与度及び変化度(wave1/wave2)

		全体			男性			女性		
		n	Ave.	SD.	n	Ave.	SD.	n	Ave.	SD.
夫婦 会話時間	wave1	(277)	7.79	5.64	(140)	8.18	5.52	(137)	7.39	5.74
	wave2	(277)	7.56	5.59	(140)	7.85	5.22	(137)	7.26	5.96
	W2-W1	(277)	-0.23	3.58	(140)	-0.33	3.65	(137)	-0.13	3.52
第1子 関与度	wave1	(272)	9.93	3.08	(137)	9.27	2.76	(135)	10.59	3.25
	wave2	(272)	9.57	3.15	(137)	8.88	2.75	(135)	10.27	3.37
	W2-W1	(272)	-0.36	1.99	(137)	-0.39	2.14	(135)	-0.33	1.84
家事 実施度	wave1	(260)	15.59	7.25	(126)	8.95	3.63	(134)	21.84	2.99
	wave2	(260)	15.35	7.44	(126)	8.53	3.50	(134)	21.77	3.27
	W2-W1	(260)	-0.24	2.94	(126)	-0.42	3.43	(134)	-0.07	2.39

### 3.3 WFC度の変化パターン別にみた家族役割領域への関与度の変化

最後、WFC度の変化と各家族役割領域への関与度の変化との関係を見る。先にみたとおり、WFC度は2時点間で大きな変化は認められなかったため、WFC度の変化パターンの4層ごとに、家族役割の各領域への関与度がどう変化したかを、男女別にみることにする。その結果をまとめたのが表5である。

表5をみると、男性の悪化層では他の層に比べて「夫婦の会話時間」や「家事実施度」の減少が大きい(いずれも10%水準で有意)。一方、「第1子関与度」では、各層とも低下しているが、層別に顕著な相違はみられなかった。

女性の場合では、「夫婦会話時間」「第1子関与度」「家事実施度」ともに、WFC度の変化パターンにより目立った違いはみられなかった。

表 5 WFC 度の変化パターンと各家族役割領域への関与度の変化

		男性				女性			
		n	Ave.	SD.	F値	n	Ave.	SD.	F値
夫婦 会話時間	改善層	(26)	-0.58	3.17	2.16 +	(25)	-0.17	4.41	0.52
	維持層	(37)	0.20	3.30		(50)	0.34	3.03	
	停滞層	(37)	0.49	3.09		(25)	-0.58	4.25	
	悪化層	(40)	-1.42	4.46		(37)	-0.43	2.98	
第1子 関与度	改善層	(25)	-0.52	1.73	1.66	(26)	-0.42	1.63	1.10
	維持層	(36)	-0.67	2.16		(50)	-0.58	1.98	
	停滞層	(36)	0.28	2.41		(25)	-0.36	1.80	
	悪化層	(40)	-0.68	2.03		(34)	0.15	1.78	
家事 実施度	改善層	(24)	-0.83	5.76	2.25 +	(24)	-0.17	3.10	0.04
	維持層	(34)	0.62	2.31		(50)	0.02	1.89	
	停滞層	(32)	-0.13	2.12		(25)	-0.08	2.31	
	悪化層	(36)	-1.39	3.01		(35)	-0.11	2.64	

※ 4層の有意性検定は一元配置分散分析による(F検定)。+ p<.10 \* p<.05 \*\* p<.01

#### 4. まとめと考察

本分析は、NFRJ-08Panel の wave1, wave2 データを用い、WFC 度の変化と 3 つの家族役割領域への関与度の変化との関係を見てきた。

wave1, wave2 間で WFC 度に変化がみられたのは、分析したケースのうち半数に満たず、変化したケースの中でもその変化の度合いは小幅にとどまっていることが明らかになった。1 年間という時間幅では、WFC 度にそれほど大きな変化は生じないということかもしれない。その意味では、WFC 度の変化をとらえる時間幅の再検討が必要と思われる。

一方、「夫婦会話時間」「第 1 子関与度」「家事実施度」という 3 つの家族役割領域における関与度の変化をみると、いずれの領域においても男女ともに関与度が低下していた。なかでも男性の「家事実施度」の低下が大きかった。

さらに、これらの家族役割領域への関与度の変化を WFC 度の変化パターン別にみると、男性において、WFC 度が悪化した層で「夫婦会話時間」「家事実施度」の低下が相対的に大きかった。一方女性の場合、WFC 度の変化パターン別に各家族役割領域への関与度の変化に統計的に有意な差は認められなかった。これらの結果は、筆者が以前実施した別の分析とは結果を異にしている（内田 2011）。分析方法が異なること、今回の分析ケース数が十分とは言い難いことなどの理由が考えられるが、どちらがより実態を反映しているか吟味が必要と考えられる。WFC 度の変化のとらえ方とあわせて今後の課題としたい。

#### [文献]

Greenhaus J. H., Beutell N. J., 1985, “Sources of Conflict Between Work and Family Roles,” *Academy of Management Review*, 10(1): 76-88.

内田哲郎, 2011, 「家族役割の何が阻害されることが問題か —Work-Family Conflict を規定する家族役割の男女間の相違—」『第 3 回家族についての全国調査 (NFRJ03) 第 2 次報告書』No.1: 129-141.

### 3 性別役割分業意識の経年変化——性別・世代・学歴に着目して——

多賀 太（関西大学）

#### 1. 研究目的

政府の男女共同参画施策は、「固定的性別役割分担意識」が男女共同参画社会の形成を阻害する社会制度や慣行の背景にあるとの認識に基づき、その解消を最重要課題の1つに掲げている（「第3次男女共同参画基本計画」）。また、国内外の家族社会学は、これまでに、性別役割分業意識を家庭内での役割行動の主要な規定要因の1つとして位置づけ、それに関わるおびただしい数の研究を行っている。こうした中で、日本人の性別役割分業意識の趨勢を詳細に把握することは、政策立案や家族社会学研究のさらなる深化のための基礎的作業として重要だと考えられる。

しかし、性別役割分業意識の趨勢に関する従来の調査研究のほとんどは、横断的データに基づいてそれを推定したものである。そこで本報告では、パネルデータを用いて、同一個人・同一集団における性別役割分業意識の経年変化の直接的把握を試みた。

#### 2. 先行研究

性別役割分業意識に関する調査研究には膨大な蓄積があり、過去3回にわたって実施されたNFJRのデータを用いた分析も多く見られる。それらの中には、性別役割分業意識が規定する行動として夫婦の家事分担や育児分担を取り上げたものや、夫婦の就労状況や家計貢献度による性別役割分業意識への効果を検証したものなどが見られる（永井 2009, 乾 2011, 島 2011 など）。ただし、こうした研究の大部分は、性別役割分業意識の趨勢に焦点を当てていない。

日本人の性別役割分業意識の趨勢を把握した調査研究としては、複数時点での横断調査を比較したものがいくつか見られる。代表的なものに、内閣府の「男女共同参画社会に関する世論調査」がある。それによると、1979年には「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきである」という考え方への賛成者が7割を超えており、反対者の割合は20.4%と4分の1にも満たなかった。しかし、その四半世紀後の2004年には初めて反対者の割合が賛成者の割合を上回り、反対者の割合が55.1%に至る2009年まで一貫して「リベラル化」の傾向が見られた。ところが、2012年の調査では、賛成者51.6%に対して反対者45.1%と賛成者が反対者を再び上回っている。

また、JGSSの反復横断調査データを用いたマルチレベル分析（佐々木 2011）からは、性別役割分業意識の趨勢に与える効果のうち、年齢効果として特に40代以降で加齢に伴う保守化効果が見られること、時代効果として年々リベラル化の傾向が見られるものの近年ではやや鈍くなっていること、世代効果として1945～1960年生まれ世代はその前後世代よりも「リベラル」な意識を持っており非線形の効果が見られることが明らかにされている。

さらに、NFRJ03とNFRJ08の有配偶男女標本の比較分析（西野 2011）からは、5年間で、性別役割分業意識の保守化傾向、加齢による保守化効果、年齢、家族段階、教育、経済資源といった構造的要因による説明力の低下が確認されている。

本報告では、これらの知見をふまえたうえで、パネルデータを用い、同一個人の性別役割分業意識が経年的にどう変化しているのか、特にそうした趨勢が、性別、世代、学歴といった個人の属性によってどう異なっているのかを明らかにする。

### 3. データと使用変数

分析に用いたデータは、NFRJ-08Panelw1-5\_ver.4.0 である。性別役割分業意識の指標としては、2010年実施の wave2 を除く 4 回の調査で尋ねられた下記 3 項目を使用した。

問 次のような意見について、あなたはどのように思いますか。あなたのお気持ちにもっとも近いものをそれぞれ 1 つずつ選んでください。(○はそれぞれ 1 つずつ)	そう思う	どちらかといえばそう思う	どちらかといえばそう思わない	そう思わない
(ア) 男性は外で働き、女性は家を守るべきである	1	2	3	4
(イ) 子どもが 3 歳くらいまでは、母親は仕事を持たずに育児に専念すべきだ	1	2	3	4
(ウ) 家族を(経済的に)養うのは男性の役割だ	1	2	3	4

以下では、暫定的に (ア) を「家庭内性別分業」、(イ) を「母の育児責任」、(ウ) を「夫の稼得責任」と呼んで分析を進める。分析に際しては、(ア) (イ) (ウ) のそれぞれに対する回答を、「そう思う」1 点、「どちらかといえばそう思う」2 点、「どちらかといえばそう思わない」3 点、「そう思わない」4 点 (最小値 1 点, 最大値 4 点) として得点化し、得点が高いほど「リベラル」な意識、得点が低いほど「保守的」な意識であるとみなした。分析の対象は、2009 年、2011 年、2012 年、2013 年の 4 時点すべてにおいて上記の 3 項目とも回答されている 1300 票とした。

### 4. 分析結果

#### 4.1. 性別役割分業意識の経年変化

まず、4 年間で対象集団の性別役割分業意識がどう変化したのかを見るため、(ア) (イ) (ウ) のそれぞれについて 4 時点での平均点の推移を見たのが図 1 である。(ア) と (イ) (ウ) との間に相対的な「リベラル度」の開きが見られるが、いずれの意識においても、2009 年に比べて 2013 年にはリベラル化の傾向がうかがえ、両時点での平均点の間には、(ア) で  $p<.05$ , (イ) で  $p<.001$ , (ウ) で  $p<.001$  の有意差が確認された。

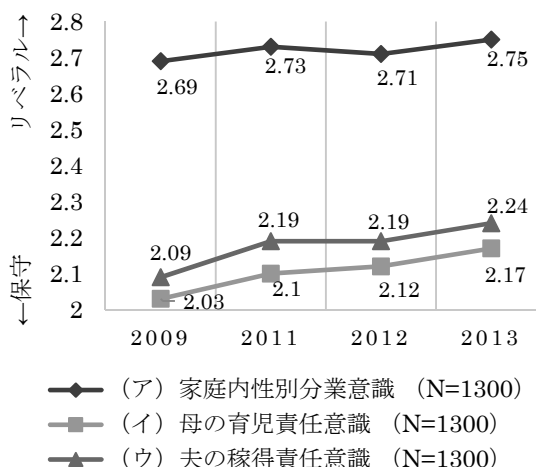


図 1 性別役割分業意識の推移

#### 4.2. 性別役割分業意識の個人内変化

このように、対象集団全体としては 4 年間で性別役割分業意識が「リベラル」な方向に変化している傾向が見られるが、対象者を個別に見ると、この間に意識が「リベラル化」した者、「保守化」した者、変化していない者とさまざまである。そこで、パネルデータの利点を活かし、同一個人の意識の変化を見てみた。

##### 4.2.1. 4 タイプでの把握

図 2 は、性別役割分業意識の個人内変化を 4 つのタイプに分類し、(ア) (イ) (ウ) それぞれについて各タイプの割合を示したものである。タイプ分けにおいては、「そう思う」「どちらかといえばそう思う」との回答を「保守」、「どちらかといえばそう思わない」「そう思わない」との回答を「リベラル」としてまとめたうえで、2009 年 2013 年とも「保守」だった者を「保守維持」、2009 年には「リベラル」だったが 2013 年には「保守」だった者を「保守移行」、2009 年に「保

守」だったが2013年には「リベラル」だった者を「リベラル移行」、2009年にも2013年にも「リベラル」だった者を「リベラル維持」とした。

「維持」群について見ると、(ア)では「保守維持」が3割強、「リベラル維持」が4割強と、「リベラル」維持の割合の方が高いのに対して、(イ)(ウ)では「リベラル維持」が2割に満たない一方で「保守維持」が6割を超えており、「保守維持」の割合が圧倒的に高くなっている。

「移行」群について見ると、(ア)(イ)(ウ)それぞれにおいて、「保守移行」がそれぞれ1割前後、「リベラル移行」も1割強見られ、両者を合わせると2割強が「対極側」に移行している。

#### 4.3.1. 3タイプでの把握

図3は、(ア)(イ)(ウ)それぞれの意識の個人内変化を3つのタイプに分類し、各タイプの割合を示したものである。2009年の得点と2013年の得点の差を求め、プラスの値をとる者を「保守化」、差が0の者を「変化なし」、差がマイナスの値をとる者を「リベラル化」としたところ、(ア)(イ)(ウ)のいずれにおいても「変化なし」が半数以上を占め、「保守化」した者に比べると「リベラル化」した者の割合の方が高くなっている。

このように、(ア)(イ)(ウ)いずれの意識においても、4年間で、①半数弱の者の意識が変化していること、②全体の2割前後の者では「保守」から「リベラル」へ、あるいは「リベラル」から「保守」へと「対極」側に移行していること、③意識が変化した者の中では「保守化」した者よりも「リベラル化」した者の方が多いたことが確認された。

### 4.3 属性別に見た性別役割分業意識の経年変化

ここでは、性別役割分業意識の経年変化傾向が対象者の属性によってどう異なるのか、言い換えれば、全体的な「リベラル化」傾向を牽引しているのはいかなる層の人々であり、そうした傾向の中にあって、逆に「保守化」しているのはいかなる層の人々なのかを、性別、世代、学歴の点から明らかにする。

#### 4.3.1 性別役割分業意識得点

分析に先立ち、性別役割分業意識の経年変化に関する情報を集約的に表すため、(ア)(イ)(ウ)の3変数で合成変数を作成することにした。同時点における3変数間で信頼性分析を行ったところ、 $\alpha$ 係数はw1で.758, w3で.756, w4で.777, w5で.768であることから、3変数間に内的一貫性があると判断し、4時点それぞれについて、3変数の得点の合計得点(最小値4点, 最大値16点)からなる「性別役割分業意識得点」を作成した。そして、得点が低いほど「保守的」、

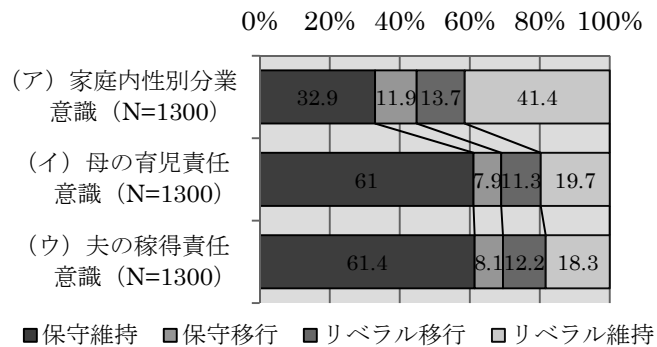


図2 性別役割分業意識変化(2009-2013)の4タイプ別割合

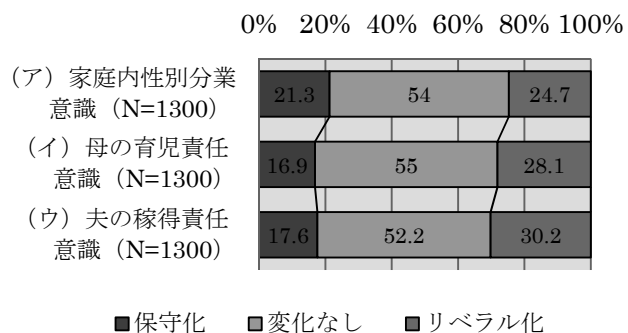


図3 性別役割分業意識変化(2009-2013)の3タイプ別割合

高いほど「リベラル」と見なして分析を行った。

図4は、性別役割分業意識得点の平均点の推移を全体および男女別で示したものである。男女とも4年の間に「リベラル化」している傾向は共通しているが、女性の方が相対的な「リベラル度」が高い傾向にあり、男女の間に2009年で0.65点、2013年で0.80点の得点差がある。また、「リベラル化」の度合いも女性の方がやや大きく、

2009年と2013年の得点差は、男性0.26 ( $p < .01$ ) に対して女性0.41 ( $p < .001$ ) となっている。

#### 4.3.2 世代別に見た性別役割分業意識の経年変化

性別役割分業意識の変化傾向の出生コーホートによる違いを見るため、対象者を出生年11年ごとに4つのグループに分け、出生年の早い順に「第1世代」(昭和11～22年生まれ)、「第2世代」(昭和23～33年生まれ)、「第3世代」(昭和34～44年生まれ)、「第4世代」(昭和45～55年生まれ)とした。

図5は、女性の性別役割分業意識得点の平均点の世代別推移を見たものである。まず、特定時点における「リベラル度」を見ると、4時点すべてにおいて年長世代に比べて年少世代の方がより「リベラル」な傾向が確認できる。ただし、「第2世代」と「第3世代」の間の差は年を経るにつれて徐々に縮小してきており、2013年には両者の差は0.02点とほとんどなくなっている。

一方「リベラル化」の度合いについて見ると、年長世代でより顕著であり、年少世代ではそれほど顕著ではない。2009年と2013年で有意差が見られるのは「第1世代」( $p < .001$ )と「第2世代」( $p < .001$ )のみであり、「第3世代」と「第4世代」では4時点を通して有意な変化は見られない。

次に図6は、男性の性別役割分業意識得点の平均点の世代別推移を見たものである。まず、特定時点における「リベラル度」を見ると、女性と同様に男性でも、4時点全体を通して、年長世代に比べて年少世代の方がより「リベラル」な傾向が確認できる。ただし、グラフからもわかるように、「第2世代」と「第3世代」の間の差はそれほど大きくなく、2009年と2013年では「第3世代」の方が「リベラル」な傾向にあるものの、2011年から2012年にかけては、わずかの差ではあるが「第3世代」の方がむしろ「保守的」であったことがわかる。

「リベラル化」の度合いについて見ると、これも女性と同様に、年長世代でより顕著であり、年少世代ではそれほど顕著ではない。2009年と2013年で有意差が見られるのは「第1世代」( $p < .001$ )と「第2世代」( $p < .05$ )のみである。「第3世代」では、2009年から2011年にかけて

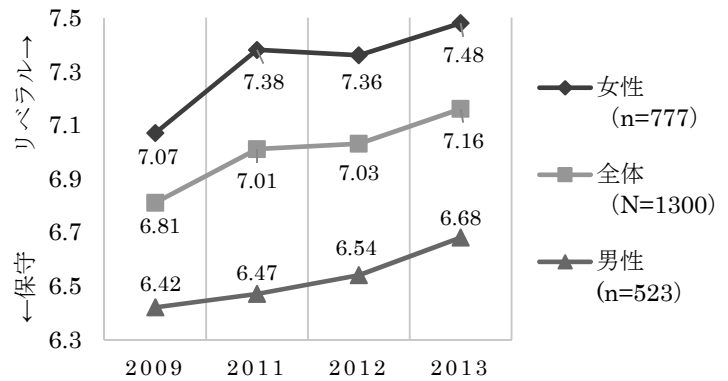


図4 性別役割分業意識得点の男女別推移 (2009-2013)

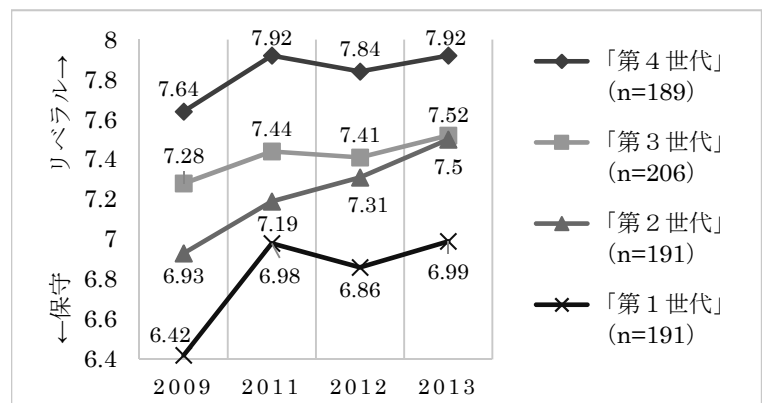


図5 女性の性別役割分業意識得点の世代別推移 (2009-2013)

一度「保守化」(p<.05)した後に再び「リベラル化」しているが、2013年でも2009年とほぼ同じ水準にとどまっている。「第4世代」では4年間を通して有意な変化は見られない。

