

夫の家事育児参加と出産行動

小 葉 武 史
安 岡 匡 也
浦 川 邦 夫

概 要

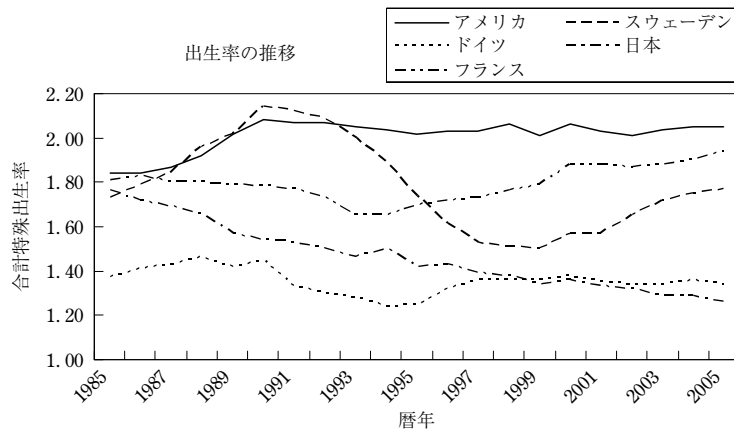
本稿では、夫の家事育児協力の要因について、日本家族社会学会の「家族についての全国調査、2004」の個票データを用いた計量分析を行い、労働市場における夫婦間の比較優位、労働市場での活動に関連する夫の時間制約、性別役割分担意識の効果が、互いにどのような影響を及ぼしているのかについて分析を行った。推定結果からは以下のことが明らかとなった。第1に、夫の家事育児に対する全般的な協力は、世帯所得、妻の就業状態等の各種の変数をコントロールした場合においても、「子どもをもう一人持ちたい」とする希望にプラスの影響を与えている。第2に、夫の全般的な家事育児協力の規定要因に関しては、夫婦間の労働市場における比較優位（夫婦間の賃金格差）が影響を与えている。一方で、育児協力を重点をおいた変数については、夫の労働時間や通勤時間など、労働における様々な時間制約がマイナスの影響を与えている可能性が示された。男性についての育児休業取得の推進など時間制約を緩和する政策は、夫の家事育児協力を引き上げるという点で有効な施策であると言える。

I はじめに

わが国は近年、人口構造の急激な変化に直面しており、とりわけ少子化への対策が重要な政策課

題として議論されている。厚生労働省の「平成19年人口動態統計（確定数）の概況」によると、2007年の合計特殊出生率は1.34であり、2006年の1.32と比べていくぶん持ちなおしたものの、依然として低い水準が続いている。アメリカ、ドイツ、フランス、スウェーデンなど、他の主要先進国との比較で言えば、90年代前半の出生率は、日本と同様にどの国も減少傾向にあった。しかし、近年フランスやスウェーデンなどいくつかの国では、出生率が上昇に転じるなど、特徴的な動きが見られている（図1）。

90年代前半において、先進国で出生率が減少してきた理由としてはさまざまな要因が考えられるが、とりわけ女性の労働市場への参加が進む中で、出産・育児に伴う機会費用が増大した点が、重要な原因として指摘されてきた。理論面ではGalor and Weil〔1996〕などの分析があり、実証面では、滋野〔1996〕、高山〔1999〕などにおいて、女性の賃金上昇が、出産・育児の機会費用を高め、出産確率を低めている可能性が報告されている。ところが、女性の労働参加率が拡大を続け、男女間賃金格差が縮小する中で、90年代半ば以降には、むしろ出生率が上昇に転じる国がいくつか現れ始めた。Sleeboos〔2003〕は、このような国々の特徴として、女性が仕事と出産・育児を両立できるような環境を充実させている点を指摘しており、Apps and Rees〔2004〕やMartínez and Iza〔2004〕らの研究でも、保育サービスの整備されている地域において、女性の労働参加率



出所) 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集 2008」。

図1 合計特殊出生率の推移

と出生率の間の負の関係が見られなくなる、といった主張が理論的な分析に基づいて報告された。また、日本においても、加藤〔2000〕や滋野・大日〔1999〕は、保育サービスの存在が出生率に正の影響を与えることを指摘しており、滋野・松浦〔2003〕は、妻が育児休業制度の存在する企業に勤めている家計においては、第一子出産確率が20%程度上昇することを示している。

ところで、仕事と育児の両立にむけた環境整備に対する政府・企業・地域等の支援とあわせて重要と考えられるのが、妻にとってもっとも身近な存在といえる夫の協力であろう。夫の家事育児への協力の程度が夫婦の追加予定子ども数に対して与える影響を論じた代表的な分析としては、松田〔2005, 2006〕、藤野〔2006〕が挙げられる。藤野〔2006〕では、マイクロデータをもとにして、夫の家計内生産活動（家事や子どもの遊び相手になる、など）が夫婦の追加予定子ども数に有意にプラスの影響を与える点を実証している。また、理論的な分析として、Beckerモデルを応用した坂爪〔2007〕があり、男女間賃金格差が縮小し、男女間の育児時間の代替可能性が高まるケースにおいては、女性の労働供給、男性の育児参加、子どもに対する需要の3変数の増加がともに達成される可能性が高い点を示している。このように、夫の家計内生産活動が、追加予定子ども数に与える影響に注目が集まる中で、改めて、どのような制

約が夫の家計内生産活動の障害となっているかを検証することは有意義であると考えられる。

夫の家事育児参加の規定要因としてまず挙げられるのは、Becker〔1965〕を先駆とする家計内分業のメカニズムの理論で指摘される、労働市場における夫婦間の比較優位、すなわち男女間賃金格差であろう。労働市場において未だ男女間賃金格差が存在する現状を所与とするならば、単位時間あたりでより多く稼げる夫が市場での労働を中心に行い、妻が家事育児労働を中心に行うことは、少なくとも経済学的には合理的な分業の形態と言える。

夫の家事育児参加の決定要因を分析した、松田〔2002〕、水落〔2006〕などの研究においても、夫の労働時間や通勤時間、性別役割分業意識の有無などの変数とともに、夫婦間の収入や学歴の差がさまざまなケースで大きな効果を生じている点が示されている。しかしながら、女性の労働力参加が進み、男女間賃金格差が縮小傾向にある中で、わが国では未だ男性の家事育児参加が低い水準にとどまっている。そこには、夫の労働時間についての強い下限制約があることや、「夫は働き、妻は家庭を守る」といった性別役割分担意識に夫のみならず妻の方も縛られている、といったわが国独特の問題があるかもしれない。このような外生的あるいは精神的な制約が夫の家事育児参加を妨げているとするならば、それらの制約を緩和する

ことで、夫の家事育児参加を促進し、しいては出生率を改善できる余地があるかも知れない。

そこで、本稿では、夫の家事・育児協力の要因について個票データを用いた計量分析を行い、労働市場における夫婦間の比較優位、労働市場での活動に関連する夫の時間制約、性別役割分業意識の効果が、互いにどのような影響を及ぼしているのかについて分析する。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第II章では、夫の家事育児協力が「子どもを持つことに対する希望」に与える影響について個票データを用いて分析する。本稿では、家事育児協力に関連する各種の変数の総合的な効果をより詳細に抽出するため、主成分分析の手法に基づいて推定された変数を使用した分析を行う。第III章では、家計にとっての最適な家事育児分担と労働市場における夫婦間賃金格差の関係について、夫の家事育児協力が実際にはどのような要因で決定されているのかをデータを用いて分析する。第IV章は本稿の分析によって得られた結果をまとめる。