以上のことから、男女ともに、若い世代ほどもともと相対的に「リベラル」だったが「リベラル化」傾向は鈍く、逆に年長世代はもともと相対的に「保守的」だったが「リベラル化」傾向が顕著であることから、少なくともこの4年間でリベラル化を主に牽引しているのは昭和33年より前に生まれた年長世代であり、年とともに世代間の意識の差は縮小していると言える。

#### 4.3.3 学歴別に見た性別役割分業意識の経年変化

性別役割分業意識変化傾向の学歴による違いを見るため、対象者を最終学歴により「中学校まで」「高校まで」「専門学校・短大まで」「大学・大学院まで」の4つのグループに分けた。

図7は、女性の性別役割分業意識得点の平均点の推移を学歴階層別に見たものである。相対的な「リベラル度」で見ると、教育期間が長いグループほど「リベラル」な傾向にある。

また、グラフからは、いずれの学歴階層においても4年間のうちに「リベラル化」の傾向が見られ、2009年の得点と2013年の得点を比べると、「中学校まで」では有意差は見られないものの、「大学・大学院まで」(p<.05)、「専門学校・短大まで」(p<.05)、「高校まで」(p<.001)では有意差が見られる。

図8は、男性の性別役割分業意識得点の平均点の推移を学歴階層別に見たものである。

相対的な「リベラル度」で見ると、「大学・大学院まで」がその他の学歴階層に比べて「リベラル」である傾向が明らかであるが、「中学校まで」「高校まで」「専門学校・短大まで」の間での「リベラル度」の違いは、女性ほど顕著ではない。

また、グラフから2009年から2013年にかけて「リベラル化」傾向が確認できるのは、「大学・

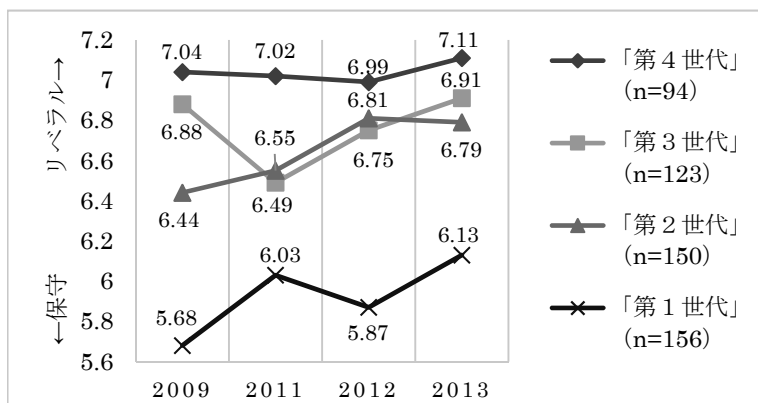


図6 男性の性別役割分業意識得点の世代別推移 (2009-2013)

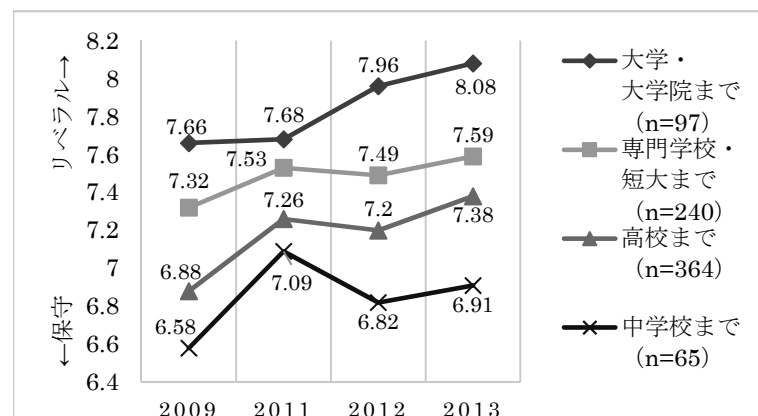


図7 女性の性別役割分業意識得点の学歴階層別推移 (2009-2013)

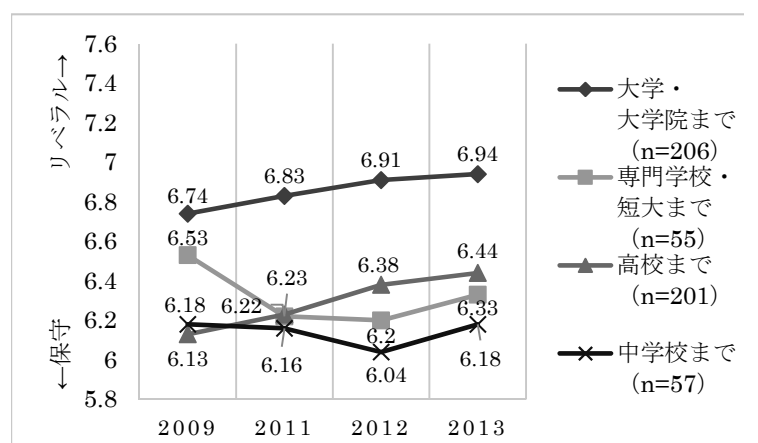


図8 男性の性別役割分業意識得点の学歴階層別推移 (2009-2013)

大学院まで」と「高校まで」に限られており、しかも両時点で有意差が見られるのは「高校まで」( $p<.001$ )のみである。それに対して、「中学校まで」では、2009年と2013年の間で得点はほぼ同じであり、「専門学校・短大まで」では、サンプル数が少ないため有意ではないものの、4年間でむしろ得点は減少傾向にある。つまり、男性の「リベラル化」は、ほぼ8割を占める高卒層および大卒層の「リベラル化」によって牽引されたものであり、1割強を占める専門学校・短大卒層ではむしろ「保守化」しているといえる。

## 5. 結論と考察

以上の分析結果を要約して若干の考察を加えておく。

第1に、政府の世論調査をはじめ、いくつかの調査研究では性別役割分業意識の「保守化」傾向が確認されているが、先述の3つの意識指標を用いた今回の分析対象集団について見る限り、かれらの性別役割分業意識は過去5年間で「リベラル化」していた。この理由として、4年間でより「保守化」した層が分析対象から脱落していった可能性は捨てきれない。しかしいずれにせよ、横断的調査に基づく先行研究において指摘されているように、加齢に「保守化」効果があるとするならば、少なくとも、今回のコーホート効果が統制された対象者集団の「リベラル化」は時代効果によってもたらされたと考えられる。

第2に、男女別に見ると、相対的な「リベラル度」も経時的な「リベラル化」の度合いも、男性よりも女性で顕著であり、両者の意識差が広がっている傾向にあった。

第3に、学歴別に見ると、相対的な「リベラル度」も経時的な「リベラル化」の度合いも、教育期間が短い者よりも長い者で顕著であり、両者の意識差が広がっている傾向にあった。

第4に、世代別に見ると、本報告の「第2世代」(昭和23~33年生まれ)あたりが最もリベラルだとする先行研究の知見とは異なり、若年世代ほど相対的に「リベラル度」が高い傾向が見られた。若年世代ほど教育期間が長く教育期間が長い者ほど「リベラル」な傾向をふまえ、学歴を統制してみたが、若年世代ほど「リベラル」な傾向に変わりにはなかった。時代効果の影響が推察されるが、若年保守層脱落が影響した可能性も否定できない。一方、経時的な「リベラル化」の度合いは若年世代よりも年長世代で顕著であり、両者の意識差が縮まっている傾向がうかがえた。

本報告は、性別役割分業意識の趨勢に関する基礎的分析を行うことを目的としたため、属性別に意識の経年変化傾向を明らかにするにとどまったが、今後は、これらの結果をふまえたうえで、パネルデータの性質をより活かし、家族生活の変化やライフイベント経験と性別役割分業意識の変化との間の、双方向の因果関係を検証していきたい。

### 主要参考文献

- 西野理子, 2011, 「NRFJにみるジェンダー意識の変遷」 福田亘孝・西野理子編『家族形成と育児』(第3回家族についての全国調査(NRFJ08)第2次報告書第3巻), 63-77.
- 永井暁子, 2009, 「夫の家事参加」 藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族—NFRJからみたその姿』有斐閣, 115-121.
- 佐々木尚之, 2012, 「JGSS 累積データ 2000-2010 にみる日本人の性別役割分業意識の趨勢—Age-Period-Cohort Analysis の適用」『日本版総合的社会調査共同研究拠点 研究論文集』12 (JGSS Research Series No.9), 69-80
- 島直子, 2011, 「妻の家計貢献が夫の性別役割分業意識に及ぼす影響—夫の社会経済的地位による交互作用」『家族社会学研究』23(1): 53-64.
- 乾順子, 2011, 「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」 田中重人・永井暁子編『家族と仕事』(第3回家族についての全国調査(NRFJ08)第2次報告書第1巻), 35-53.

### 追記

NFRJ-08Panel 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からの許可を得た。

## 4 定年による家事分担の変化

竹内麻貴（立命館大学大学院）

### 1 問題設定：生計維持分担への着目

日本では1997年に共働き世帯が専業主婦世帯を上回ったものの、依然として妻の家事負担は減っていない。なぜならば、妻の雇用の多くがパート・アルバイトといった、家事と調整しやすい形態であるように、共働き世帯の多くは既婚女性の就労が家事を行いながら家計を補助するものとして生じたものだからである。そのため家事分担研究では、雇用形態や労働時間を用い、夫婦ともにフルタイムの正規なのか、妻はパート・アルバイトといった非正規なのかをみることで、共働きの違いを考慮してきた。これに対し小笠原（2005）は、家庭内の家事・育児・介護分担に加え、生計維持分担を分析する必要性を指摘している。そしてインタビュー調査により、同じフルタイム継続就業をする夫婦であっても、生計維持の分担の仕方に関する意識が異なっており、家事と仕事の調整の仕方に差異が生じることを明らかにした。しかし、小笠原（2005）は、計量的な分析は行っていない。また、妻のフルタイム就労を生計維持の一部とするか、補助とするかの差異に着目しており、夫の就労の意味付けについては十分に検討していない。そこで本稿では、夫の生計維持分担意識が変化することで夫婦の家事分担は変化するのかを、計量的に明らかにするための基礎的な分析を行う。

分析では、夫の生計維持分担意識の変化を、夫の定年退職（以下、「定年」）が生じたか否かへの回答で捉える。本調査データで観察された定年の特徴として、高度成長期に形成された性別分業体制のもとで就労してきた、団塊世代とポスト団塊世代を中心としている。男性の扶養役割に専念してきたこの世代の男性は、定年によって職業上の役割を喪失し「アイデンティティ危機」や定年退職後の生活への適応に困難を抱える状況に陥りやすい（多賀 2005, 2006）。つまり、個人ではなく集団として高い生計維持役割意識をもつという前提をおきやすい。以上の理由により今回は、「定年した」という回答を、生計維持における稼得役割に対する意識が低下する指標として用い、夫の生計維持分担意識を「稼得者意識」として扱う。

### 2 先行研究

定年を家事分担の分析に取り入れた研究のうち、パネルデータを用いたものとして、Szinovacz（2000）とAchen（2009）がある。Szinovacz（2000）は「共働きから夫のみ定年」のように、世帯単位でみた就業状態の変化パターンに注目し、定年後の家事分担は配

偶者の就業状態に合わせて調整されるとした。Achen (2009) は、定年前後の収入といった相対的資源関係が定年後の家事分担に与える影響を分析した。その結果過去の相対的資源関係は定年後の家事分担に影響しなかった。これらは、定年を就業状態と労働時間といった、状況の変化で捉えており、時間的余裕仮説の検証として用いている。これに対して今回は、「定年した」というイベントによって捉えるため、記述的な分析では定年の効果に稼働者意識の低下と時間的余裕の効果が含まれる可能性があることを述べておく。

また、先行研究では、家事にも性別分離があることが指摘されている。「女性的家事」が食事の準備やそうじ、洗濯といった、決まった時間に日常的に繰り返される必要があるものであるのに対し、「男性的家事」は修繕や野外の仕事、請求書の支払いといった行う時間や頻度を柔軟に選べ、余暇的要素も含むものである (Gupta 1999, Szinovacz 2000)。日本でも「第 3 回家族についての全国調査 (NFRJ08)」を用いた筒井 (2011) によって同様の傾向が確認されている。具体的には、相対的に低スキルである「買い物」と「掃除」は「食事準備」「食事のあとかたづけ」、「洗濯」よりも夫が行っており、妻の労働時間が増えた時に夫が行う時間を増やす家事であった。このような、家事にも頻度とスキルの面で夫にとって参加しやすい家事とそうではない家事があることは、定年後の家事参加にもいえると予想できる。よって、家事の種類の違いも考慮し分析を行う。

### 3 データと分析方法

データは「全国家族調査パネルスタディ (NFRJ-08 Panel)」の wave1-wave5 データを用いる。ただし、クリーニング完了前の暫定的なデータであったため、クリーニングが必要と判断されたケースは分析から除外した。分析対象は、wave1 調査時点で夫が 55 歳以上に含まれる有配偶者である。全期間のデータをプールし以下で説明する変数に欠損があるケースを除いた結果、55-89 歳が対象となった。なお、本データはペアデータではなく配偶者に関する回答で置き換えている。

被説明変数である夫婦の家事分担の変化として、「週あたりの夫婦間家事頻度差の変化」を用いる。変化を分析するため、まず夫の家事頻度から妻の家事頻度を引き各時点の夫婦間家事頻度を求めた後、ある t 時点から t-1 時点の夫婦間家事頻度差を引き作成した。今回は家事の種類も考慮するため、「食事の用意」、「食事のあとかたづけ」、「食料品や日用品の買い物」、「洗濯」、「そうじ (部屋、風呂、トイレなど)」の 5 つの家事それぞれと、全てを足し合わせた時の家事全体の週あたりの夫婦間頻度差について分析する。それぞれの家事頻度は筒井 (2011) を参考に、「ほぼ毎日 (週 6-7 回)」、「一週間に 4-5 回」、「一週間に 2-3 回」、「ほとんど行わない」4 カテゴリーへの回答それぞれに、7 回、4.5 回、2.5 回、0 回としてカウントした値を与えている。主な説明変数は「夫定年ダミー」である。これには、前回調査時からその次の調査時点までの 1 年間の間に、男性本人 (女性回答ならば配偶者) が定年をむかえたかの間に対し、「あてはまる」なら 1、「あてはまらない」なら 0 となる。

全体の期間としては、2009年1月から2013年1月の期間の定年イベントを捉えている。そしてたとえば、2009年1月と2010年1月の間の夫婦間家事頻度差の変化に対しては、その同一期間に夫が定年したことによる効果を見ることになる。なお、女性回答による置き換えをしているため、夫・妻回答を合わせた場合、夫回答のみの場合、妻回答のみの場合の3つに分けて分析する。回答者と夫の定年のクロス集計を表1に記した。

表1 定年と回答者のクロス集計

	定年していない	定年した	合計
夫回答	0.939	0.061	1
	886	58	944
妻回答	0.935	0.065	1
	1,004	70	1,074
全回答	0.937	0.063	1
	1,890	128	2,018

#### 4 分析結果

家事頻度差は夫の家事頻度から妻の家事頻度を引いているため、分析結果では値がプラスになるほど夫の家事頻度が多いことを示す。まず家事全体について図1をみると、定年したと回答した方で平均的な変化が大きい。特に夫回答であれば、定年してない場合よりも平均的に3回ほど夫婦の頻度差が小さくなる。では、この傾向に家事の種類に応じた違いはあるのだろうか。まず図2で家事の種類だけで分けた結果を確認すると、定年で縮まる夫婦の頻度差は家事によって違うことがわかる。相対的に、そうじと食事のあとかたづけに対する効果が大きいのに対し、日用品の買い物と洗濯に対する効果が小さく、食事用意に対してはその間となっている。スキルを要しない家事で差が縮まりやすいともみえるが、この結果からははっきりしない。

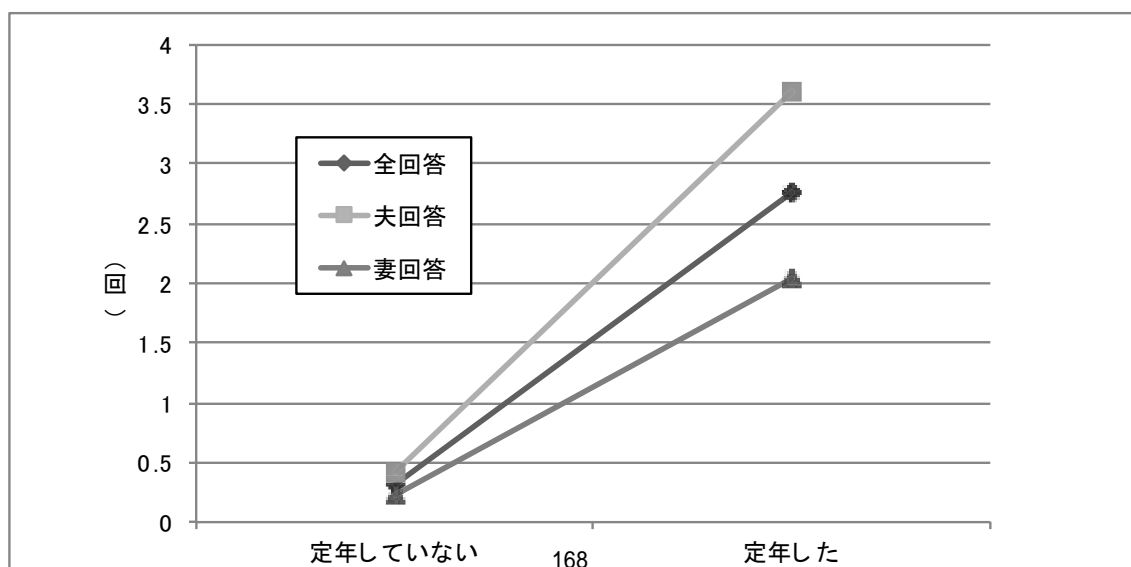
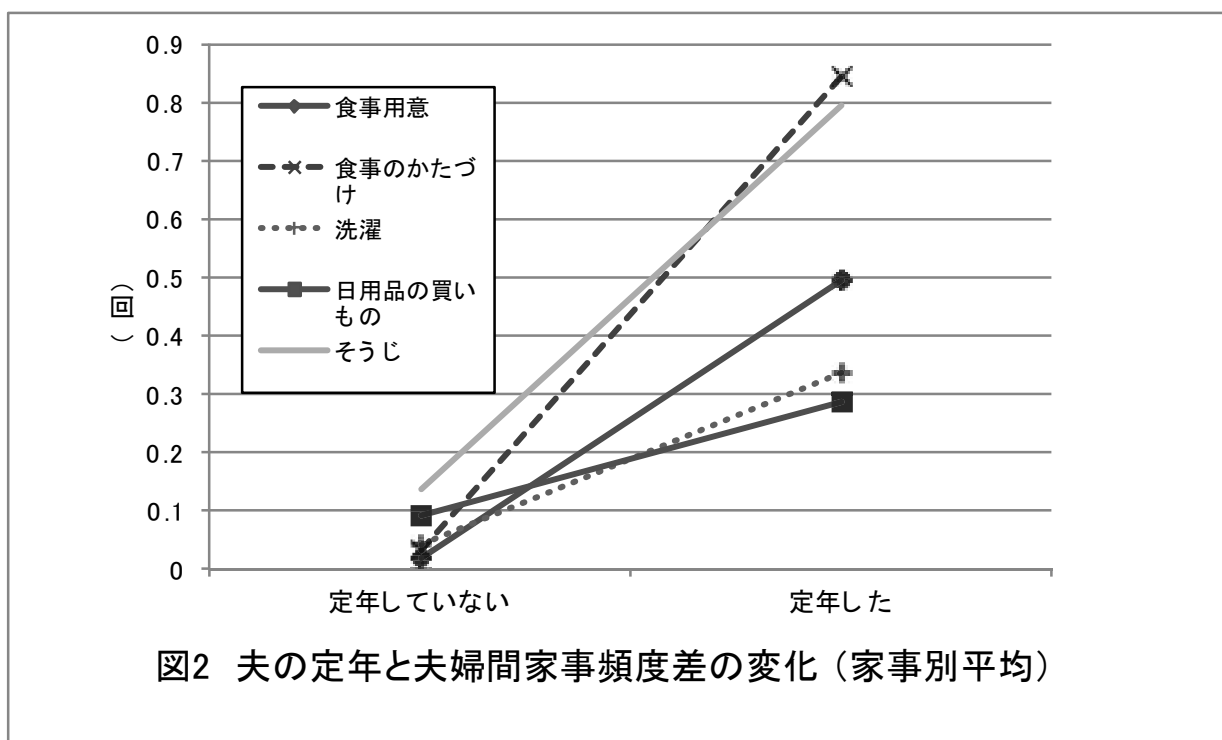


図1 夫の定年と夫婦間家事頻度差の変化(回答者別平均)