II 夫の家事育児協力と出産行動

1 データ

本稿では、データセットとして、日本家族社会学会全国家族調査委員会による「家族についての全国調査、2004」を用いる。当該データセットは本稿で議論したい夫の家事育児協力に関する変数について、「食事の準備」「食事の片付け」「買い物」「洗濯」「掃除」「子どもと遊ぶ」「子どもの世話」など、細かく分類されている点が特徴である¹⁾。また、各家計内労働に対する夫の協力の有無だけでなく、一週間あたりで見て、夫が何回、妻が何回その家事労働を行っているのかという情報が含まれており、家事育児協力についての詳しい指標化が可能である。調査対象は28歳から77歳までの男女で、全サンプル数は6,302人である。ただし、本稿においては出産行動の分析を行うため、既婚者でありかつ、妻の年齢が出産可能年齢(15歳以上、49歳以下：合計特殊出生率の定義に準拠)であるサンプルに分析対象を限定す

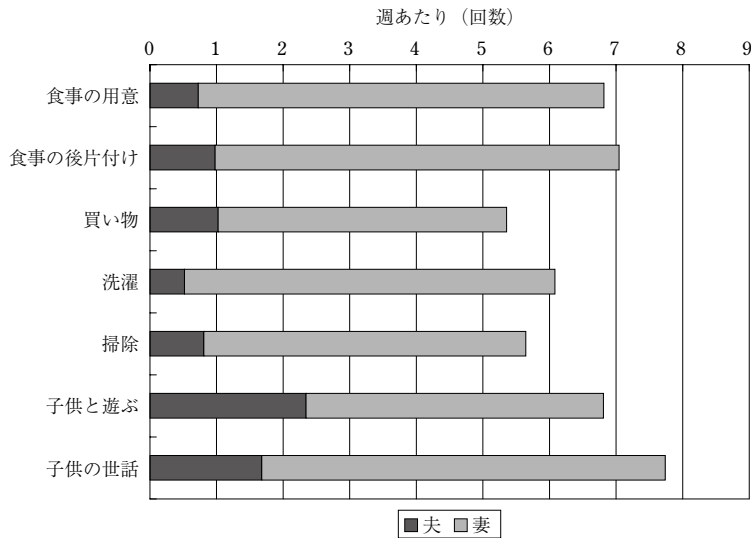
る。さらに、説明変数や被説明変数に「夫の育児協力」の変数を用いるために、子どもが一人以上いる家計に限定したサンプル(n=1,405)を用いた分析を行った。また、夫婦間賃金格差を説明変数に用いる場合には、共働き家計にさらに限定したサンプル(n=591)を用いた。

2 推定手法

最初に、藤野〔2006〕と同様、夫の家事育児協力が出産行動に与える影響について分析を行う。本調査には、「子供を追加的に持ちたいと思う希望」について尋ねている設問があり、この設問に対する回答結果を分析に用いることとする²⁾。具体的には、「問24 子供を(もう一人)欲しいと思いますか」に対する回答を被説明変数とし、夫の家事育児協力の程度を示す変数である「食事の準備」「食事の片付け」「買い物」「洗濯」「掃除」「子どもと遊ぶ」「子どもの世話」の効果について、計量的な手法に基づいて検証する。ここで、「子どもを(もう一人)持つことに対する希望」の質問に対する回答は、「絶対ほしくない」「あまりほしくない」「どちらとも言えない」「ほしい」「絶対にほしい」の5段階の選択肢であるため、本推定では、この5段階の選択肢に対して、-2, -1, 0, 1, 2をそれぞれ当てはめて被説明変数とし、順序プロビット推定によってパラメータを推定する。また、夫の家事育児協力に関する変数に加えて、妻の就業の有無に関するダミー変数、妻の年齢、妻の年齢の二乗、妻の学歴に関するダミー変数、既存の子どもの数、父母同居、祖父母同居の有無に関するダミー変数、世帯所得をコントロール変数として使用する。これらの変数の記述統計量は表1のとおりである。夫の家事育児協力変数については、夫の週あたり家事育児回数を夫婦の週あたり家事育児回数(合計値)で除した値として定義する。図2は、夫婦間の家事育児労働について、週あたりの平均負担回数を表したものである。夫の家事負担は週に一回程度、育児負担は週に二回程度と低く、家事育児労働の多くの部分を依然として女性が負担していることがわかる。

表1 記述統計

単 位		平 均	標準偏差
妻が出産可能年齢であり子供が一人以上いる家計 (n = 1405)			
子供がもう一人欲しい	5段階ダミー (-2, 2)	-0.298	1.224
妻：就業中	ダミー	0.511	0.500
妻：年齢	歳	36.93	5.34
妻：学歴	4段階ダミー (1, 4)	2.717	0.721
既存の子供の数	ダミー	1.976	0.749
父母同居	ダミー	0.241	0.428
祖父母同居	ダミー	0.016	0.012
世帯所得	百万円	3.41	3.38
解答者が女性	ダミー	0.585	0.493
妻が出産可能年齢であり子供が一人以上いる共働き家計 (n = 591)			
夫婦賃金格差	対数差分	1.010	0.830
夫婦学歴格差	対数差分	0.072	0.350
夫：労働時間	時間	10.063	1.917
夫：通勤時間	時間	0.553	0.450
妻：労働 + 通勤時間	時間	6.796	2.457
家庭は女性 (Yes)	5段階ダミー (-2, 2)	-0.663	1.338
育児は女性 (Yes)	5段階ダミー (-2, 2)	0.219	1.491



注) 使用データ：「家族についての全国調査，2004」。全サンプル：妻が出産可能年齢である家計，「子供と遊ぶ」「子供の世話」については，妻が出産可能年齢であり一人以上の子供を有する家計。

図2 夫婦間の家事育児分担

3 主成分の抽出

ところで，家事育児協力を表す変数については，各変数間の相関係数が高い点に注意する必要がある。表2に，夫の家事育児協力変数間の相関

行列を示したが，「食事の準備」と「食事の片付け」などは，セットで行っている側面があり，相関係数は.518とかなり高い値となっている。このような場合，説明変数間の多重共線性により重

表2 夫の家事育児協力変数間の相関行列

相関係数	1	2	3	4	5	6	7
1 食事の準備	1.000						
2 食事の後片付け	0.518	1.000					
3 買い物	0.445	0.404	1.000				
4 洗濯	0.426	0.453	0.336	1.000			
5 掃除	0.382	0.427	0.374	0.506	1.000		
6 子供と遊ぶ	0.172	0.147	0.212	0.118	0.203	1.000	
7 子供の世話	0.343	0.329	0.349	0.336	0.365	0.406	1.000

要な効果を見逃す危険があるので、各変数を総合した新たな変数を作成することが望ましい。本稿では一般的かつ統計理論に基づく手法である、主成分分析の手法を用いて、変数の加重和を作成し、家事育児協力変数とした。

主成分分析では、各変数の加重和により、互いに独立な新しい説明変数が定義される。具体的には、 K 個の変数 x_k から新変数 $z = \sum_{k=1}^K \lambda_k^* x_k$ を作成するときのウエイト λ_k^* を次のように設定する。

$$\lambda_k^* = \arg \max_{\lambda_k} V(z) \text{ s.t. } \sum_{k=1}^K \lambda_k^2 = 1$$

ウエイト λ_k は新変数 z の分散 $V(z)$ を最大化するように設定される。これはできるだけ多くの情報を元変数 x から抽出するための措置であり³⁾、このようにして得られた z は第一主成分と定義される。その後、元変数 x から第一主成分の影響を除いた残差について同様の操作を繰り返し、以下

第二、第三主成分が順に定義される。定義から明らかかなように主成分の個数は高々 K 個であり⁴⁾、互いに独立である。

表3には、第一から第七主成分が、元変数のどのような加重和によって構成されているかが示されている。第一主成分は全ての変数についてほぼ等しく正のウエイトが割り当てられており「家事育児全般に対する協力」を表していると解釈できる。この成分を本稿では「レベル成分」と呼ぶことにする。また、第二主成分は育児関連の変数に正のウエイトが割り当てられており、その他の家事関連の変数は負のウエイトが割り当てられている。この成分を「育児成分」と呼ぶことにする。主成分の重要性は対応する固有値によって計られるが、分析においてよく用いられる基準は、固有値1以上基準である。この基準に基づくと、第三主成分以下の重要性は低いと考えられるため、推定結果の解釈においては「レベル成分」と「育児成分」の係数を中心に見ていくこととする。