一方、図 3 で回答者の違いも考慮してみると、夫が自分で定年したと回答した場合と、妻の回答によるものの効果の違いも、家事によって異なることがわかる。図 1 のように夫回答の効果が高いというのは常ではなく、日用品の買いものにおいては妻の回答での定年の効果のほうが大きい。一方、そうじ、食事のあとかたづけ、食事の用意では夫回答の定年の効果が大きく、約 0.8-1 回週の頻度差が小さくなる。また、図 2 にみられた食事のあとかたづけ、食事の用意、洗濯に対する効果はほぼ夫回答の定年のものだったと考えられる。



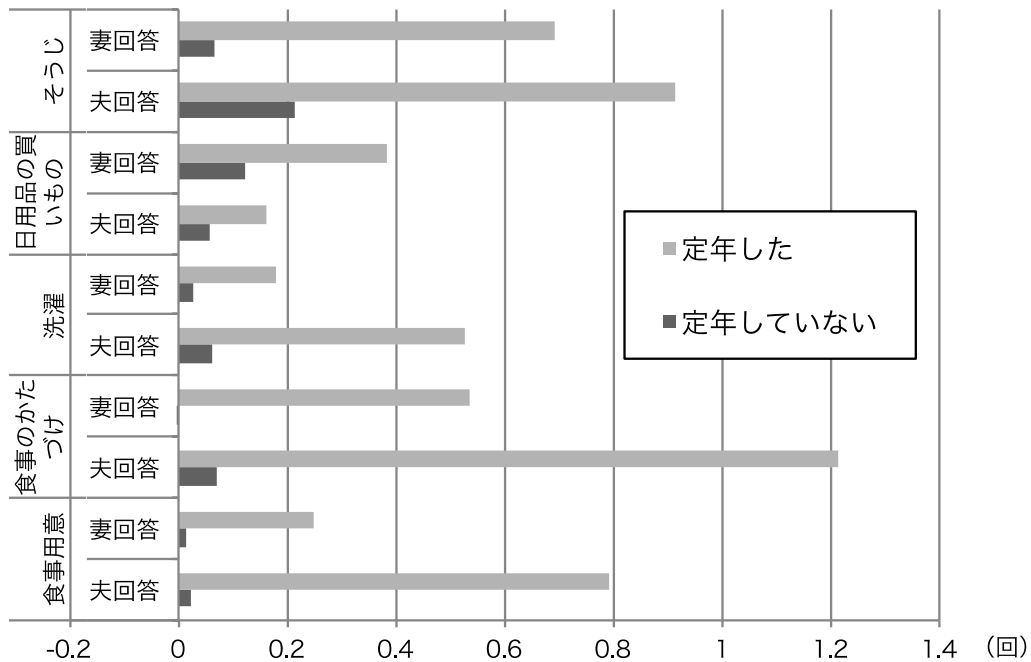


図3 夫の定年と夫婦間家事頻度差の変化（家事別回答者別平均）

## 5 まとめ

以上の結果から、夫婦の分担の変化に対する夫の定年の効果は、家事の種類と夫回答か妻回答かによって異なることが示唆された。とりわけ、食事の用意と洗濯、食事のあとのかたづけといった、日常的で手間やスキルを要する、いわゆる女性的家事において夫回答の夫の定年の効果が大きかった。対して、比較的いつ行うかを選択できる日用品の買い物に関しては、妻回答での夫の定年の効果が大きかった。つまり、夫は定年したあとあえて難しい家事にチャレンジしているが、それが妻の家事負担を軽減しているとは限らない可能性が示唆された。しかし以上の結果は他の要因を統制していない。特に、定年の効果には時間的余裕の効果が含まれている可能性が高い。そのため今後の課題として、まず就業状態や労働時間といった要因をコントロールし、稼得者意識の低下の効果と時間的余裕の効果を区別した分析が必要である。

〔付記〕 NFRJ-08Panel 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からの許可を得た。なお当該調査は執筆時に終了しているが、本稿では暫定的なデータを用いており、最終的なデータとは異なる可能性があることを断っておく。

[文献]

- Achen, A., 2009, "A Test of the Effect of Relative Resources on Retired Spouses's Time in Household Labor," *Conference Papers - American Sociological Association; 2009 Annual Meeting*,: 1-20.
- 有田伸, 2010, 「変化の方向とパターンを区別したパネルデータ分析の可能性: 従業上の地位の変化がもたらす所得変化を事例として」『東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ』 35.
- Gupta, S., 1999, "The Effects of Transitions in Marital Status on Men's Performance of Housework," *Journal of Marriage and Family*, 61(3): 700-11.
- 小笠原祐子, 2005, 「有償労働の意味: 共働き夫婦の生計維持分担意識の分析」『社会学評論』 56(1): 165-81.
- Szinovacz, M. E., 2000, "Changes in Housework after Retirement: A Panel Analysis," *Journal of Marriage and Family*, 62(1): 78-92.
- 多賀太, 2005, 「男性のエンパワーメント?: 社会経済的変化と男性の「危機」」『国立女性教育会館研究紀要』 9: 39-50.
- , 2006, 『男らしさの社会学: 揺らぐ男のライフコース』世界思想社.
- 筒井淳也, 2011, 「日本の家事分担における性別分離の分析」『第3回家族についての全国調査 (NFRJ08) 第2次報告書 第1巻: 家族と仕事 (日本家族社会学会全国家族調査委員会)』: 55-73.

## 5 夫婦の家事分担における代替関係

竹内麻貴（立命館大学大学院）

### 1 目的：代替関係の検討

家事分担研究においては、夫の家事参加を増やす、または妻の家事負担を減らす規定要因の分析が数多くなされてきた。一方で、そういった要因によって増えた夫の家事分量が、妻の負担軽減につながっているのかを中心に分析した研究は少ない。そこで本稿では、夫と妻の家事参加が代替関係にあるのかを検討するための基礎的な分析を行う。

### 2 先行研究

家事分担における夫婦間の代替関係についての研究として、松田・鈴木（2002）、福田（2007）がある。松田・鈴木（2002）は平成8年「社会生活基本調査」（総務省）の個票データを用い、夫と妻の家事時間が、本人と配偶者の労働時間、配偶者の家事時間にどのように規定されるかを分析する中で、それらの代替関係も検討している。それによると、夫と妻の家事時間と労働時間はほぼ代替関係にあるが、夫に関しては妻が自分よりも長時間働いている場合に限り、家事時間を増やしていた。さらにその増えた夫の家事時間が、妻の家事時間を減らすような関係はなかった。家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査（JPSC）」のパネル1からパネル15までのデータを分析した福田（2007）も、同様の結果を得ている。具体的には、一方の家事・育児時間が増えれば他方の家事・育児時間が減るのではなく、ライフコースにおける家事・育児時間の増減を夫妻が分け合う相補的な関係が明らかになった。他方で、妻が働きに出たことで減少した家事・育児時間分を、夫の家事・育児時間の増加分ではほとんどカバーしきれしていなかった。

本稿では以上の研究で主に検証していた、夫と妻の働き方と家事負担の関係も考慮するが、さらに家事の種類にも着目する。クロスセクショナルなデータの分析は、妻の就業形態に応じた夫の追加的貢献度は、日常的でスキルを要する食事準備よりも相対的に低スキルである掃除で高いことを指摘しており（筒井2011）、家事の種類を考慮した代替関係の再検討が必要である。特に、夫と妻の女性的家事への参加は、結婚状態の変化や配偶者の就業状態による影響からの影響をより受けやすく（Gupta 1999, Szinovacz 2000）、夫が家事・育児のどの部分を担うかによって妻の就労選択が異なる（平野 2005）といったことから、働く妻にとっては、より日常的負担が高い家事での代替性が重要である。また、夫によってカバーされなかった妻の減少分の家事量は、福田（2007）が指摘したように夫による分担以外の方法で担われているか、子供の入学などで家事・育児時間の合計量が減少しているときに働きに出ているという解釈も考えられるが、質を下げたり家事を行うタイミング

を妻が調整したりすることで対処している可能性もある。

### 3 データと分析方法

分析には「全国家族調査パネルスタディ (NFRJ-08Panel)」の wave1 から wave4 までのデータのうち有配偶者の回答を用いる。なお、本データはペアデータではなく配偶者に関する回答で置き換えている。

被説明変数は夫と妻それぞれの「食事の用意」、「食事のあとかたづけ」、「食料品や日用品の買い物」、「洗濯」、「そうじ (部屋、風呂、トイレなど)」の 5 つの家事の週あたりの頻度である。家事頻度には筒井 (2011) を参考に、「ほぼ毎日 (週 6-7 回)」、「一週間に 4-5 回」、「一週間に 2-3 回」、「ほとんど行わない」4 カテゴリーへの回答それぞれに、7 回、4.5 回、2.5 回、0 回としてカウントした値を与えている。説明変数である夫と妻の働き方として従業上の地位を用いるが、カテゴリーは夫と妻で異なる。まず夫は、「経営者・役員」「常時雇用されている一般従業者 (公務員を含む)」を常時雇用、「臨時雇い・パート・アルバイト」「派遣社員・契約社員・嘱託社員」を非正規雇用、「自営業主・自由業者」「自営業の家族従業者」「内職」を自営・家族従業、「非該当 (仕事についていない人)」を無職とする 4 カテゴリーにまとめた。対する妻は「臨時雇い・パート・アルバイト」をパート、「派遣社員・契約社員・嘱託社員」を派遣としたため、5 カテゴリーとなっている。

分析はまず個別の家事それぞれについて、従業上の地位ごとの平均を求める。次に、夫は正規雇用の平均をその他の従業上の地位の平均から引き、妻は無職の平均をその他の従業上の地位の平均から引く。そしてそれぞれの差を、夫が正規雇用から他の従業上になった場合と、妻が無職から働きに出た場合に増減する夫と妻の家事頻度を表すとみなす。最後に、その従業上の地位に応じた夫と妻の家事頻度の増減から、両者が代替的になっているかを確認する。妻の従業上の地位に基づく分析では、夫 2000 ケース、妻 2611 ケース、夫の従業上の地位に基づく分析では、夫 1999 ケース、妻 2629 ケースを分析する。

### 4 主な分析結果

図 1 は妻が無職から何らかのかたちで働き出したと仮定した場合の夫と妻の家事頻度の増減を比較した結果である。これをみると、妻は正規雇用と派遣で働き始めたとき、自分の頻度を減らし、夫も積極的に頻度を増やしている。その中でも、食事のあとかたづけと洗濯では、比較的夫が増やした頻度でカバーできている。だが、パートで働き出したときと無職時では妻はほとんど家事頻度を変化させておらず、洗濯では夫が増加させた分も妻の頻度に反映されていない。妻がパートに出ることで日用品の買い物の頻度が増えるのは、スーパーなど勤め先や通勤途中に立ち寄りやすくなるからと考えられる。また、そうじにおける妻の減少幅に夫の家事増加幅は追いついていない。全体として、妻自身が自分の就

業状態に合わせて家事を簡略化することで負担を調整している効果の方が大きいですが、一部の家事には夫の家事分担との代替的な関係にある傾向が確認された。

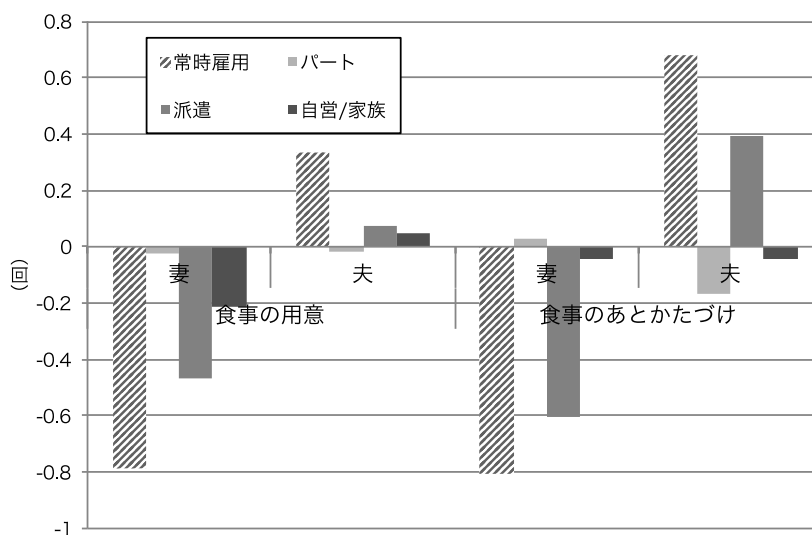


図1 妻が無職から働き出した時の夫と妻の家事頻度の増減比較(家事別)

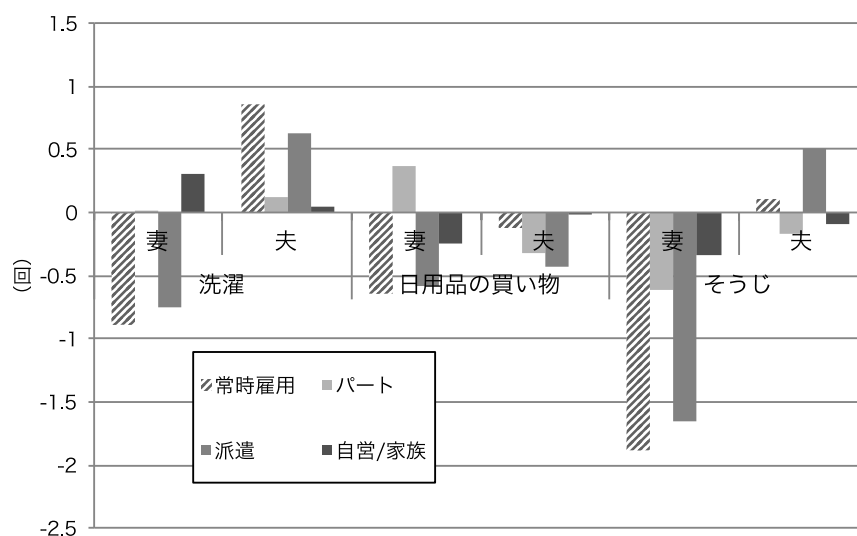


図1 続き

図 2 は、夫が正規雇用から他の働き方、または無職になったと仮定した場合の夫と妻の家事頻度の増減を比較したものである。

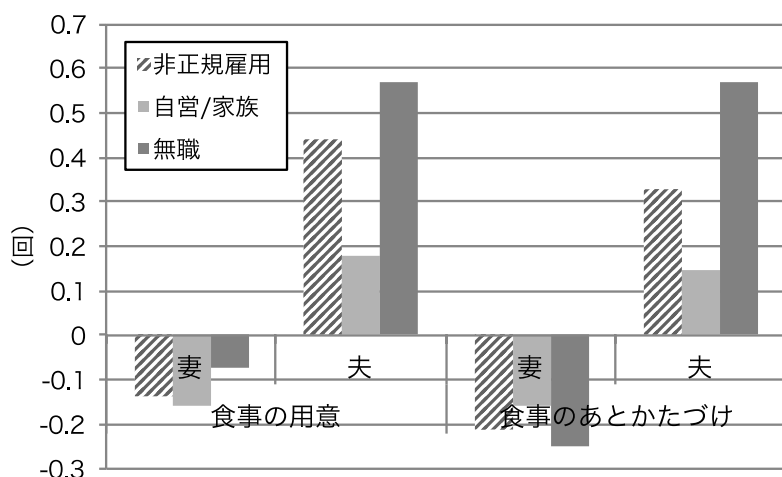


図2 夫が正規雇用ではなくなったときの夫と妻の家事頻度の増減比較 (家事別)

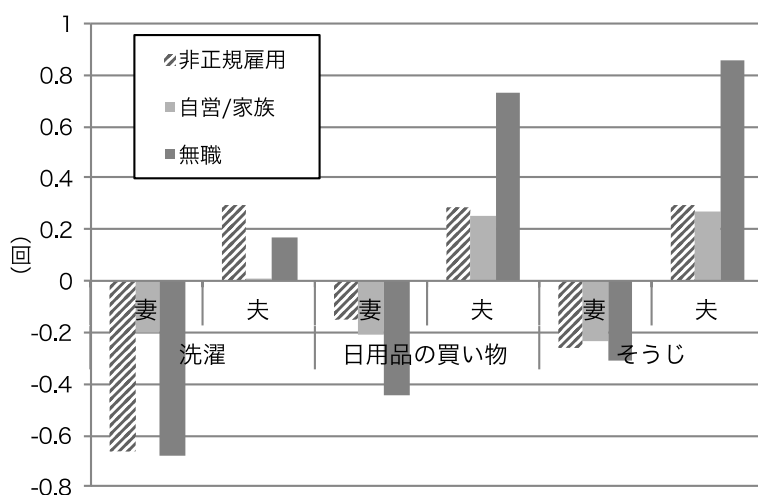


図2 続き

まず、夫は自分が正規雇用から非正規雇用または無職になると洗濯以外の家事には積極的な傾向がある。しかし、妻の家事負担の減り幅が最も大きいのは洗濯である。また、非正規雇用になるより無職になった場合の方が、夫の家事頻度の増加分と妻の減少分の食い違いが大きく、特に妻の食事の用意はほとんど減っていない。これは、夫が行った家事では満足しない妻がやり直している場合や、夫婦で一緒に行っている場合があることが予想される。結果の中では比較的妻と夫の頻度の増減が代替的な日用品の買い物は、二人で行いやすいと同時に、仕上がりの質が問われにくい家事である。自営・家族従業では夫と妻の分担が代替的になっているようにみえるが増減の幅自体が小さいため、実質的な家事頻度の増減の影響は限定的であると予想される。

今回の結果は、従業上の地位と家事の種類以外の共変量で統制していない。また、実際

の従業上の地位の変化によって頻度の変化を分析していない。よって、今後パネル分析により今回の分析で示唆された結果について詳細に検討することが課題である。

〔付記〕 NFRJ-08Panel 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からの許可を得た。なお当該調査は執筆時に終了しているが、本稿では暫定的なデータを用いており、最終的なデータとは異なる可能性があることを断っておく。

#### 〔文献〕

- Gupta, S., 1999, “The Effects of Transitions in Marital Status on Men’s Performance of Housework,” *Journal of Marriage and Family*, 61(3): 700–11.
- 福田節也, 2007, 「ライフコースにおける家事・育児遂行時間の変化とその要因—家事・育児遂行時間の変動 要因に関するパネル分析 (特集生活時間)」『家計経済研究』76: 26–36.
- 平野光子, 2005, 「既婚女性の就業と夫の家事分担」『季刊家計経済研究』66: 68–75.
- 松田茂樹・鈴木征男, 2002, 「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.
- Szinovacz, M. E., 2000, “Changes in Housework after Retirement: A Panel Analysis,” *Journal of Marriage and Family*, 62(1): 78–92.
- 筒井淳也, 2011, 「日本の家事分担における性別分離の分析」『第3回家族についての全国調査 (NFRJ08) 第2次報告書 第1巻: 家族と仕事 (日本家族社会学会全国家族調査委員会)』: 55–73.

## 6 子どもの誕生による生活満足度・家事満足度・育児満足度の変化

苫米地なつ帆（東北大学大学院）

### 1 研究背景と研究目的

家族のライフサイクルの中において、子どもの誕生とそれに伴う生活の変化は大きな意味をもつものである。たとえば第1子の誕生は、それまで夫婦のみの二者関係により成り立っていた家族が、夫婦と子どもという三者関係により形成される家族へと変化することを意味し、夫婦には子どもを育てる必要が生じる（高橋 1987）。第2子以降の誕生についても、それまでは存在しなかった新しい家族員の増加によって、他の家族員の生活がそれまでとは異なるものになっていく。

子どもの誕生によって少なからず生活が変化することを考慮すると、子どもの誕生は親にとって、生活に対する満足度に変化を与える要因たり得ると考えられる。また、子どもの誕生に伴ってそれまでの家事や育児の役割分担を変更する必要性が生じると、配偶者の家事に対する満足度や育児に対する満足度が変化する可能性が考えられる。しかし、子どもの誕生前後での満足度の変化について検討した研究は、日本ではそれほど多くない。そこで本研究では、子どもの誕生によって生活や配偶者に対する満足度がどのように変化するのかをとらえることを目的とし、計量的な手法を用いた検討を行うこととする。

### 2 先行研究と検討課題

少子化の進行する日本においては、子どもの誕生、言い換えれば子どもをもつことに人々がどのような認識をもっているかということに対して高い関心が寄せられてきた。内閣府の調査によれば、「子どもがいると生活が楽しくなる」、「子どもが好き」という理由から子どもをもちたいと考える人々がいる一方で、「子育てするのが大変そう」、「経済的余裕がない」という理由で、子どもをもちたくないとする人々もいる（内閣府 2011）。また、子どもの追加出生と負担感の関係を検討した研究からも、「心の安らぎが得られる」ととらえる人々の存在と、「生活水準・自由にできる時間・就職などの機会の得やすさにマイナスの影響がある」ととらえる人々の存在が明らかにされている（岩間 2011）。このように、子どもの誕生は親にとって心理的なメリットがある反面、身体的・金銭的・心理的なコストが発生するものであるととらえられている。実際に子どもをもつ場合には、それらのコストが生じることによって、生活や配偶者に対する満足度が低下する可能性が考えられる。

子どもの誕生と満足度の変化という観点からなされている研究からは、以下のような知見が得られている。第1子の出生によって夫婦関係に変化があったかどうかを検討した研究からは、子どもの出生前後で「夫婦で遊びに出かけること」や「夫婦で過ごす時間」等

の夫婦での行動に対して満足度の低下がみられること（高橋 1987）や、第 1 子の出生が夫婦関係の満足度を低下させる要因となっていること（山口 2009）が示されている。また、子どもがいる場合に、家事分担や家事時間の増加によって結婚幸福感が下がることが明らかにされている(Lye & Biblarz 1993; Greenstein 1996)。それらに加えて、育児経験も妻の夫婦関係満足度を下げる要因であることが明らかになっている（永井 2002）。これらのことから、子どもの誕生や子どもの存在が夫婦の関係を中心とした満足度に影響を与えていることがわかる。

以上をふまえて本研究では、子どもの誕生というイベントを経験しているかいないかで満足度の変化に差がみられるかどうかを検討課題とする。具体的な仮説として上述の先行研究の知見から、子どもの誕生によって生活や配偶者に対する満足度が下がるという仮説を立てることができる。

### 3 データと分析手法

使用するデータは、NFRJ-08Panel データの wave1 から wave5 までのデータである。使用する変数は以下のとおりである。まず、満足度の指標を作成するために「生活全体に対する満足度」、「家事に対する配偶者の取り組み」、「育児に対する配偶者の取り組み」の 3 変数を用いた。いずれも「1=かなり満足」「2=どちらかといえば満足」「3=どちらかといえば不満」「4=かなり不満」という値をとる変数であるが、「1=かなり不満」～「4=かなり満足」というように値が高いほど満足度が高くなるように値を反転し、「生活全体に対する満足度」、「配偶者に対する家事満足度」、「配偶者に対する育児満足度」という新変数を作成した。さらに、それらの変数の t 時点と t-1 時点の間の差分をとってそれぞれの満足度における変化量を求め、「生活全体に対する満足度の変化」、「配偶者に対する家事満足度の変化」、「配偶者に対する育児満足度の変化」という新変数とした。また、子どもの誕生というイベントについては、去年 1 月～12 月の出来事として「子どもができた」と回答している場合に子どもが誕生したと判断した<sup>(1)</sup>。表 1 が分析のために作成および使用した変数の記述統計量である。

表 1 記述統計量

	N	Mean	SD	Min	Max
生活全体に対する満足度	8081	2.145	0.671	1	4
配偶者に対する家事満足度	6348	2.171	0.871	1	4
配偶者に対する育児満足度	6349	2.232	1.054	1	5
去年子どもができた	6218	0.016	0.124	0	1
生活全体に対する満足度の変化	7737	-0.005	0.529	-3	3
配偶者に対する家事満足度の変化	6380	-0.017	0.566	-3	3
配偶者に対する育児満足度の変化	6063	-0.011	0.543	-3	3

表 1 の変数を用いて、満足度の変化が子どもの誕生というイベントを経験した場合とそ

うでない場合とで異なっているかどうかを検討した。分析にはt検定を用いた。

#### 4 分析結果

表2は、生活全体に対する満足度の変化について全サンプルでt検定を行った結果と、男女別に分けてt検定を行った結果を示している。また図1は、それぞれの平均値をグラフ化したものである。

表2 生活全体に対する満足度の変化の差のt検定

	子どもの誕生				t値
	あり		なし		
	Mean	SD	Mean	SD	
全サンプル	-0.122	0.596	-0.004	0.608	1.834 *
男性のみ	-0.077	0.623	0.000	0.627	0.760 n.s.
女性のみ	-0.157	0.579	-0.007	0.594	1.795 *

\* p<.05

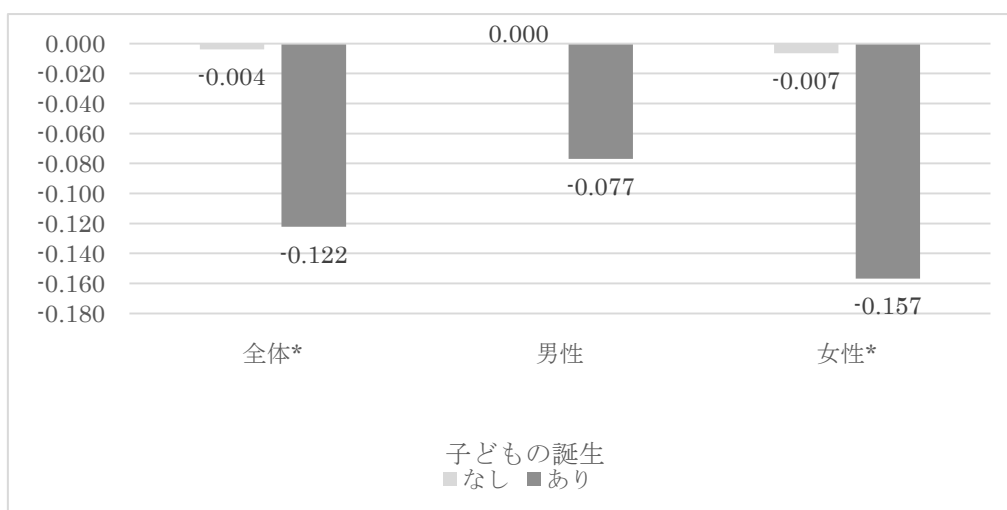


図1 子どもの誕生の有無別にみた、生活全体に対する満足度変化の平均値

表2と図1より、子どもの誕生を経験した人々の方がそうでない人々よりも生活全体に対する満足度が統計的に下がりやすいと言える。また、男女別に分けてt検定を行った結果もふまえると、特に女性の場合に子どもの誕生というイベントを経験しているかいないかによって生活全体に対する満足度の変化に大きな違いがみられ、子どもの誕生を経験している女性で生活全体に対する満足度が下がりやすいことがわかった。

続いて表3と図2では、配偶者の家事に対する満足度の変化について、生活全体に対する満足度と同様にt検定を行った結果を示している。

表 3 配偶者の家事に対する満足度の変化の差の t 検定

	子どもの誕生				t値
	あり		なし		
	Mean	SD	Mean	SD	
全サンプル	-0.098	0.795	-0.022	0.671	1.002 n.s.
男性のみ	-0.056	0.826	-0.011	0.619	0.424 n.s.
女性のみ	-0.130	0.778	-0.031	0.707	0.943 n.s.

\* p<.05

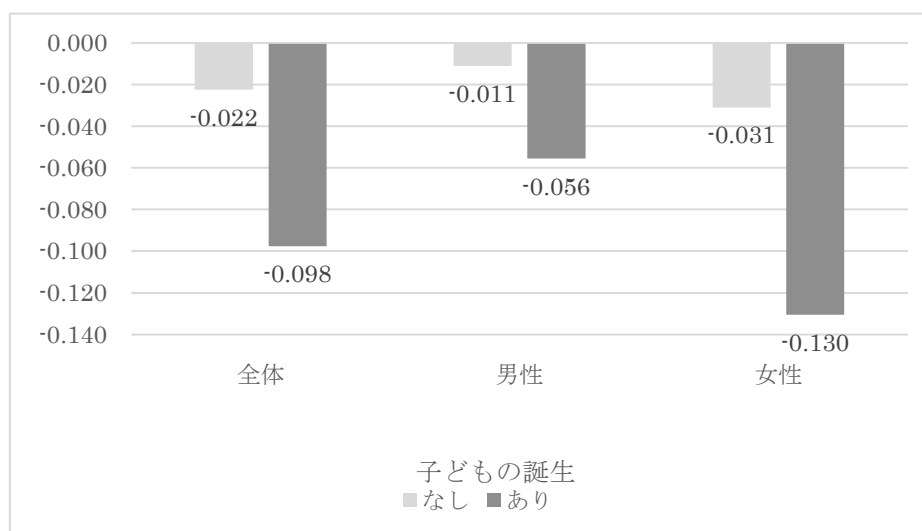


図 2 子どもの誕生の有無別にみた、配偶者の家事に対する満足度変化の平均値

表 3 の結果より、いずれの場合も今回の分析からは統計的有意な差が検出されなかったことがわかる。しかし図 2 をみてみると、配偶者の家事に対する満足度が全体的に下がる傾向にあることが読み取れる。

最後に、配偶者の育児に対する満足度の変化について t 検定を行った結果を表 4 と図 3 に示した。

表 4 配偶者の育児に対する満足度の変化の差の t 検定

	子どもの誕生				t値
	あり		なし		
	Mean	SD	Mean	SD	
全サンプル	-0.098	0.539	-0.014	0.654	1.002 n.s.
男性のみ	-0.045	0.575	-0.033	0.591	0.099 n.s.
女性のみ	-0.128	0.522	0.000	0.696	1.141 n.s.

\* p<.05

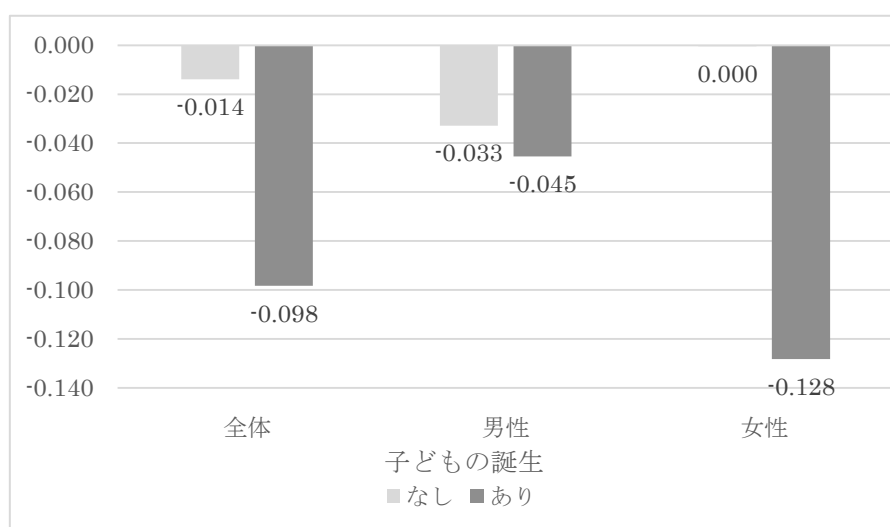


図3 子どもの誕生の有無別にみた、配偶者の育児に対する満足度変化の平均値

表4の結果より、いずれの場合も今回の分析からは統計的に有意な差が検出されなかったことがわかる。しかし図3をみると、配偶者の家事に対する満足度変化と同様に配偶者の育児に対する満足度が全体的に下がる傾向にあることと、特に女性の場合に、子どもの誕生を経験していると満足度がより下がりやすいという傾向を読みとることができる。

## 5 結論と考察

分析結果より、生活全体に対する満足度の変化が子どもの誕生というイベントを経験しているかないかによって異なっており、子どもの誕生というイベントを経験している場合には満足度がより下がりやすいことが示された。また、その傾向は女性に顕著であり、子どもの誕生を経験している女性の方が生活全体に対する満足度がより下がっている。これらのことから、子どもの誕生によって育児コストが発生し生活全体に対する満足度が下がりやすくなること、女性が育児の中心的な担い手であるために、女性の場合には生活全体に対する満足度が下がる傾向にあるのではないかと考えられる。生活全体に対する満足度については仮説が支持されたと言えよう。

他方、配偶者の家事に対する満足度や育児に対する満足度の変化に関しては、本研究の分析では子どもの誕生の有無による満足度の変化の差は検出されず、仮説は支持されなかった。だが、いずれの満足度に関しても子どもの誕生を経験している人々の方が、満足度が下がる傾向にあることが確認されたため、育児コストが発生することによって配偶者の家事や育児に対して不満を抱きやすくなる可能性が示唆される。今後は多変量解析を用いて、子どもの誕生前後における満足度の変化や子どもの誕生というイベント経験の有無による満足度の変化の違いについて、より詳細な検証を行っていきたい。

[注]

(1)養子や再婚によって子どもができたケースも含まれているが、その場合でも新たに家族成員が増えることによって生活に変化があると考えられるため、今回はそのような場合も含めて分析を行っている。

[文献]

Greenstein, T. N., 1996, "Gender Ideology and Perception of the Fairness of the Division of Household Labor: Effects on Marital Quality", *Social Forces*, 74(3): 1029-1042.

岩間暁子,2011,「ジェンダーと子育て負担感—日独伊3カ国比較分析」阿藤・西岡・津谷・福田編『少子化時代の家族変容—パートナーシップと出生行動』.

Lye, Diane N., Biblarz, Timothy J., 1993, "The Effects of Attitudes Toward Family Life and Gender Roles on Marital Satisfaction", *Journal of Family Issues*, 14(2): 157-188.

永井暁子,2002,「出産・夫の育児と妻の夫婦関係満足度」佐藤・石田・池田編『社会調査の公開データ—2次分析への招待』.

内閣府,2011,『結婚・家族形成に関する調査』内閣府.

高橋久美子,1987,「第1子出生後の夫婦関係の変化」『日本家政学会誌』(5):415-423.

山口一男,2009,『ワークライフバランス—実証と政策提言』日本経済新聞出版社.

## 7 親の子どもに対する関わり方の経時的変化と規定要因

苫米地なつ帆・三輪 哲（東北大学）

### 1 研究背景と研究目的

近代以降の日本社会において、子育ては基本的に家族によって行われ、その中でも母親が中心的な役割を担ってきた。とりわけ高度経済成長期以降には、子どもを「人格も学力も」というパーフェクト・チャイルドへと育てようとする母親が増加し、「教育ママ」という言葉も現れた（広田 1999；本田 2000）。子どもに熱心に関わろうとする母親と、その関わりが子どもの発達にもたらす影響への関心が高まり、これまで心理学や社会学の領域において研究が蓄積されてきた。

どのような母親が子どもと多く関わるのか、関わり方の規定要因を検討した複数の研究からは、地域や母親の就労状況、階層的要因、家族構造等が規定要因となっていることが明らかにされている（品田 2001・2011；永井 2009；神原 2009）。また母親の子どもへの関わり頻度については、小学校中学年以降は減少していくということが示されている（品田 2011；永井 2009）。しかし、これらの知見はクロスセクショナルデータを用いた実証分析によって得られたものである。クロスセクショナルデータやそれを累積したデータは、異なる個人の関わりをまとめた形になっており、同一個人に対する変化をとらえているわけではない。そこで本研究では、親の子どもに対する関わり方の変化およびその規定要因についてパネルデータを用いて再検討をすることを目的とする。パネルデータを用いることによって、同じ個人内での変化および変化を促す要因を明らかにすることが可能になるためである。

### 2 先行研究と検討課題

親の関わり方の経時的変化に関しては、先行研究より異なる2つの知見が得られている。まず1つは、母親が子どもに知識や技能を教えることを意味する教育的関わり方の頻度は0歳から6歳まではほぼ横ばいで、その後減少していくという知見（品田 2011）である。そしてもう一方は、母親の教育的関わり方の頻度は8歳ぐらいまで増加し、その後徐々に減少していくという知見（永井 2009）である。いずれも小学校の中ごろから関わり方が減少していくという点では一致しているが、小学校入学前後まではいずれの見解が妥当なのか、確認する必要がある。

親の関わり方の頻度の規定要因については、様々な要因が関わり方の頻度に影響していると考えられている。これまでは、母親が有職の場合には教育的関わり方が少ないこと（品田 2011）、子どもと遊ぶ頻度が少ないこと（永井 2009）が示されている。また、階層的な要因としては、親の学歴と関わり方の頻度には関連がみられないこと（品田 2011）、高収入の家庭では教育的関わりが多いこと（品田 2011）が明らかにされている。家族構造的な要因としては、きょうだい数には効果がみられないこと（品田 2011）、子どもが第1子の場合に、教育的関わり方の頻度が高い傾向があること（神原 2009）が示されている。

以上の先行研究の知見をふまえ、パネルデータを用いた分析でこれらの先行研究の知見が支持されるのかどうかを検討する。

### 3 データと分析手法

分析にはNFRJ-08Panelデータのうちwave1からwave3までのデータを使用した。また、用いた変数は以下のとおりである。

まず、従属変数には回答者本人と子どもとの関わりを尋ねている項目のうち、「ふだん、この方に知識や技能を教えることはありますか」という項目を用いた。この項目では1週間の頻度を尋ねているため、それを1か月当たりの数値に換算し「教育的関わりの頻度」とした<sup>(1)</sup>。

続いて独立変数には、「親(本人)教育年数」、「世帯収入<sup>(2)</sup>」、「母親就業ダミー」、「親男性ダミー」、「きょうだい数(子ども数)ダミー」、「子ども誕生ダミー<sup>(3)</sup>」、「子ども男性ダミー」、「出生順位ダミー」という変数と、子どもの加齢効果を表すダミー変数である「年齢変化0-5歳」、「年齢変化5-10歳」、「年齢変化10-15歳」<sup>(4)</sup>という変数を用いている。これらの変数の記述統計量は以下の表1のとおりである。

表1 記述等計量

	N	平均値	標準偏差
教育的関わりの頻度	2176	9.37	8.85
親(本人)教育年数	457	13.74	1.78
世帯収入	457	6.44	0.56
母親就業ダミー			
フルタイム	2157	0.30	0.46
パートタイム	2157	0.30	0.46
親男性ダミー	457	0.35	0.48
きょうだい数(子ども数)			
きょうだい1人ダミー	457	0.27	0.44
きょうだい2人ダミー	457	0.50	0.50
子ども誕生ダミー	2272	0.05	0.22
子ども男性ダミー	812	0.50	0.50
出生順位			
第1子ダミー	812	0.48	0.50
第2子ダミー	812	0.49	0.49
年齢変化0-5歳	2272	4.32	1.35
年齢変化5-10歳	2272	2.78	2.21
年齢変化10-15歳	2272	0.99	1.60

分析手法はマルチレベル分析(3レベル)である。レベル3が親の学歴やきょうだい数といった家族の状況を示す水準、レベル2がそれぞれの子どもの状況を示す水準、そしてレベル1がwave1からwave3までの反復測定値の水準という構造をとっている。

## モデルの構造

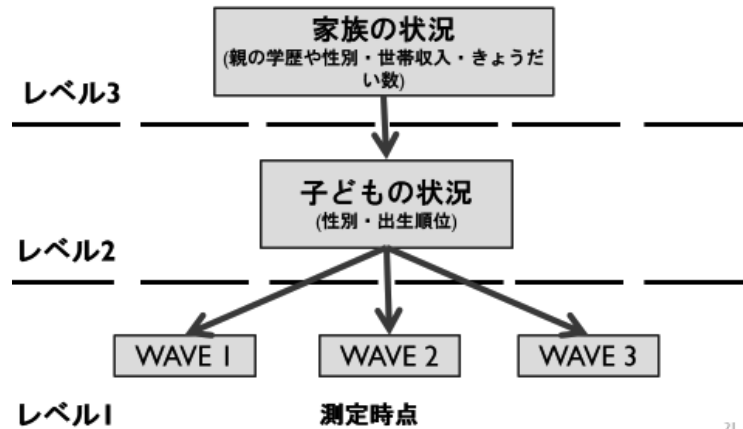


図1 マルチレベル分析のモデルの構造 (苦米地・三輪 2012 より)

### 4 分析結果

以下の表2が、マルチレベル分析の結果である。

表2 マルチレベル分析の結果

独立変数	従属変数					
	教育的関わりの頻度		教育的関わりの頻度(センタリング後)			
	B	SE	B	SE		
切片	9.680	*	4.522	11.189	*	5.092
年齢変化0-5歳	0.728	**	0.203	1.705	**	0.472
年齢変化5-10歳	-0.171		0.129	0.309		0.335
年齢変化10-15歳	-1.441	***	0.130	-1.215	***	0.257
子ども誕生ダミー	-0.487		0.883	0.587		1.024
母親就業ダミー(ref:無職)						
フルタイム	-1.648	**	0.649	-0.666		1.034
パートタイム	-0.519		0.570	-0.496		0.717
男性ダミー	0.088		0.314	-0.430		0.405
出生順位						
第1子ダミー	1.048		0.639	-0.907		0.641
第2子ダミー	0.223		0.537	-0.577		0.590
親男性ダミー	-6.168	***	0.568	-6.384	***	0.584
きょうだい数(ref:3人以上)						
きょうだい1人ダミー	2.726	**	0.894	3.986	***	0.842
きょうだい2人ダミー	0.538		0.674	1.149		0.713
親教育年数	0.112		0.163	0.288	†	0.168
世帯収入	-0.239		0.706	-0.781		0.804
N	2272		2272			
Deviance	14218.42		14343.06			

\*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05, † p<.1

まず教育的関わりの頻度の経時的な変化については、子どもが0歳から5歳までの間は頻度が増加していくこと、10歳から15歳までの間には頻度が減少していくことが明らかとなった。この経時的な変化をグラフにしてみると、図2のようになる。