表3 負荷行列

	主成分						
	一	二	三	四	五	六	七
負荷行列	レベル	育児					
食事の準備	0.412	-0.191	-0.394	0.386	0.012	0.393	-0.579
食事の後片付け	0.413	-0.257	-0.161	0.455	0.165	-0.590	0.394
買い物	0.383	-0.018	-0.562	-0.694	0.003	0.050	0.233
洗濯	0.399	-0.275	0.484	0.027	-0.056	0.571	0.449
掃除	0.405	-0.110	0.505	-0.369	0.289	-0.335	-0.487
子供と遊ぶ	0.232	0.782	0.012	0.150	0.523	0.158	0.117
子供の世話	0.370	0.445	0.117	0.061	-0.783	-0.177	-0.059
固有値	2.059	1.066	0.725	0.596	0.542	0.485	0.461

表4 「子供がもう一人欲しい」の要因分析

順序プロビット分析

	子供がもう一人欲しい			
	全サンプル		回答者が男性	回答者が女性
(夫の家事育児協力：主成分)				
一 「レベル」	0.055 [3.38] ***	0.054 [3.32] ***	0.057 [2.19] **	0.052 [2.40] **
二 「育児」	0.074 [2.68] ***	0.071 [2.57] **	0.170 [4.04] ***	-0.005 [0.13]
三	0.017 [0.51]			
四	-0.019 [0.53]			
五	-0.080 [1.92] *			
六	-0.063 [1.51]			
七	-0.023 [0.54]			
妻：就業中	-0.030 [0.48]	-0.040 [0.65]	-0.020 [0.21]	-0.057 [0.63]
妻：年齢	-0.136 [1.77] *	-0.145 [1.90] *	-0.003 [0.03]	-0.333 [2.88] ***
妻：年齢×年齢	0.001 [1.14]	0.001 [1.22]	-0.001 [0.49]	0.004 [2.42] **
妻：学歴（中卒）				
高卒	0.175 [0.87]	0.183 [0.90]	0.356 [1.28]	0.118 [0.42]
短大卒	0.266 [1.33]	0.285 [1.42]	0.614 [2.18] **	0.129 [0.46]
大卒	0.213 [1.02]	0.231 [1.10]	0.478 [1.62]	0.093 [0.32]
既存の子供の数	-0.545 [12.12] ***	-0.549 [12.18] ***	-0.657 [8.66] ***	-0.482 [8.57] ***
父母同居	0.041 [0.58]	0.039 [0.55]	0.091 [0.83]	-0.001 [0.01]
祖父母同居	-0.074 [0.36]	-0.058 [0.28]	-0.334 [0.89]	0.090 [0.39]
世帯所得	0.005 [0.34]	0.006 [0.37]	0.007 [0.27]	0.004 [0.18]
回答者が女性	-0.202 [1.99] **	-0.191 [1.89] *		
サンプル数	1,405	1,405	584	821
疑似決定係数	0.10	0.10	0.11	0.08

注) 括弧内はz値の絶対値。有意水準：*10%，**5%，***1%。

全サンプル：妻が出産可能年齢であり子供が一人以上いる家計。

4 推定結果

表4では、「子どもを（もう一人）持つことに対する希望」を被説明変数とし、説明変数について、夫の家事育児協力に関する主成分変数を採用

して順序プロビット推定を行った結果を示した。子どもを持つ既婚者全体をサンプルにしたケースとともに、解答者の性別でサンプルを分けた推定も行っている。以下ではこれらを全体サンプル、