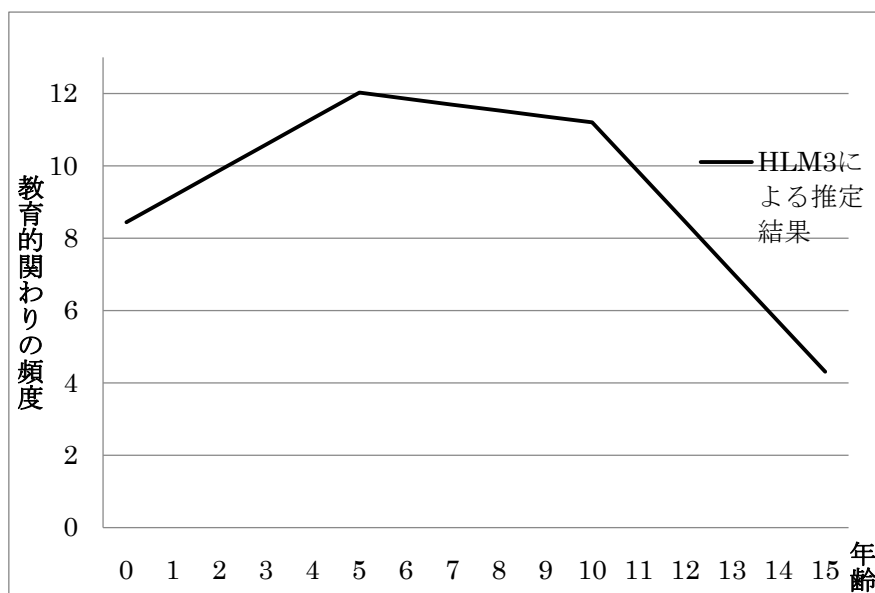


図2 子どもの加齢による親の教育的関わりの頻度の経時的変化

最も頻度が多くなるのは5歳の時でそれ以降は減少していくこと、子どもが小学校高学年になる頃からは関わりの頻度が少なくなっていくことがわかる。続いて、図3はセンタリングをする前と後での加齢効果の非標準化回帰係数を比較した結果である。センタリングをすると、個人内の変化のみをとらえることが可能となる。図3からは、センタリングをして個人内の変化のみを取り出すと、就学前の0歳から5歳までは教育的関わりの頻度が急増することがみてとれる。

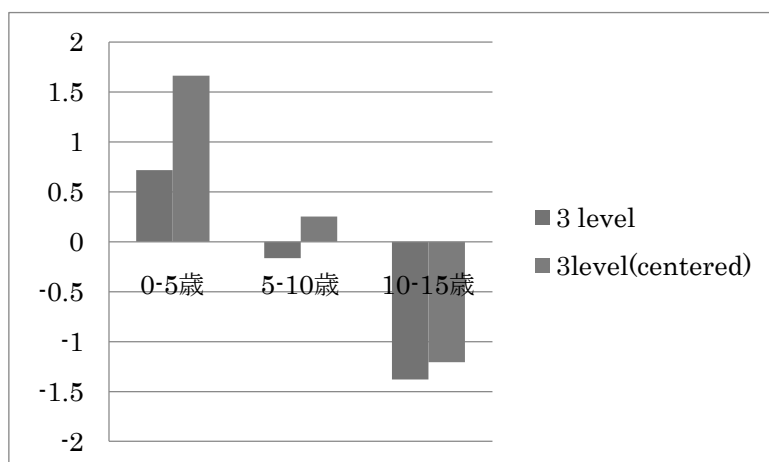


図3 子どもの加齢効果の非標準化回帰係数の比較（センタリング前とセンタリング後）

次に関わり頻度の規定要因としては、母親就業フルタイムダミー（センタリング前）、親男性ダミー、きょうだい数1人ダミー、親教育年数（センタリング後）が統計的に有意に効果をもつ変数であることが表2に示されている。母親就業フルタイムダミーの効果がセンタリングをすると見えなくなったことは、フルタイム就業を選択した母親の方が、そうでない母親と比較して教育的関わりの頻度が少ない、もしくは教育的関わりの頻度を多くしたい母親が、無職を選択する傾向にあるということを示している。親男性ダミーがマイナスの効果をもっていることから、やはり父親よりも母親の方が教育的関わりの頻度が多いこと、きょうだい数1人ダミーがプラスの効果をもっていることから、一人っ子は親の教育的関わりの頻度が多くなること、親教育年数がプラスの効果をもっていることから、親の学歴が高いと関わりが多くなる傾向があることが明らかとなった。

## 5 結論と考察

先行研究で得られていた知見と本研究で得られた知見との対応関係を、表3に示した。親の教育的関わりの頻度の経時的変化に関しては、幼少期にかかわりが増加し、そのあと減少するという結果が得られ、先行研究の知見とほぼ一致していた。だが、データのとらえかた次第で結果の見え方がかなり異なっており、本研究の分析結果からは個人内の関わりの経時的変化がかなり大きいことが示されている。よって変化をみようとするならば、個人内の変動のみをとらえられるようなデータや分析モデルを用いるのが望ましいと言えよう。

表3 先行研究の知見と本研究で得られた知見の一覧（苦米地・三輪 2012 より）

	先行研究	本報告
<b>経時的変化</b>		
幼少期	不変or増加?	増加(より急)
小学校以降	減少	減少
<b>規定要因</b>		
母就労	-の効果	効果なし
親学歴	効果なし	+の効果
収入	+の効果	効果なし
きょうだい数	効果なし	独子が+
出生順位	第一子が+	効果なし

また、親の教育的関わりの頻度の規定要因に関しては先行研究との食い違いが多くみられた。母親の就労には効果がなく、親の学歴や世帯収入については先行研究と真逆の知見が得られた。さらに、子どもの出生順位ではなくてきょうだいの数が重要であることから、きょうだいがいる場合には親は関わりの頻度を平等にしようとしている可能性や、関わる頻度という資源を一定量確保しようとして、子ども数を選択している可能性などが示唆される。今後はデータの時点を追加するとともに、モデルの改善を行って親の関わりの頻度の経時的変化を追っていきたい。

#### [注]

- (1)質問紙上での回答の選択肢は、「1:ほぼ毎日(週 5~7回)」、「2:週に 3~4回」「3:週に 1~2回」「4:月に 1~2回」「5:年に数回」「6:まったくない」となっている。
- (2)世帯収入は対数変換値を用いている。
- (3)子ども誕生ダミーは、wave2 や wave3 でその家族に新たに子どもが生まれた場合を 1、子どもが 1人も誕生していない場合(=きょうだい構成が変化していない場合)を 0 とするダミー変数である。
- (4)「0-5 歳」、「5-10 歳」、「10-15 歳」というように年齢が重複しているのは、0-5 歳の間の関わりの増減、5-10 歳の間の関わりの増減、10-15 歳の間の関わりの増減を、それぞれの時期ごとに線形でとらえるためである。

#### [文献]

- 広田照幸,1999,『日本人のしつけは衰退したか——「教育する家族」のゆくえ』講談社現代新書.
- 品田知美,2001,「母親の就業と子育て——学齢期の子どもへの態度から」『家族生活についての全国調査(NFR98)報告書』,日本家族社会学会全国家族調査研究会,2:63-75.
- ,2011,「母親の子どもに対するかかわり方はどう変化したか」『第 3 回家族についての全国調査(NFRJ08)第 2 次報告書』,日本家族社会学会全国家族調査委員会,3:29-45.
- 本田由紀,2000,「「教育ママ」の存立事情」藤崎宏子編『親と子——交錯するライフコース』ミネルヴァ書房.
- 神原文子,2009,「育児としての父と子のつながり」藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族——NFRJ からみたその姿』有斐閣ブックス.
- 永井暁子,2009,「育児としての母と子のつながり」藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族——NFRJ からみたその姿』有斐閣ブックス.
- 苫米地なつ帆・三輪哲,2012,「親の子どもに対するかかわり方の経時的変化と規定要因」第 22 回家族社会学会報告資料.

## 8 夫婦間の相互作用の時間に伴う変化

西野理子（東洋大学）

\* 2012年2月開催の第5回研究会で報告した内容の概略である。

### 1. 目的

第1波から第3波までの3年間のパネルデータを用いて、夫婦間の関係性のうち、その相互作用の変化を検討する。

夫婦間の関係は、家族社会学の重要なトピックスのひとつであり、「結婚の質 Marital Quality」や「結婚幸福度 Marital Happiness」という用語で研究対象となってきた。とくに夫婦間満足度や結婚満足度の継時的な変化を対象とした研究が蓄積されてきており、満足度が結婚初期には高い「ハネムーン効果」があり、それが徐々に低下していくことが指摘されている。ただし、ハネムーン効果が失われて以降の変化についての知見はさまざま、横断データを用いてU字型を描くという主張もあるが、縦断データを用いた分析からは、中年期の変化が大きくないL字型であることが確かめられている（永井、2005）。その背景についても、満足度の低下は単なる継時的発達過程ではなく、子の存在の影響や、仕事の影響など、中年期の生活がかかわっていると指摘されている。

本報告では、夫婦間の相互作用に着目し、その時間に伴う変化を検討した。

### 2. 使用データと仮説

W1～3すべてに回答している1,487（1,881中の79.1%）の中の、結婚継続者 N=1,216（男性43.7%、女性56.3%）をサンプルとした。

表1. 男女別にみた結婚期間の分布 (%)

	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-
男性	5.50	9.10	9.50	11.20	9.70	10.20	12.90	17.00	10.60	4.40
女性	5.90	11.20	12.00	10.10	10.60	10.90	8.80	13.40	8.80	8.40

相互作用尺度として取り上げたのは、夫婦間の会話頻度である。調査では、「あなたは1日に平均どれくらいの時間、配偶者の方と「話らしい話」をしますか」という質問で、平日と休日についてそれぞれたずねた。

本報告では、先行研究をふまえて、次の4つの仮説を検討した。①結婚継続期間の長さに比例して夫婦間の相互作用は低下する。②その低下は、子の存在によるものではない。③夫婦間の関係は、経済的安定に依存する【経済資源説】。④相互作用は時間的余裕に依存する【時間資源説】。

### 3. 分析

Wave 1 と wave 3 の間における夫婦間会話頻度（平日）の個体内変化は、移行率 58.6% で、そのうち頻度の上昇方向への変化が 27.1%、下降方向への 31.6%であった。この2時点間の相関は 0.691 である。

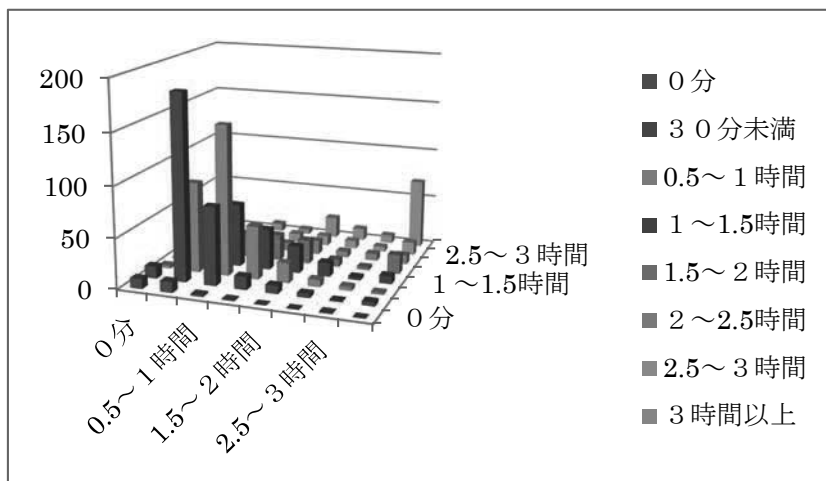


図1 夫婦間会話頻度（平日）の2時点間の分布

夫婦間会話頻度（休日）の個体内変化は、移行率 61.6% で、上昇移動が 26.3%、下降移動が 35.3%、2時点間の相関は 0.651 である。休日の会話頻度の分布は最大カテゴリーに偏在しており、今後、データ処理方法を工夫する必要がある。

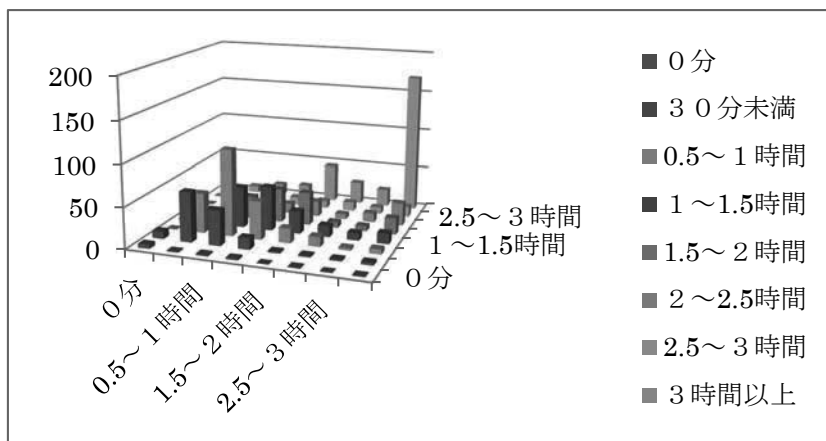


図2 夫婦間会話頻度（休日）の2時点間の分布

休日の会話頻度を被説明変数とする固定効果回帰分析を行った（事前に Hausman 検定により固定効果を選択した）。説明変数は、仮説①～④をふまえて、結婚期間(年)、世帯収入（十万円）、収入欠損ダミー、夫の就労時間、妻の就労時間、0・2歳の子の人数、3・6歳の子の人数、7・12歳の子の人数、13・18歳の子の人数、19歳以上の子の人数、とした。

表2 会話頻度（休日）の固定効果回帰分析 係数／出生コーホート別

説明変数	全体	42歳以下	43-57歳	58歳以上
結婚年数	-.1043974***	-.3200109***	-.0420088	-.0329545
世帯収入	-.0003428	-.0003469	-.0025939	.0012355
収入欠損	.0129955	-.0413564	-.0565172	.0280309
夫就労時間	.0100096	.0213912	-.0028648	.0041864
妻就労時間	.0264724*	.0213912	.0447608+	.0394641+
0-2歳子数	-.4116553*	-.3638597+	1.704612	
3-6歳子数	-.3972252+	-.2041611	1.585023*	
7-12歳子数	-.2632862	.2069339	.8799006	.623428
13-18歳子数	-.2513963	.366385	.8523223	-.2512137
19歳上子数	-.1805289	.6415847	.7280817	.5092983
定数	7.87417***	7.963703***	4.133955**	5.031006*
records	3,717	1051	1264	1402

+<.10 \*<.05 \*\*<.01 \*\*\*<.001

注：コーホートは08時点の年齢による

表3 会話頻度（休日）の固定効果回帰分析（係数）／結婚期間グループ別

説明変数	全体	14年以下	15-29年	30年以上
結婚年数	-.1043974***	-.3171822***	-.0438325	-.0391091
世帯収入	-.0003428	-.0005101	.0007437	-.0007365
収入欠損	.0129955	.0444121	-.008613	.034709
夫就労時間	.0100096	.0235989	-.0053482	.0077253
妻就労時間	.0264724*	-.0074721	.053199*	.0405907*
0-2歳子数	-.4116553*	-.4088638+		
3-6歳子数	-.3972252+	-.2344441	1.365795+	
7-12歳子数	-.2632862	.1231203	1.142303+	1.109341
13-18歳子数	-.2513963	-.1288678	1.050045+	-2.826758+
19歳上子数	-.1805289	-2.64208*	1.010582+	-.7335386
定数	7.87417***	7.883353***	3.183112*	7.975407**
records	3,717	984	1,169	1,564

+<.10 \*<.05 \*\*<.01 \*\*\*<.001

#### 4. 結果と考察

表2・3にみるように、夫婦間の会話頻度の変化は、結婚継続期間が長くなるほど低下

しており、仮説①が支持される。ただし、その効果が認められるのは結婚早期のみである。満足度の推移で確認されているのと同じように、夫婦間の相互作用の頻度においても、結婚初期のハネムーン効果が消え、その後は安定しているといえよう。

仮説②の子どもの効果は、幼い子どもが増えるほど夫婦間の会話頻度が低下している。一方で、中年期の夫婦にとって思春期以上の子が増えることが夫婦の会話にプラスの効果を持っている。ただし、高年期の夫婦に中高生の子がいることはマイナスの効果を持つ。幼い子どもの存在は夫婦関係を一時的に脅かす面がある一方、適当な時期に子が成長していくことは、夫婦間の会話を増加させる側面があることがうかがえる。

仮説③の経済資源説は支持されず、仮説④の時間資源説も支持されなかった。就労時間の長さは夫婦間の会話頻度を低下させず、むしろ中年期以降は、妻の就労時間が長くなると会話を増加させていた。これが休日のみにあてはまることか、また、妻の就労の変数化を変更するとどうなるか、さらに確かめる必要がある。

## 5. 残された課題

分析の精度を高めて検討する余地がまだ大きい。第一に、会話頻度測度は何を測定しているのか、概念上の意味をよく検討する必要がある。第二に、分析手法の鍛錬、説明変数の効果の再検討が必要である。その上で、横断分析結果との比較検討もふまえ、考察を深める必要がある。

### 【主要参考文献】

Dush,C.M., Taylor,M.G. & Kroeger,R.A., 2008, “Marital Happiness and Psychological Well-Being Across the Life Course,” *Family Relations*,57;211-226.

Featherman,D.L.& Lerner,M.R.,1985,”Ontogenesis and Sociogenesis: Problematics for Theory and Research about Development and Socialization across the Lifespan,” *ASR*,50: 659-76.

Karney,B.R. & Bradbury,T.N.,1995,“The Longitudinal Course of Marital Quality and Stability: A Review of Theory, Method, and Research,” *Psychological Bulletin*,118(1); 3-34.

Laningham,J.V., et.al.,2001,”Marital Happiness, Marital Duration and the U-Shaped Curve: Evidence from a Five-Wave Panel Study,” *Social Forces*,78(4); 1313-1341.

永井暁子、2005「結婚生活の経過による妻の夫婦関係満足度の変化」『家計経済研究』No.66: 76-81.

永井暁子・松田茂樹、2007、『対等な夫婦は幸せか』勁草書房

筒井淳也、2008、『親密性の社会学：縮小する家族のゆくえ』世界思想社

## 本報告の目的

本報告では、NFRJ の W1、W2 のプールデータを用いて、「子育て世代」における子どもの有無、数、年齢、世帯年収、上世代との同居の有無、女性の年収、男性の年収等の特徴を概観し、それぞれの相関分析を行った。

そのために、1.1 項で述べる理由により「子育て世代」を 23～49 歳の男女として絞り、その中で子どもを育てている世帯を「子育て世帯」とし、さらにその中で w1 の時点で「4 歳未満の子どもを育てている家族」を主な分析の対象とした。また、比較の対象として、一人親世帯、独身世帯、をとりあげている。

先行研究としては、第 8 回 21 世紀成年者縦断調査（厚生労働省 2012）や、NFRJ 調査（西村 2009）がある。結果から述べると、男性年収と比較した女性年収の低さ、女性の年収と子どもの存在の負の相関、女性が働く上で有利になる妻方親との同居、男性の結婚は年収に依存している、など従来の NFRJ 調査と同様の結果が得られた。

## 1. 子育て世帯の基本的特徴

### 1.1 分析対象の数、年齢、性別

本報告では、子どもが 0～3 歳の場合、子育てに最も手がかかる時期であり、かつ、母親の再就職、下の子の誕生など家族の変化が重なる時期でもあることから、このような時期の家族にどのような特徴があり、今後の調査ではどのように変化していくのかを見たいと思い、w1 の時点で「4 歳未満の子どもを育てている家族」を主な分析の対象とした。この家族は、w1 と w2 の延べ 345 家族あり、回答者は男性 127 人、女性 218 人となっている。その中で母親年齢は、23～46 歳・中央値は 33 歳である。父親年齢は平均・中央値ともに母親よりも 2 歳上となっている。

また、本報告では、女性 23～47 歳、男性 23 歳～50 歳の回答者を「子育て世代」、そのうち子どもを育てている世帯を「子育て世帯」と呼ぶこととする<sup>1)</sup>。「子育て世代」の回答者数は、w1w2 の延べ人数 1667 人（男性 703 人 女性 964 人）であり、そのうち子どもを持つ回答者数は、1249 人（男性 488 人 女性 761 人）である。

### 1.2 第 1 子の年齢

4 歳未満を育てている家族の第一子年齢は、w1 では平均 4 歳、中央値 3 歳、最大値 23 歳であり、第一子年齢 10 歳までが 95%以上を占めている。

### 1.3 子どもの人数

子育て世代の子どもの人数は、0 人から 6 人までである。w1w2 の延べ人数 1665 人のうち、子ども 0 人（428 人 25%）子ども 1 人（306 人 18%）、2 人（639 人 38%）、3 人（251 人 15%）、4 人（30 人 2%）、5 人（8 人）、6 人（3 人）となっている（表 6）。そのうち、w1w2 の間で新たに生まれた子どもは 30 人となる（詳細は 3.1 項を参照）。

4 歳未満の子どもを育てている家族の子どもの人数は、0 人～3 人までであり、w1 w2 の延べ人数

345 家族のうち、子ども 1 人が一番多く 141 人(40%)、次いで 2 人が 135 人(39%)、3 人が 69 人(20%) となっている。

相関分析では<sup>2)</sup>、世帯年収と子ども数には正の相関があり、世帯年収が高いほど、子どもの数が多いことがうかがえる。一方で、子どもの人数が増えるほど、女性の年収が低いという負の相関がみられた。さらに、子どもがいることと女性の年収には負の相関がみられた。これらのことから子育て世代の子どもが多い女性に比べ、少ない女性の年収が低いことがうかがえる。(表 1)。

## 1.4 一人親の家族

子育て世帯のうち、一人親の家族は w1 で 48 家族、w2 で 31 家族であった。そのうち、四歳未満の子どもを育てている家族は、w1 で 4 家族、w2 で 2 家族 (w1 の内 2 件脱落) となっている<sup>3)</sup>。

## 2. 子育て世帯の年収

### 2.1 子育て世帯の世帯年収

子育て世帯の w1 と w2 の平均世帯年収<sup>4)</sup>は 717 万円 (中央値 650 万円) である<sup>5)</sup>。また、子どもが 1 人の家族では、平均世帯年収 653 万円、子どもが 2 人の家族では平均 739 万円と一番多く、子どもが 3 人の家族では平均 697 万円となっている。

そのうち、4 歳未満の子どもを育てている家族の w1 と w2 の平均世帯年収は 611 万円 (中央値 550 万円) であり、w1 w2 の平均値と中央値ともにほとんど差がみられなかった。

さらにそのうち、子ども数 1 人の家族の平均世帯年収は、602 万円 (中央値 550 万円) であり、w1 と w2 を比較すると中央値で 150 万円上昇している (500 万円から 650 万円へ。ただし、年度と収入の相関分析による有意差はみられなかった)。一方、子ども数 2 人の家族の平均世帯年収は 598 万円 (中央値 550 万円) であり、子ども数 3 人の家族の場合は、サンプル数が 62 と少ないが、平均世帯年収は 663 万円 (中央値 650 万円) であり、いずれも w1 と w2 を比較すると平均・中央値ともに大きな変化はみられない。

このことから、4 歳未満の子どもを育てている家族の世帯年収は、「子育て世代」の「子育て世帯」の平均年収および中央値ともに 100 万円程度低く、w1 と w2 で年収を比較すると、年収に大きな変化は見られないことがうかがえた。

また、厚生労働省の第 8 回 21 世紀成年者縦断調査では、第 2 子出産による女性の離職率が正規・非正規雇用問わず 60% と高くなっていることが指摘されている。しかし、本報告では、4 歳未満の子どもがいる家族の中で、子どもが 2 人いる家族の世帯年収 (平均 598 万円中央値 550 万円) は、4 歳未満の子どもがいる家族の平均年収 (平均 611 万円中央値 550 万円) と大差がなく、子育て世代においては、子どもが 2 人いる家族の世帯年収平均 (732 万円) が最も高かった。

このことから、主に男性の労働によって世帯年収維持可能な家族が 2 人目の子どもの出産に踏み切っていることがうかがえる。

### 2.2 子育て世帯の男性の年収と女性の年収

子育て世代の子育て世帯の、男性の年収の平均は 557 万円、中央値は 550 万円である。女性の年収の平均は 134 万円、中央値は 50 万円である。いずれも、w1 と w2 を比較すると、平均年収は微減 (10 万円程度) している。

そのうち、4歳未満の子どもを育てている男性の平均年収は506万円（中央値450万円）、子ども年齢7～20歳以下の人の平均年収は582万円（中央値550万円）である。女性の場合、平均年収はそれぞれ、78万円と139万円となっており、平均値で50万円高くなるが、中央値はいずれも50万円である。

相関分析では、4歳未満の子どもを育てている家族の場合、女性の年齢と年収には負の相関がある（表2）。また、4歳未満の子どもを育てている女性の年収と男性の年収には負の相関があることから（表2）、世帯年収が低い家族であるほど女性がその補てんのために働いていることがうかがえる。

一方で、「子育て世代」の「子育て世帯」に範囲を広げると女性の年齢と年収には正の相関があり、女性の年収と男性の年収には相関がない（表3）。このことから、子どもが乳幼児期にある場合、そうでない場合と比較して、女性の経済的不利がうかがえる。今後、パネル分析の結果、どのように推移するのか注目したい。

### 2.3 上の世代との同居の有無

子育て世帯のうち、夫方の親と同居しているのは210件（17%）であり、妻方の親と同居しているのは113件（9%）であった。4歳未満の子どもを育てている家族に絞ると、夫方との同居は34件（9.8%）、妻方との同居は24件（6.9%）となっている。サンプル数は少ないが、このことから、若い世代ほど、夫婦どちらの親と同居するかについて差がなくなっていることがうかがえる。

相関分析では、4歳未満の子どもを育てている家族では、妻方親の同居と女性の年収に正の相関がみられ、妻方の親と同居している場合、女性年収が高くなっていた。このことから、妻方親との同居が女性の仕事継続の条件となっていることがうかがえた（表4）<sup>6)</sup>。

## 3. 様々な家族との比較

### 3.1 w2で新たに子どもが誕生した家族の特徴

2009年1～12月に、子どもが誕生した家族は、29家族、2010年1～3月に、子どもが誕生した家族は、1家族、合計30家族である。そのうち、第1子として生まれた子ども、第2子として生まれた子どもが、それぞれ14人、第3子として生まれた子どもが1人、第4子として生まれた子どもが1人となる。

女性年齢は、26歳～39歳、男性年齢は、29歳～41歳であり、子育て世代の中では若い親が多い。世帯年収は、平均710万円（中央値650万円）となっており、子育て世代や4歳未満の子どもがいる家族の平均よりも高くなっているが、ばらつきが激しいためではないかと考えられる。w1とw2を比較すると、平均値で40万円・中央値で50万円の減少をしている。

男性の年収は、平均550万円（中央値550万）であり、妻の年収は平均120万円（中央値50万）となっている。w1とw2を比較すると、女性と男性の場合ともに、平均値で微減しているが、中央値での変化は見られない。

これらのことから、新たな子どもが誕生した家族の特徴は、親の年齢は比較的若いですが、世帯年収、男性の年収、女性の年収、において「子育て世代」の子育て世帯の特徴と共通していると考えられた。また、親と同居している家族は8家族であり、夫方親との同居は3家族、妻方親との同居は5家族である。また、年収に関わりなく同居の選択が見られた。

### 3.2 独身者の年収

子育て世代の中で、独身の男性は 703 名中 159 名（22%）、独身の女性は 963 人中 191 人（20%）である（表 20）。

そのうち独身で子どものいない女性の平均年収は、269 万円であり（表 21）、結婚後よりも高くなっている。結婚して子どもをいない女性の平均年収は 230 万円（中央値 165 万円）、結婚して子どもをいっている女性の平均年収は 134 万円（中央値 50 万円）（表 21）。

また、親と同居している独身女性（子どもなし）の平均年収は 253 万円（世帯年収は 636 万円）であり、独身女性（子どもなし）の平均よりも約 15 万円低い。また、親と同居していない場合は 307 万円（世帯年収は 372 万円）であり（表 22）、独身女性の平均年収より約 50 万円高くなっている。

独身男性（子どもなし）の平均年収は 310 万円であり<sup>7)</sup>、子どもをいない結婚男性（平均年収 510 万円）、子どもをいっている結婚男性（平均年収 557 万円）よりも約 200 万円低くなっている（表 23）。

### 3.3 一人親世帯

子育て世帯のうち、一人親の家族は w1 で 44 家族、w2 で 30 家族であった。そのうち、4 歳未満の子どもを育てている家族は、w1 で 4 家族、w2 で 2 家族となっている。回答者は、全て女性である。

子育て世代の一人親世帯の女性の年齢は、28 歳～46 歳に平均的に分散してみられるが、そのうち 4 歳未満の子どもを育てているのは、28 歳～34 歳の女性である。

子育て世代の一人親世帯のうち、親と同居していない一人親女性 33 名の平均年収は 227 万円（中央値 250 万円）・平均世帯年収は 332 万円（中央値 250 万円）であり、親と同居している一人親女性 23 名の平均年収 247 万円（中央値 165 万円）・平均世帯年収は 573 万円（中央値 450 万円）となっている。

親と同居していない独身女性（子どもなし）の平均年収 315 万円と比べると、親と同居していない一人親女性の平均年収は 227 万円と低くなっており、離婚後の祖父母世代の支援が重要であることがうかがえる。

## 4. まとめ

本報告では、「子育て世代」における子どもの数や年齢と、世帯年収、女性の年収、男性の年収の関わりについて調べた。

その結果、まず、以下の①～③に示すように、女性の年収は男性の年収に比べて低く、育児をきっかけにさらに差が開くということがうかがえた。

- ① 「子育て世代」では、子どもの人数が増えるほど女性の平均年収は低い。
- ② 4 歳未満の子どもを育てている女性の場合、年齢が上がるほど平均年収は低い。
- ③ 4 歳未満の子どもを育てている女性の場合、男性の年収が低いほど働く人が多い。

一方で、④～⑤に示すように、子育て世代の女性が働きやすい環境として上世代との同居が重要であることがうかがえた。

- ④ 4 歳未満の子どもを育てている女性の場合、妻方親と同居している女性ほど平均年収が高い。
- ⑤ 自身の親と同居している一人親女性は、結婚女性（子どもあり・なし含む）よりも平均年収が高い。
- ⑥ 若い世代では、先の世代と比べて、親と同居する場合に妻方親を選択する人が多い。

また、厚生労働省の第 8 回 21 世紀成年者縦断調査では、男性の年収は年齢によって分散するが、女

性の年収は約 100 万円に集中し分散しにくいと指摘されている。本報告でも⑦～⑧に示すように、同様の状況がうかがえる。

- ⑦ 独身男性(子どもなし)の平均年収は310万円であるのに対し、独身女性(子どもなし)の平均年収は269万円である。
- ⑧ 子どものいる結婚男性の平均週年収は 557 万円であるのに対し、子どものいる結婚女性の平均年収は 134 万円である。(4 歳未満を育てている女性の場合は 78 万円。)

第二に、男性の場合は、⑨～⑪に示すように、年収が結婚の条件であることがうかがえた。

- ⑨ 独身男性(子どもなし)の平均年収は 310 万円であり、子どものいない結婚男性(平均年収 510 万円)、子どものいる結婚男性(平均年収 557 万円)よりも 200 万円ほど低い。
- ⑩ 親と同居している独身男性の平均年収は 306 万円(中央値 250 万円)、非同居の場合は 386 万円(中央値 350 万円)であり、いずれも結婚男性の平均年収よりも 200 万円ほど低い。
- ⑪ 子育て世代の結婚男性の場合は、妻方・夫方に関わらず親と同居している場合は年収が低い。

これらのことから、夫婦と子どもという形態の家族においては、男性が働き、女性が子育てをするという分担が維持されていることがうかがえた。

表 1 「子育て世代の子どものあるなし、および子ども数と、女性収入」

	rpncd	childh~e	hhyincn	man_in~r	woman_~r	clbtage
rpncd 子どもの数	1.0000 3497					
childhave 子どもがいる	0.7315* 0.0000 3497	1.0000 3497				
hhyincn 世帯年収	0.0732* 0.0000 3075	0.0656* 0.0003 3075	1.0000 3079			
man_inc_year 男性年収	0.1590* 0.0000 1448	0.2126* 0.0000 1448	0.7078* 0.0000 1315	1.0000 1449		
woman_inc_~r 女性年収	-0.1760* 0.0000 1472	-0.2426* 0.0000 1472	0.3981* 0.0000 1338	-0.0421 0.1340 1269	1.0000 1473	
clbtage 第一子年齢	-0.7152* 0.0000 3497	-0.9507* 0.0000 3497	-0.0670* 0.0002 3079	-0.2208* 0.0000 1449	0.2370* 0.0000 1473	1.0000 3501

表 2 「4歳未満の子どもを育てている家族の年齢と収入の相関」

	hhyincn	man_in~r	woman_~r	wo_age	man_age
hhyincn 世帯収入	1.0000 305				
man_inc_year 男性収入	0.7233* 0.0000 301	1.0000 335			
woman_inc_~r 女性収入	0.2849* 0.0000 303	-0.1179* 0.0320 331	1.0000 338		
wo_age 女性年齢	0.1834* 0.0013 305	0.2477* 0.0000 334	-0.1371* 0.0117 337	1.0000 343	
man_age 男性年齢	0.2575* 0.0000 301	0.2795* 0.0000 334	-0.0985 0.0728 333	0.5898* 0.0000 337	1.0000 339

表 3 「子育て世帯の女性年収と年齢との相関」

	hhyincn	man_inc_year	woman_inc_year	woman_age	man_age
<b>hhyincn</b> 世帯年収	<b>1.0000</b>				
<b>man_inc_year</b> 男性年収	<b>0.7345*</b> 0.0000	<b>1.0000</b>			
<b>woman_inc_year</b> 女性年収	<b>0.4348*</b> 0.0000	<b>-0.0188</b> 0.5286	<b>1.0000</b>		
<b>woman_age</b> 女性年齢	<b>-0.1514*</b> 0.0000	<b>0.2581*</b> 0.0000	<b>0.1781*</b> 0.0000	<b>1.0000</b>	
<b>man_age</b> 男性年齢	<b>-0.1370*</b> 0.0000	<b>0.2411*</b> 0.0000	<b>0.1232*</b> 0.0000	<b>0.9606*</b> 0.0000	<b>1.0000</b>

表 4 「第一子が4歳未満である家族の女性収入と妻方親との同居の相関」

	woman_inc_year	w_parents	h_parents	parents
<b>woman_inc_year</b> 女性年収	<b>1.0000</b> 338			
<b>w_parents</b> 妻方親と同居	<b>0.1599*</b> 0.0032 338	<b>1.0000</b> 345		
<b>h_parents</b> 夫方親と同居	<b>-0.0406</b> 0.4572 338	<b>-0.0904</b> 0.0936 345	<b>1.0000</b> 345	
<b>parents</b> 親との同居	<b>0.0775</b> 0.1550 338	<b>0.6082*</b> 0.0000 345	<b>0.7355*</b> 0.0000 345	<b>1.0000</b> 345

脚注

- 1) 22歳以下の回答者はいない。
- 2) ピアソンの積律相関係数を用い、有意水準5%を採用した。
- 3) 解答者は全員女性である。
- 4) 各回答の中央値で計算した（100万円～200万未満⇒150万円）。1600万円以上の回答は、1700万円として計算した。
- 5) 世帯年収は便宜的に切り上げで計算した。
- 6) これは、「4歳未満の子どもを育てている女性年収」に限らず、「子育て世代で子どもを育てている女性年収」、「子育て世代の女性年収」ともにいえる。
- 7) 親と同居は283万円、非同居は353万円。

参考文献

- 1) 厚生労働省（2012）「第8回21世紀成年者縦断調査」
- 2) 西村純子（2009）「夫婦の働き方」藤見順子・西野理子『現代日本人の家族—NFRJからみたその姿』有斐閣ブックス

## 10 定年退職が精神的健康に与える影響

水落正明（南山大学）

### 1. 研究目的

本研究の目的は、定年退職が精神的健康に与える影響を明らかにすることにある。近年、わが国では、公的年金の支給開始年齢の引き上げに対応するため、定年延長や継続雇用を義務付ける高年齢者雇用安定法の改正が行われた。多くの企業においては一度、定年退職させた後で嘱託などで再雇用をする形での継続雇用が行われているが、定年を延長する企業も現れている。健康な高齢者の増加などからも、将来的な定年延長は避けて通れない問題になるであろう。

こうした定年延長は、既に述べたように公的年金の支給開始年齢の引き上げに対応するものであるが、高年齢者の健康に影響を与える可能性がある。これまでも仕事と健康の関係についての研究は数多く行われてきており、もし定年退職というイベントが健康に影響を与えるとすれば、それは将来の医療支出の予測などにとっても有益な情報になる。関連する研究を見ると、退職が健康に与える影響が多く行われており、その影響についてはプラス、マイナス、影響なしが混在している（Charles 2002; Dave et al. 2006; Neuman 2008; Coe and Zamarro 2008; Coe and Lindeboom 2008; Behncke 2012）。ただし、これらは定年というよりも完全に仕事をやめるという意味での退職の影響について分析している。したがって、退職行動の内生性のコントロールに焦点が当てられている。

わが国の雇用状況を考えてみると、特に男性は会社に依存する部分が大きく、定年後も働き続けたとしても、定年によって社内の地位や役割が大きく低下することは、精神的健康に大きな影響を及ぼすと予想される。

### 2. データと推定方法

本研究では、NFRJ-08Panel（全国家族調査パネルスタディ）の Wave1（2008）から Wave5（2012）までの情報を使用する。分析対象は、Wave1 の時点で常時雇用されている一般従業者（公務員含む）で 59-64 歳の有配偶男性とする。推定式は以下のとおりである。

$$CES - D_{it} = \delta_0 R_{i,t=0} + \delta_1 R_{i,t=1} + \delta_2 R_{i,t \geq 2} + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta} + a_i + \mu_t + u_{it}$$

従属変数である精神的健康の指標には CES-D を使用する。NFRJ-08Panel では「憂うつだと感じたこと」などの精神的健康に関して 11 項目にわたる質問をしており、そのスコアを合計したものをを用いる。具体的には「まったくなかった (0)」「週に 1-2 回 (2)」「週に 3-4 回 (4)」、「ほとんど毎日 (7)」のように、一定期間に発生したイベント回数（カウントデータ）として、カッコ内の数字に変換して合計した。

独立変数としての定年については、毎年の調査で昨年に関じた出来事について質問しており、その中で定年を選択した場合を定年の発生として扱う。したがって、Wave2 の情報を使えば Wave1 で定年退職が発生したかがわかる。ただし、Wave5 については、Wave6 がないため、当該年の定年の有無に関する情報は得られないので、本研究では、Wave5 で得られた定年に関する情報は使用するものの、Wave5 の精神的健康については使用できない。こうした情報から定年当年 ( $t=0$ )、定年 1 年後 ( $t=1$ )、定年 2 年以上後 ( $t \geq 2$ ) の 3 種類の定年ダミーを作成して推定に使用する。定年 3 年後のダミーも作成できるが、これは Wave4 にしか現れない変数であり、時点ダミーとの相関が強すぎるほか、対象も少ないため、定年 2 年後のダミーと合わせた。その他の独立変数は、回答者の年齢、回答者の就業状態、回答者の年収 (昨年のも、単位は 100 万円)、世帯人員数、回答者と配偶者の健康状態、配偶者との会話頻度を用いている。

ここで従属変数である CES-D の分布を見ておく。推定に使用したサンプルでヒストグラムにしたところ図 1 のようになった。図を見てわかるように、0 で切断されている分布になっており、この分布型に対応した推定モデルを選択する必要がある。こうしたカウントデータの分析ではポワソン回帰モデルか負の二項回帰モデルが用いられるが、表 1 に示した記述統計を確認すると、ポワソン回帰モデルが前提とする平均と分散が等しいという仮定が守られていないことがわかる。そこで本研究では負の二項回帰モデルをパネル推定する。