夫サンプル、妻サンプルと呼ぶことにする。

表4を参照すると、全ての場合において、家事育児への全般的な協力を表す「レベル成分」がプラスに有意であった。すなわち、夫の家事育児への全般的な協力が「子どもがもう一人欲しい」と答える確率を有意に引き上げることが示された。また、子どもを持つ既婚者全体のサンプルと夫サンプルにおいては「育児成分」についてもプラスに有意である。夫が子どもの世話に熱心であるほど「子どもがもう一人欲しい」と答える確率が高いという結果であり、藤野〔2006〕とも整合的といえる。なお、妻サンプルに限定すると「育児成分」が有意とならない理由としては、育児成分の構成において家事関連の変数のウェイトが全てマイナスであることが関係していると思われる。また、妻の就労の影響についてみると、いずれのサンプルにおいても、係数はマイナスであるが有意ではなかった。すなわち、既存の子どもの数や妻の年齢、世帯所得等の変数をコントロールした場合、妻の就労それ自体は「子どもを持つことに対する希望」に有意な影響は与えていない。なお、夫の育児協力の多寡によって、妻サンプルの妻就業ダミーの係数に大きな変化が見られるかを別に確認したが、大きな変化は見られなかった。夫の家事育児協力は妻の仕事と育児の両立を可能にすることを通じて「子どもを持つことに対する希望」に影響することも考えられるが、そのことを示す結果は得られなかった。夫の家事育児協力は妻の就業状態にかかわらず「子どもを持つことに対する希望」を直接高めていると考えられる。

また、世帯所得に関しては「子どもを持つことに対する希望」に対して明瞭な関係は観察されなかった。所得の上昇が「子どもを持つことに対する希望」へ与える効果については、プラスとマイナスの両方の側面があることが、過去の先行研究でも論じられてきた。所得の上昇により、より多くの子どもを養えるという所得効果の存在は、Galor and Weil〔1996〕で論じられているが、その一方で、Willis〔1973〕が理論的に示したように、子どもの数と子どもの質の代替的關係にある場合には、家計所得の増大が、均衡における子ど

もの数を少なくするケースが存在する。これら双方の効果があるがゆえに、本稿で使用したデータでは、上記のような推定結果が得られたと考えられる。

以上の点をまとめると、夫の家事育児への協力は「子どもを持つことに対する希望」に、プラスの効果を与えていることが示唆される。また「子どもがもう一人欲しい」と思うことは、実際に子どもを産むことに対して影響を与えていると考えられ、夫の家事育児への全般的な協力が進めば、出生率の引き上げに対しても一定の効果があると考えられる。

III 夫の家事育児協力を規定する要因

前章までの分析により、夫の家事育児協力が出生率の上昇に一定の効果を持つことがわかった。では、夫の家事育児協力はどのような要因によって決まるのだろうか。

家庭内と家庭外（労働市場）への夫婦の労働配分を議論するモデルはBecker〔1965〕、Willis〔1973〕やGronau〔1976〕の家庭内生産関数を用いた先駆的研究以来、多くの議論がなされているが、夫の家事育児協力を規定する要因としてまず挙げられるのは、労働市場における比較優位、すなわち男女間賃金格差であろう。男女間賃金格差と家計内家事育児分担の関係は、次のような簡単な家計分業モデルを用いて説明することができる。

$$\max_{n_M, n_F, h_M, h_F} u = c + s + v(l_M, l_F), \quad (1)$$

$$s.t. c = w_M n_M + w_F n_F, \quad (2)$$

$$s = f(h_M, h_F) = (h_M^\rho + h_F^\rho)^{\frac{1}{\rho}}, \quad (3)$$

$$l_M = 1 - n_M - h_M, \quad (4)$$

$$l_F = 1 - n_F - h_F. \quad (5)$$

(1)は家計の効用関数である。家計の効用は消費 c 、家計内労働から得られるサービス s 、夫（添字 M ）と妻（添字 F ）の余暇 l から構成される。 v は夫婦の余暇から得られる効用を表し、 $v_1, v_2 > 0, v_{11}, v_{22} < 0$ を仮定する。(2)は予算

制約であり、 w_M, w_F をそれぞれ夫と妻の賃金、 n_M, n_F をそれぞれ夫と妻の労働時間として、労働市場で得た所得は全額消費される。(3)は、 h_M, h_F をそれぞれ夫と妻の家計内労働時間とした家計内生産関数でありCES型($\rho \in (-\infty, 1)$)を仮定する。(4)(5)はそれぞれ夫と妻の時間制約である。