図 1 CES-D の分布

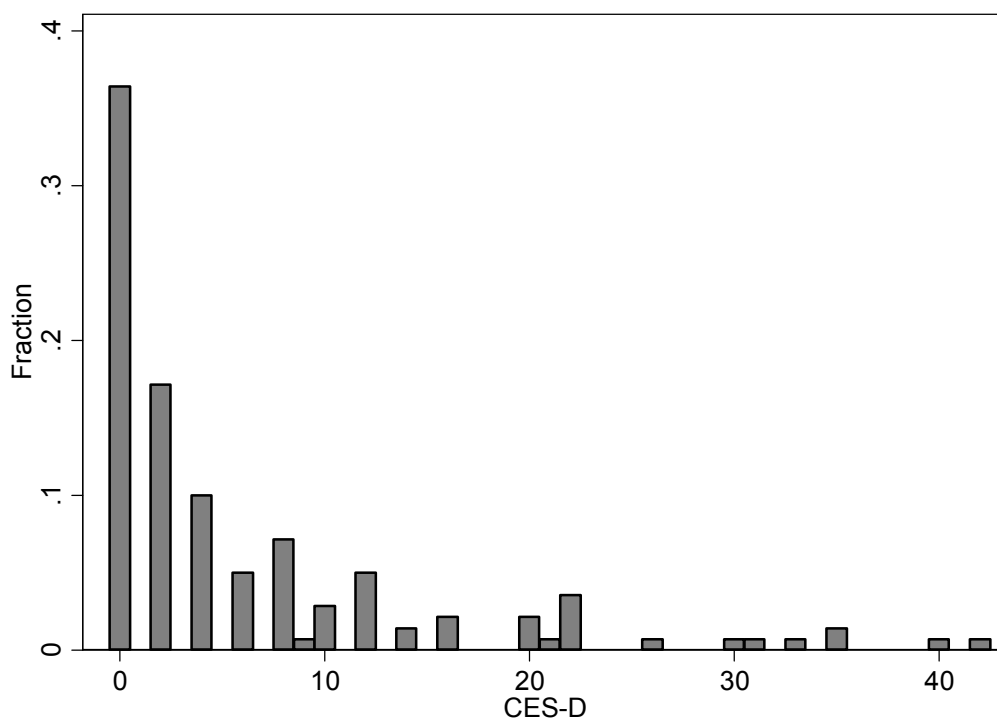


表 1 記述統計量

		平均	標準偏差	最小	最大
CES-D		6.414	9.136	0	42
定年	t=0	0.157	0.365	0	1
	t=1	0.143	0.351	0	1
	t>=2	0.207	0.407	0	1
回答者の就業		0.800	0.401	0	1
回答者の年収		4.553	2.745	0	16.5
回答者の年齢		61.61	1.73	59	67
回答者の健康		2.407	0.959	1	5
配偶者の健康		2.221	0.750	1	5
世帯人員数		3.114	1.247	2	8
配偶者との会話		9.021	4.247	2	16
調査年	Wave 1	0.264	0.443	0	1
	Wave 2	0.250	0.435	0	1
	Wave 3	0.257	0.439	0	1
	Wave 4	0.229	0.421	0	1

N=140

### 3. 推定結果

推定結果を表 2 に示した。3 つのモデルの結果が示されているが、テストの結果、Random effects が選択された。そこで Random effects の結果について見ると、定年した年 (t=0) については特に影響はないが、定年 1 年後 (t=1) と 2 年以上後 (t>=2) がプラスで有意になっている。CES-D は値が大きくなるほど状態が悪いことを意味するので、定年が精神的健康を悪化させていることがわかる。また、係数の大きさを見ると、定年から年数が経つほど大きくなっており、精神的健康状態がより悪化していく状況が見て取れる。これは加齢による効果や年収、定年後も何らかの仕事をしていることの影響をコントロールした上での結果であり、定年というイベントを迎えていない同世代に比して、定年というイベントによって精神的状態が悪くなっていくことを意味している。

その他の変数の影響を見ると、年収がマイナスであり、年収が高いほど精神的健康状態が良いことが示されている。また、回答者本人の健康状態が悪い場合、精神的健康状態も悪いことがわかる。

なお、テストで選択されなかったが、Fixed effects の結果からも、ほぼ同じような定年の影響が見て取れる。一方、個体効果を考慮しない Pooled ではそうした定年の効果は検出されていない。本研究で扱ったような高齢者は個体間のばらつきが大きいいため、こうした効果を考慮したパネル推定を行う必要があることが再確認された。

表 2 推定結果

	Random effects	Fixed effects	Pooled
定年退職			
t=0	0.378 (0.255)	0.311 (0.282)	0.145 (0.369)
t=1	0.599 * (0.344)	0.660 (0.416)	-0.031 (0.409)
t>=2	0.818 ** (0.338)	0.918 ** (0.449)	0.322 (0.368)
回答者の就業	0.055 (0.248)	0.171 (0.255)	-0.323 (0.357)
回答者の年収	-0.093 * (0.048)	-0.088 (0.055)	-0.136 ** (0.055)
回答者の年齢	-3.840 (2.927)	-3.974 (3.186)	-5.045 (4.411)
回答者の年齢2乗	0.032 (0.023)	0.034 (0.026)	0.041 (0.035)
回答者の健康	0.681 *** (0.124)	0.736 *** (0.158)	0.722 *** (0.135)
配偶者の健康	0.088 (0.132)	0.126 (0.167)	0.116 (0.182)
世帯人員数	0.047 (0.105)	0.088 (0.135)	0.008 (0.112)
配偶者との会話	-0.038 (0.036)	-0.052 (0.053)	0.006 (0.038)
調査年 (Ref: Wave 1)			
Wave 2	-0.203 (0.274)	-0.211 (0.348)	0.292 (0.395)
Wave 3	-0.483 (0.375)	-0.524 (0.577)	0.052 (0.479)
Wave 4	-0.866 * (0.495)	-0.894 (0.857)	-0.173 (0.570)
定数項	112.548 (91.728)	115.812 (99.588)	155.452 (137.451)
対数尤度	-350.32	-188.49	-365.26
Wald/Likelihood Ratio	47.86 ***	31.60 ***	43.15 ***
サンプルサイズ	140	119	140

\*\*\*:  $p < 0.01$ , \*\*:  $p < 0.05$ , \*:  $p < 0.1$

カッコ内は標準誤差.

#### 4. まとめ

本研究の分析の結果、定年退職は男性の精神的健康にマイナスの影響を与えること、さらにその効果は経過年数とともに拡大していくことが明らかになった。定年退職は自分で選択する余地はほぼなく、強制的なイベントであり、こうした外生的な要因が精神的健康を悪化させ、他の疾患等につながる可能性が示されたことは、増大する高齢者の健康管理を考える上で重要な知見であると考えられる。

## 謝辞

本研究で使用した NFRJ-08Panel データについては、日本家族社会学会全国家族調査委員会によって行われた全国家族調査パネルスタディ(NFRJ-08Panel)を許可を得て使用した。また、本研究は JSPS 科研費（基盤 A「パネルデータによる現代日本家族の動態研究」、課題番号 21243034）の助成を受けた。

## 先行研究

- Behncke S (2012) “Does retirement trigger ill health?,” *Health Economics* 21: 282-300.
- Charles, K. K. (2002) “Is retirement depressing?: labor force inactivity and psychological well-being in later life,” *NBER Working Paper Series 9033*, National Bureau of Economic Research.
- Coe, N. B. and Lindeboom, M. (2008) “Does retirement kill you?: evidence from early retirement windows,” *IZA Discussion Paper Series No.3817*, Institute for the Study of Labor.
- Coe N. B. and Zamarro, G. (2008) “Retirement effects on health in Europe,” *Working Paper 588*, RAND Population Research Center.
- Dave, D., Rashad, I. and Spasojevic, J. (2008) “The effects of retirement on physical and mental health outcomes,” *Southern Economic Journal* 75(2): 497-523.
- Neuman, K. (2008) “Quit your job and get healthier?: the effect of retirement on health,” *Journal of Labor Research* 29(2): 177-201.

1. 目的

援助交換は、Bengtson の連帯理論（Bengtson and Roberts 1991）で世代間関係の 6 次元のうち、直接的な効用をもつ functional solidarity にあたる重要な側面である。家族・親族内での相互援助は、実質的に社会保障の不足を補っている（ホリオカ・財団法人家計経済研究所，2008）。

保田（2004）は、成人親子間（世代間）の援助行動の生起率について、ライフコースの進行にともなう変化を NFRJ98 から分析し、以下の 5 つの結果を示している。

結果① 世代間の援助交換は、互酬的な関係が支配的な中期から、親が依存的な後期へと段階的に変化する（図 2）。

結果② 世代間の逆転は、非経済的援助よりも経済的援助の方が遅い（図 1）。

結果③ 世代間の逆転は、親からの援助の減少によってのみ引き起こされ、子からの援助はあまり増えない（図 1）。

結果④ 親からの経済的援助の減少は、親の経済力の低下によって、非経済的援助の減少は、子のニーズ低下によって起こると予想される（図 2）。

結果⑤ どの年齢段階でも、3 割程度、援助交換がまったくない親子がいる（図 2）。

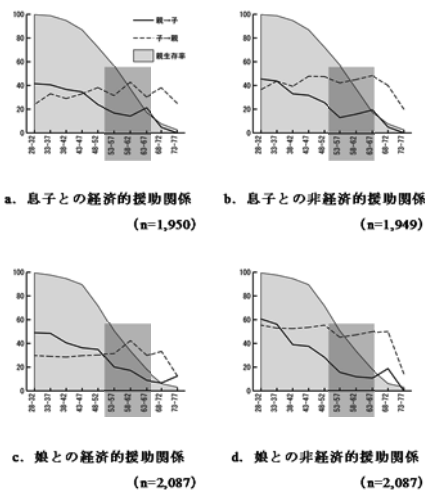


図 1 親の年齢層別、世代間援助の生起率 (NFRJ98；保田 2004)

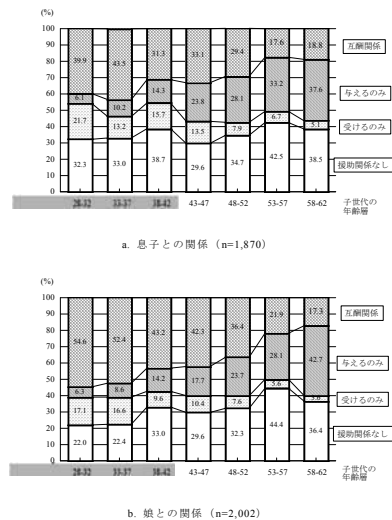


図 2 親の年齢層別、相互援助パターンの分布 (NFRJ98；保田 2004)

しかし、これはクロスセクショナルなデータの分析結果なので、コーホート間の差異が混入している可能性を否定できない。そこで、パネルデータの分析によって次の 2 つの課題に取り組み、上記の結果③④の再検討を行う（結果①②⑤は、繰り返し横断調査の分析の方が向いているので、ここでは扱わない）。

課題① 個人レベルで「親からの援助のみが減少」（上記の結果③）は支持されるのか、  
課題② 親からの援助の途絶をもたらすイベント要因は、何なのか（結果④の検討）、

## 2. 方法

### 2-1. データ

NFRJ-08Panel (wave1-2 ver.1.0) のデータを使用する<sup>1)</sup>。回答者を親側とみなし（保田（2004）は子側とみなしている）、親子ダイアドを単位として、1人の回答者から最大3ケースを取り出す。中期親子を想定するので、w1の時点で子が23～42歳で在学中でない場合に限定する。クリーニング保留の20ケース（rsrv=1）は除く。1,2,3番目の子ダイアドのケース数は、それぞれ、 $n_1=577$ ,  $n_2=524$ ,  $n_3=175$  ( $n_1+n_2+n_3=1276$ )であり、回答者を単位としたケース数は  $n=655$  である。

【親から・子から】×【経済的・実践的・情緒的】の組み合わせによる6つの援助を分析対象とし、特に親からの援助の分析結果に注目する。調査票では、金銭的援助についてのみ30万円以上か未満かの区別があるが、ここでは単純にすべての援助は有無で示される2値変数として扱う。

### 2-2. モデル

課題①は時点間の単純集計比較で十分に検証できる。

課題②は、親からの3つの援助を transition models (transitional modeling) で検討する。つまり、下式のように  $t$  時点の変数の予測に、1つ前の  $t-1$  時点の状態を投入する（2値変数を扱うので、実際のモデルはこのロジットについての式で表される）。

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 t + \beta_3 X_t + \dots + \varepsilon_t$$

transition models については、Vermunt and Hagenaars (2004)、Agresti (2007)、Finkel (1995) を参照した。カテゴリカルな時系列データを分析する3つの代表的なモデルの1つとされている（他は、random effects models と marginal models）。このモデルでは、個人の「時点間変化」の要因を分析していることになる。左辺が  $Y_t$  であるが、 $t$  時点の「状態」の要因という意味にはならない。 $Y_{t-1}$  を投入することで、時点間の非独立性の問題を回避している。ただし、隣接時点間以外は条件付独立というマルコフ性を仮定している。また、このモデルは、ランダム効果モデルと排他的なわけではなく（ランダム効果も入れると、隣接時点間以外の非独立性を表現できる）、制約を緩めたモデルの設定がしやすい長所がある。

分析にあたっては、wide データを元に、3つの子ダイアドをケース単位として積み上げたデータに加工し、利用した。時点も含めると3レベルにできるが、2時点のデータを利用しているので、その必要はない。今回は2レベルのモデルで扱う。分析には、Stata 11.2 の xtlogit を使用した。

分析に用いた従属変数、独立変数の記述統計は表1のとおりである。

表 1 使用変数の記述統計

	Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	欠損ケース	
援助Y	t	(ccrsmx10)	子からの経済的援助t	.144		0	1	16
		(ccrshx10)	子からの実践的援助t	.229		0	1	20
		(ccrsax10)	子からの情緒的援助t	.303		0	1	18
		ccpsmx10	親からの経済的援助t	.263		0	1	17
		ccpshx10	親からの実践的援助t	.256		0	1	14
		ccpsax10	親からの情緒的援助t	.499		0	1	16
	t-1	(ccrsmx09)	子からの経済的援助t-1	.146		0	1	15
		(ccrshx09)	子からの実践的援助t-1	.241		0	1	17
		(ccrsax09)	子からの情緒的援助t-1	.299		0	1	16
		ccpsmx09	親からの経済的援助t-1	.289		0	1	15
		ccpshx09	親からの実践的援助t-1	.277		0	1	23
		ccpsax09	親からの情緒的援助t-1	.536		0	1	14
親側X 不変		rpsexx09	性別(父)	466		0	1	0
		rpagex09	年齢	61.279	5.661	48	73	0
		rpnlcx10	生存子ども数	2.455	.719	1	7	0
		ppedcx2	学歴(専門・短大/高卒以下)*1	.153		0	1	5
		ppedcx3	(大学/高卒以下)	.251		0	1	5
	t	ppestx101	就業t(臨時/常職)*2	.185		0	1	30
		ppestx100	(無職/常職)	.329		0	1	30
		rpmrsx10	有配偶t	.888		0	1	4
		pphltx10	健康t(1-5点)*3	3.378	.974	1	5	13
		lppyinx10	父母収入対数t	1.382	.794	-2.303	3.178	98
	t-1	ppestx091	就業t-1(臨時/常職)*2	.173		0	1	0
		ppestx090	(無職/常職)	.275		0	1	0
	rpmrsx09	有配偶t-1	.894		0	1	0	
	pphltx09	健康t-1(1-5点)*3	3.342	.985	1	5	8	
	lppyinx09	父母収入対数t-1	1.405	.862	-2.303	2.996	41	
子側X 不変		cssexx09	性別(息子)	.504		0	1	0
		ccage09	年齢	32.519	5.274	23	42	0
		ccsibo09	きょうだい順位	1.685	.700	1	3	0
		ccedx2	学歴(専門・短大/高卒以下)*1	.329		0	1	16
		ccedx3	(大学/高卒以下)	.344		0	1	16
	t	cchvjx10	有職t	.810		0	1	0
		ccmrsx10	有配偶t	.574		0	1	3
		cccx101	孫の最低年齢t(6歳未満/孫なし)	.298		0	1	0
		cccx102	(6歳以上/孫なし)	.187		0	1	0
		ccplx10	同居t	.275		0	1	5
	t-1	cchvjx09	有職t-1	.825		0	1	0
		ccmrsx09	有配偶t-1	.557		0	1	13
	cccx091	孫の最低年齢t-1(6歳未満/孫なし)	.291		0	1	3	
	cccx092	(6歳以上/孫なし)	.153		0	1	3	
	ccplx09	同居t-1	.296		0	1	21	

\*1: 父母の高い方。 \*2: 父母の上位優先。 \*3 父母の悪い方優先。

### 3. 結果

課題①については、図③のクロス表の形で transition を観察し、図 4、5 のように集計した。子からの援助も、親からの援助も 1 年間でそれなりに高い割合で変化していることがわかる。両者を比較すると、子からの援助の生起率は時点間でほとんど変化しないのに対して、親からの援助の生起率は 2~3% 低下している (図 5)。この結果は、「親からの援助のみが減少して、援助交換が変化する」という仮説を支持する。ただし、統計的な有意性には問題がある (この点は後で考察する)。

		援助 t (wave2)	
		1 有り	0 なし
援助 t-1 (wave 1)	1 有り	a	b
	0 なし	c	d

図 3 援助の時点間推移 (transition)

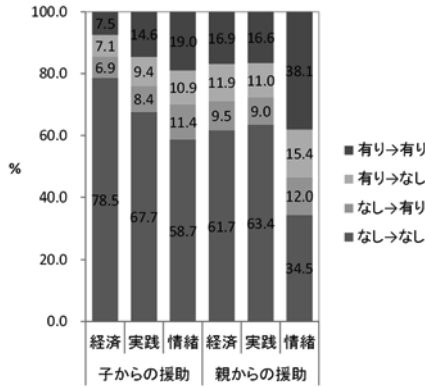


図 4 w1-2 の援助推移パターン  
注: 「a:b:c:d」の分布

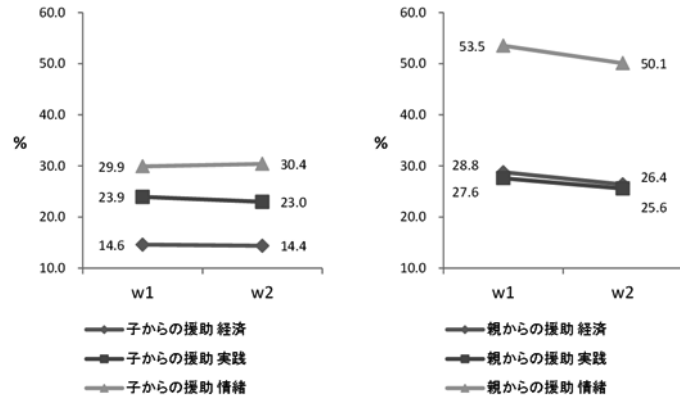


図 5 w1-2 の援助生起率の変化  
注: (a+b)/n と (a+c)/n の比較

次に、課題②について検討する。まず、親からの援助に限って、子が何歳のころ援助が途絶するのか大まかに確認した (図 6)。つまり、子が何歳のころに「援助あり」から「援助なし」に転じる変化が多く生じているのかという点に注目する。親からの経済的援助は、子が 30 歳ごろ以降に、ゆっくりと途絶が加速している。実践的援助は、子が 35 歳ごろまではむしろだんだん継続しやすくなり、40 歳ごろ急ブレーキがかかる。また、情緒的援助については、途絶というよりは、新たに生起する機会が徐々に失われていく (非援助継続率が上昇する) ようである。

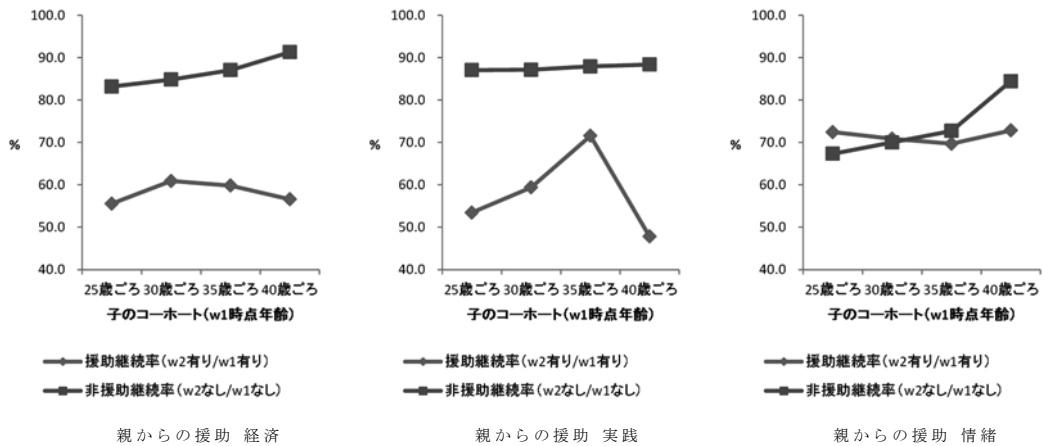


図 6 子のコーホート (年齢層) 別、援助・非援助の継続率  
注: 援助継続率=a/(a+b) 非援助継続率=d/(c+d)

transition models による分析結果からは、援助の変化 (援助の生起・維持) の要因が読み取れる (表 2)。Model1 はベースとなるモデルで、Model2 は時点間で不変の変数だけを統制したモデル、Model3 は Wave2 時点での状態のみで説明しようとしたモデル (前の状

態にかかわらない)、Model4 は Wave1 時点の独立変数も加えて、変化の影響を読み取るうとしたモデルである。

表 2 親からの援助の生起要因の transition models

	経済的援助				平均 限界効果	実践的援助				平均 限界効果	情緒的援助				平均 限界効果	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4		
ccpsmh.ax10 Yt 親からの援助t																
ccpsmh.ax09 Yt-1 親からの援助t-1	3.813***	3.735***	3.585***	3.685***	.335	3.691***	3.692***	3.164***	3.421***	.222	3.129***	3.039***	3.045***	3.126***	.425	
親側X 不変																
rpsex09 性別(父)	.059	-.068	-.157	-.014		-.1187**	-.1849***	-.2260***	-.147		-.0509+	-.0543+	-.0592+	-.080		
rpnlcx09 年齢	-.037	.016	.032	.003		.053	.076	.100	.006		-.042	-.029	-.027	-.004		
rpnlcx10 生存子ども数	-.0479*	-.0430+	-.0423+	-.038		-.097	-.112	-.137	-.009		-.234	-.145	-.141	-.019		
ppedcx2 学歴(専門・短大/高卒以下) <sup>1</sup>	-.276	-.697	-.625	-.057		0.682+	.719	.898	.058		.044	-.271	-.239	-.032		
ppedcx3 (大学/高卒以下)	.230	-.015	.073	.007		-.022	.059	.270	.018		.421	.245	.278	.038		
t																
ppstx101 就業(臨時/常職) <sup>2</sup>		-.548	-.342	-.031			.738	1.383+	.090			-.572	-.721	-.098		
ppstx100 (無職/常職)		-.695	-.796	-.072			1.050*	1.424	.092			-.417	-.205	-.028		
rpmrx10 有配偶		-.394	1.363	.124			-.471	.735	.048			.196	-.1525	-.207		
pphltx10 健康(1-5点) <sup>3</sup>		.015	.050	.005			-.034	-.215	-.014			-.118	-.140	-.019		
lppvins10 父母収入対数t		.409	.298	.027			.390	-.004	.000			-.126	-.139	-.019		
t-1																
ppstx091 就業t-1(臨時/常職) <sup>2</sup>			-.364	-.033				-.915	-.059			-.013	-.002			
ppstx090 (無職/常職)			.075	.007				-.389	-.025			-.347	-.047			
rpmrx09 有配偶t-1			-.2041	-.186				-.1487	-.097			1.920	.261			
pphltx09 健康t-1(1-5点) <sup>3</sup>			-.036	-.003				0.385+	.025			.113	.015			
lppvins09 父母収入対数t-1			.255	.023				.567	.037			-.072	-.010			
子側X 不変																
ccsex09 性別(息子)	.061	.226	.225	.020		-.0689*	-.1161**	-.1311**	-.085		-.0441*	-.0584*	-.0674*	-.092		
ccage09 年齢	.004	-.041	-.037	-.003		-.052	-.0147*	-.0132+	-.009		-.007	.021	.030	.004		
ccshhd0 専らの子い順位	.246	.264	.262	.024		.215	.006	-.104	.007		.152	.087	.069	.013		
cceds2 学歴(専門・短大/高卒以下) <sup>1</sup>	.287	.429	.287	.026		-.125	-.479	-.0733+	.048		.107	.197	.169	.023		
cceds3 (大学/高卒以下)	.014	.084	-.080	-.007		-.515	-.0860*	-.1215*	-.079		-.053	.104	.047	.006		
t																
chvjx10 有職		-.145	-.497	-.045			-.349	-.269	.017			.260	-.246	-.033		
ccmrxx10 有配偶		.085	.371	.034			0.901+	1.430+	.093			-.059	.835	.113		
cccx101 孫の最低年齢t(6歳未満/孫なし)		0.781*	1.178*	.107			3.340***	5.627***	.365			.131	.951	.129		
cccx102 (6歳以上/孫なし)		0.812+	.997	.091			1.636*	4.222**	.274			-.556	.784	.107		
ccplx10 同居t		-.0754*	-.1015+	-.092			1.807***	1.274+	.083			.348	.221	.030		
t-1																
chvjx09 有職t-1			-.366	-.033				-.090	-.006				.0734+	.100		
ccmrxx09 有配偶t-1			-.375	-.034				-.794	-.052				-.1314*	-.178		
cccx091 孫の最低年齢t-1(6歳未満/孫なし)			-.257	-.023				-.1690*	-.110				-.517	-.070		
cccx092 (6歳以上/孫なし)			.181	.016				-.2166*	-.141				-.1060	-.144		
ccplx09 同居t-1			.423	.038				1.086	.070				.105	.014		
_cons	-3.126***	-.377	-2.262	-3.436		-3.019***	-3.813*	-3.901	-6.574*		-1.647***	1.886	.583	-.266		
lnsig2u	1.657***	1.598***	1.594***	1.590***		1.327***	1.442***	1.845***	2.023***		1.575***	1.571***	1.393***	1.467***		
rho	.614	.600	.599	.598		.534	.563	.658	.697		.595	.594	.550	.569		
N	1252	1235	1114	1075		1247	1230	1108	1071		1254	1237	1113	1073		
N_g	645	637	577	559		645	637	577	559		647	639	577	559		
g_avg	1.941	1.939	1.931	1.923		1.933	1.931	1.92	1.916		1.938	1.936	1.929	1.919		
df_m	1	11	21	31		1	11	21	31		1	11	21	31		
ll	-554.622	-544.763	-487.315	-459.587		-542.913	-515.771	-406.788	-380.07		-680.623	-657.9	-586.517	-556.111		

\*1:父母の悪い方。\*2:父母の上位優先。\*3:父母の悪い方優先。  
+ p<.10 \* p<.05 \*\* p<.01 \*\*\* p<.001

全体的に検出力が足りなさそうであるが、時点間で変化する変数の効果だけに注目すると、以下のように読み取れる。経済的援助変化には親の変数はまったく効果をもたず、子側については、未就学孫の存在や、別居が継続することがプラスの効果をもたらす。実践的援助については、親の退職や健康悪化、子の結婚、孫の存在（特に誕生）、同居継続がプラスの効果をもつ。情緒的援助については子の離職や離婚がプラスの効果をもつ。時点間で不変の変数の効果はおおむね予想される妥当な結果である。

#### 4. 議論と結論

##### 4-1. 設定課題の検討

課題①（個人レベルで「親からの援助のみが減少」は支持されるのか？）については、パネルの単純集計から仮説が支持された。ただし、統計的有意性が十分ではない。5 時点集まったデータを用いれば、より明確な結論が出せるはずである。

課題②（親からの援助の途絶をもたらすイベント要因は、何なのか？）については、2 時点データでは検出力が不足しており、本格的な検討にはより多くの wave データを利用する必要がある。とくに、経済的援助に収入の効果がないことや、実践的援助に健康悪化がプラスの効果をもつことは、疑問が残る。その他の検出された点については、ほぼ納得のいく結果である。

##### 4-2. 方法面

transition models については、十分な量のデータが得られれば有効と考えられる。カテ

ゴリカルなパネルデータは、transition の記述（図 3）が出発点で、transition を適切に集計・記述するだけで、パネルならではの知見が得られる。transition models による分析は、transition のクロス表と接合がよく、連続的な分析ができる。ただし、 $X_t$  と  $X_{t-1}$  の効果の意味を解釈しにくい点があり、工夫が必要といえる。

NFRJ-08 パネルの世代間関係データについて、以下のような感触がもたれる。2 時点間だけでも思ったより変動があり、5 時点あればかなり有効そうなデータである。ただし、2 時点だけだと検出力不足の感は否めない。また、子ダイアドが 3 つあり情報が豊富だが、そのせいで分析に取りかかりにくい面もある。

[注]

- 1) この原稿は、2011 年 9 月に開催された研究会での報告を整理したものである。当時利用可能であった Wave1~2 のデータで分析をしている。

[文献]

Agresti, Alan, 2007[1996], *An Introduction to Categorical Data Analysis, 2nd ed.*, Wiley.

Bengtson, Vern L. and Robert E. L. Roberts, 1991, "Intergenerational Solidarity in Aging Families: An Example of Formal Theory Construction," *Journal of Marriage and the Family* 53: 856-870.

Finkel, Steven E., 1995, *Causal Analysis with Panel Data*, Sage.

ホリオカ, チャールズ・ユウジ、財団法人家計経済研究所編, 2008, 『世帯内分配と世代間移転の経済分析』ミネルヴァ書房.

Vermunt, Jeroen and Jacques A. Hagenaars, 2004, "Ordinal Longitudinal Data Analysis," R. C. Hauspie, N. Cameron, and L. Molinari eds., *Methods in Human Growth Research*, Cambridge Univ. Press.

保田時男, 2004, 「親子のライフステージと世代間の援助関係」 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, 347-365.

## 12 女性の就業とメンタルヘルス

余田翔平（日本学術振興会）

### 1 問題の所在と研究目的

本研究の目的は、女性の就業とメンタルヘルスとの関係をめぐる2つの相反する仮説を検証することである。メンタルヘルスとはかなり広い概念であるが、本研究が着目するのは、個人の主観的な不快な状態であり、ディストレス（*distress*）と呼ばれるものである。

家族研究に関する近年のレビューによれば、夫婦関係が存在する世帯（特に初婚世帯）の間では、性別役割分業に大きな変動は見られない（稲葉 2011）。つまり、家庭内のケア労働が女性に期待されるという構造は安定的である。

他方で、女性の労働力参加率が上昇してきたことは周知の事実である。もちろん、結婚・出産後に女性がキャリアを継続させることは依然として難しい状況にあるけれども、より多くの女性が職業役割を持つようになってきていることは間違いない。

以上を踏まえると、職業役割を持つ女性の多くは、多重役割（*multiple roles*）に直面することになる。こうした状況の中で、職業役割が女性のメンタルヘルスに与える影響について2つの仮説が提唱されてきた。第1の仮説は「役割過重（*role overload*）仮説」と呼ばれる。この仮説にもとづく、就業女性は家庭内のケア役割と職業役割との多重役割によって役割過重の状態に置かれ、メンタルヘルスが悪いと予想される。第2の仮説は「役割展開（*role expansion*）仮説」（Thoits 1983）と呼ばれる。この仮説は、「女性が職業役割を担うことは社会的アイデンティティの獲得につながるため、メンタルヘルスにも良好な影響をもたらす」というものである。

日本において、女性の就業とメンタルヘルスとの関連を検討した先行研究は存在するものの（稲葉 1999; 松田 2001）、その多くはクロスセクションデータを用いたものであった（例外として西村（2006））。そのため、同一個体内における就業状態の「変化」がメンタルヘルスの「変化」と連動しているのかについては、既存研究から結論づけることはできない。そこで本研究では、パネルデータの分析を通じて2つの仮説を再検証する。

### 2 データと方法

#### 2.1 データと変数

以下の分析で使用するものは、NFRJ-08Panelの第1波から第5波までのデータである。分析サンプルは第1波時に55歳未満であり、かつ第1波から第5波を通じて有配偶であった女性回答者に限定した。

従属変数は、回答者のメンタルヘルス（ディストレス）である。NFRJ-08Panelには、CES-Dと呼ばれる、最近1週間の肉体的／精神的状態を評価する12項目（4件法で測定）が含まれている。これら12項目の各得点を単純加算したものをメンタルヘルス指標として使用する（逆転項目については得点を反転させたものを加算）。なお、CES-D項目に対して黙従化傾向（12項目すべてに対して1と回答している場合、あるいは12項目すべてに対して4と回答している場合）を示した回答者はサンプルから除外した。

独立変数は、隣接する2波間における就業状況のパターンである。この変数の操作化の手順は以下のとおりである。まず、各調査時の就業／非就業を表す2値変数を作成する。つぎに、t波とt+1波の各時点における就業状態を比較すると、就業状態の移行／非移行を示す4パターンが定義できる（表1参照）。

表1 2時点間の就業状態のパターン

	就業 (t+1)	非就業 (t+1)
就業 (t)	就業継続 (EE)	退職 (EU)
非就業 (t)	就職 (UE)	非就業継続 (UU)

統制変数として、等価世帯所得とライフイベントを用いる。等価世帯所得は、世帯所得の回答カテゴリの中間値を世帯人数の平方根で除して算出した。世帯所得には無視できない割合で欠測値が生じているため、欠測ケースには定数を割り当て、同時に欠測ダミーを投入することで対処した。また、ライフイベントとは、隣り合う2時点間で、出産、家族成員（親・義親・子ども）の死亡を経験したか否かを表すダミー変数である。

## 2.2 分析モデル

以下の分析では一階差分モデル（first-difference model）を用いる。一階差分モデルは同一個体の2時点間の変数の差分を取ることで、個体の観察されない異質性を除去する方法のひとつである。ここで、個体*i*のt波のディストレスの観測値を $y_{it}$ 、就業／非就業を表す変数を $x_{it}$ とする（簡便のため、統制変数は省略するが、実際の分析では統制変数を含んだモデルを推定する）。1波と2波の各時点で、 $y_{it}$ を $x_{it}$ に回帰させると以下の2つの回帰式が得られる。

$$y_{i1} = u_1 + \beta x_{i1} + \alpha_i + \varepsilon_{i1}$$

$$y_{i2} = u_2 + \beta x_{i2} + \alpha_i + \varepsilon_{i2}$$

ここで、上の第2式から第1式を引くと、

$$y_{i2} - y_{i1} = (u_2 - u_1) + \beta(x_{i2} - x_{i1}) + (\varepsilon_{i2} - \varepsilon_{i1})$$

となり、これを書き換えると、

$$\Delta y_i = \Delta u + \beta \Delta x_i + \Delta \varepsilon_i$$

が得られる。 $\Delta$ は2時点間の変数の差分を意味する。この式では、 $\beta$ の効果は、 $x$ の変化の「方向性」に依存しない。言い換えれば、「就業から非就業に移行した場合（ $x_{i1} = 1 \rightarrow x_{i2} = 0$ ）」と「非就業から就業に移行した場合（ $x_{i1} = 0 \rightarrow x_{i2} = 1$ ）」とを比較すると、両者は $\beta$ の符号

が異なるのみで、その絶対値は変わらないという仮定を置いていることになる。

ただし、有田（2010）、菅・有田（2012）でも指摘されているように、一階差分モデルでは変化の起点と終点が区別されているため、この仮定を緩めることができる。上の例でいえば、表 1 に示されている 2 時点間の  $x$  の変化の各パターンにパラメータを割り当てると、以下の式が得られる。

$$\Delta y_i = \Delta u + \beta_1 UU_i + \beta_2 EU_i + \beta_3 UE_i + \Delta \varepsilon_i$$

$UU, EU, UE$  は時点間の就業状態のパターンを表す変数であり、ここでは  $EE$  を基準カテゴリにしている。

今回使用するのは第 1 波から第 5 波までの 5 時点の情報であるため、ひとりの回答者に最大で 4 つの一階差分の観測値がネストする構造のデータとなる。これらの差分がプールされたデータに OLS 推定を適用する。

### 3 結果

#### 3.1 記述統計量

表 2 には、調査時点ごとに算出したディストレスの記述統計量を示した。平均値とレンジから分かるように、ディストレスの分布は右側に歪んでいる。対数変換を施すことで正規分布への近似は良くなるが、先行研究との比較可能性を踏まえて、以下では CES-D 項目を単純加算した尺度をそのまま使用する。クロンバッハの  $\alpha$  係数は、5 時点を通して .86 から .89 と高く、項目間の内的一貫性は確保されていると考えてよいだろう。

表 2 ディストレスの記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値	Cronbach $\alpha$	N
第 1 波	18.54	5.04	12	40	.858	434
第 2 波	19.23	5.79	12	48	.875	382
第 3 波	19.43	5.64	12	43	.878	361
第 4 波	19.78	5.99	12	42	.885	366
第 5 波	19.24	5.50	12	43	.878	380

注：各調査時点の有効回答をもとに算出しているため、総度数は調査時点によって異なる

表 3 は、隣接する 2 波間での就業状態の変化を示す遷移行列である。対角セルは就業状態が変化していないケース、非対角セルは就業状態が変化したケースをそれぞれ意味する。この表からまず、対角セルに度数が集中しており、2 時点間で就業状態の変化がそう多くは生起しないことが分かる。しかし、 $t$  時点で非就業であった回答者が  $t+1$  時点で就業している割合は 19.5% であり、労働市場への参入は比較的観察されることが多いことがうかがえる。一方で、 $t$  時点で就業していた回答者が  $t+1$  時点で非就業の状態にある割合は 5.6% と低い。これは、分析サンプルを第 1 波時点で 55 歳未満の回答者に限定しているため、高齢期の退職が分析対象に含まれないことも関与していると考えられる。なお、全体度数に占める非対角セ

ルの比率を計算すると 10.1%となり、2 時点間の差分のプールデータのうち、この比率に相当する差分で就業状態の変化が生じていることになる。

表3 2時点間の就業状態のパターン

	就業 (t+1)	非就業 (t+1)
就業 (t)	897 (94.4%)	53 (5.6%)
非就業 (t)	88 (19.5%)	364 (80.5%)

注) 各セルの上段は度数、下段は行パーセント

### 3.2 一階差分モデルによる分析

つづいて、就業状態の変化とメンタルヘルスの変化との関連を検討していく。表4に一階差分モデルの推定結果を示した。2 時点間の就業状態のパターンを示す 3 つのダミー変数の係数に着目すると、「就業継続 (就業→就業)」と比較して「退職 (就業→非就業)」は相対的にディストレスの低下につながっていることが分かる。一方で、「就職 (非就業→就業)」と「非就業継続 (非就業→非就業)」は、「就業継続」との間に有意差はない。

表4 一階差分モデルの推定結果

	b (SE)
就業パターン	
(ref: 就業 → 就業)	
就業 → 非就業	-1.771 (.892) *
非就業 → 就業	-.473 (.641)
非就業 → 非就業	-.030 (.216)
出産イベント	-.784 (.567)
家族成員の死亡	.482 (.303)
等価世帯所得	.002 (.002)
等価世帯所得欠測ダミー	-2.777 (1.710)
調査時点 (ref: 第1 - 第2波)	
第2 - 第3波ダミー	-.523 (.474)
第3 - 第4波ダミー	-.392 (.372)
第4 - 第5波ダミー	-1.361 (.361) ***
定数	.851 (.303) **
R <sup>2</sup>	.021
Number of Obs.	1402
Number of Groups	397

注1: + p<.10, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

注2: SEはロバスト標準誤差

#### 4 結論

分析の結果、労働市場からの退出は女性のメンタルヘルスの改善につながっていることが明らかになった。この結果は、クロスセクションデータを用いた国内の先行研究と異なるものである。クロスセクションデータを用いた場合、女性の就業形態とメンタルヘルスとの間には明確な関連は確認されてこなかった（稲葉 1999; 松田 2001）。ところが、パネルデータを用いた本研究の分析結果によれば、女性の就業状態の変化は彼女らのメンタルヘルスの変化と連動していることが明らかになった。

さらに、本研究の知見は、パネルデータにもとづいた国外の先行研究のそれとも異なる。たとえば、British Household Panel Survey を分析した Thomas et al. (2007) では、女性が労働市場から退出することはメンタルヘルスを悪化させることが報告されている。これは、本研究の分析結果とは全く異なるものである。

このように、NFRJ-08Panel の分析によって、国内外の先行研究とそれぞれ異なる知見が得られた。これは、家族研究にとって、少なくとも次の2点において意味のあるものであると思われる。第1に、女性の就業とメンタルヘルスとの間に存在する「因果関係」の特定という観点からすると、パネルデータを用いることで、変数間のより純粋な関連を取り出すことが可能になった。クロスセクションデータの分析において女性の就業とメンタルヘルスとの間に関連がないことから、両者の間に因果関係が存在しないと結論づけてしまうのは早計であろう。第2に、本研究では国外のパネルデータを用いた先行研究とは異なる結果が得られたが、ここから「なぜ日本では女性の就業がメンタルヘルスに負の影響を及ぼすのか」という新たな問いが生じてくる。これは国際比較研究の必要性を示唆するものであり、NFRJ-08Panel と比較可能な国外のパネルデータを併用することで、新たな知見が得られることが期待される。

#### 【文献】

- 有田伸, 2010, 「変化の方向とパターンを区別したパネルデータ分析の可能性——従業上の地位の変化がもたらす所得変化を事例として」 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ No.35.
- 稲葉昭英, 1999, 「有配偶女性のディストレスの構造——大都市近郊」石原邦雄編『妻たちの生活ストレスとサポート関係——家族・職業・ネットワーク』東京都立大学都市研究所, 87-119.
- , 2011, 「NFRJ98/03/08 から見た日本の家族の現状と変化」『家族社会学研究』23(1): 43-52.
- 菅万理・有田伸, 2012, 「失業が健康・生活習慣に及ぼす効果：固定効果モデルと一階差分モデルによるパネルデータ分析」東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ No.55.
- 松田茂樹, 2001, 「性別役割分業と新・性別役割分業——仕事と家事の二重負担」『哲学』106:31-57.
- 西村純子, 2006, 「就業変化とディストレス——出産・育児期の女性についてのパネルデータ

分析」『家族研究年報』 31:29-41.

Toits, Peggy A., 1983, "Multiple Identities and Psychological Well-Being: A Reformulation and Test of the Social Isolation Hypothesis." *American Sociological Review* 48(2): 174-187.

Thomas, Claudia, Michaela Benzeval, and Stephen Stansfeld, 2007, "Psychological distress after employment transitions: the role of subjective financial position as a mediator." *Journal of Epidemiology and Community Health* 61(1):48-52.