この問題が内点解をもつならば、一階の条件より、直ちに男女間賃金格差と男女間の家計内労働比率の関係が次のように表される。

$$\frac{h_M}{h_F} = \left(\frac{w_M}{w_F} \right)^{-\sigma} \quad (6)$$

ただし、 $\sigma \equiv \frac{1}{1-\rho}$ である。以上より、夫婦間の家計内労働分担比率と市場における賃金格差の間には負の関係があることがわかる。男女間賃金格差が大きいほど、夫が市場で働いた方が単位時間あたりで多く稼ぐことができるので、夫の家計内労働分担比率は低下する。また、この単純なモデルでは、夫婦間の家計内労働分担比率は、労働市場における男女間賃金格差のみで決まる。

わが国を含む多くの先進諸国において、男女間賃金格差が縮小傾向にあることはよく知られた事実である。このとき、上述のモデルによれば、夫の家事育児協力は進むはずであるが、図2で見たように、わが国の夫の家事育児協力は未だ非常に低い水準にとどまっている。この理由として、モデルでは考慮しなかった外部要因、たとえば夫が正社員として勤務しているために、労働時間 n_M に下限制約が存在していること、あるいは、「家事や育児は女性がやるべき」といった性別役割分担意識が、夫の家事育児協力を妨げていることが考えられる。

男女間賃金格差のみが家計内労働分担比率を規定しているのであれば、夫の家事育児協力を促進するには男女間賃金格差を縮小させる政策が有効である。また、女性の高学歴化が進み、労働市場での経験の蓄積もあって、男女間賃金格差は実際に縮小の方向に向かっている。しかしその他の要因が夫の家事育児協力を影響を与えているとするならば、必要な政策も異なってくる。有効な政策

を考えるためには、家計内労働分担比率が男女間賃金格差のみで説明できるのか、またそうでないとすれば何が夫の家事育児協力を妨げているのかを議論することが極めて重要である。

1 推定方法

本節では夫の家事育児参加の規定要因についてデータを用いた計量分析を行う。被説明変数には、夫の家事育児参加を表す各変数(夫の週あたり家事育児協力回数を夫婦の週あたり家事育児回数(合計値)で除した値)や、それらの諸変数から抽出された主成分を使用する。また、説明変数としては、以下の3つのグループを考える。第一に、男女間の労働市場における比較優位性を表す変数として、夫婦間賃金格差、夫婦間学歴格差の2つの変数を用いる。ここで、夫婦間賃金格差は、夫の賃金と妻の賃金の対数差分として算出され、夫婦間学歴格差は、夫の修学年数と妻の修学年数の対数差分として算出される。調査票は、最終学歴を「高卒」「大卒」といった選択肢で回答させる形式であるが、ここでの修学年数とは、例えば「高卒」という回答については、小中高あわせて12年間修学していたものとして、12という数値を当てはめたものである。これらの変数は、前節のモデルで示したように、夫が、家事育児協力をを行う場合の機会費用を考慮した変数であり、これらの変数の数値が高いほど、家事育児協力が少なくなる方向へ動くと考えられる。第二に、時間制約を表す変数として、就業形態ダミーの2変数(正規雇用ダミー、自営業ダミー)と夫の労働時間、夫の通勤時間を用いる。第三に、性別役割分担意識を表す変数として、性別役割分担に関連する設問項目の回答結果を用いる。調査票では、「仕事は男性、家庭は女性」「育児は女性」といった設問に対して、「そう思わない」「どちらかといえばそう思わない」「どちらともいえない」「どちらかといえばそう思う」「そう思う」という選択肢が設けられている。分析では、これらの選択肢に-2, -1, 0, 1, 2の数値を当てはめ、説明変数に加えることとする。

なお、被説明変数である、夫の家事育児参加を

表5 夫の家事育児参加の規定要因

	主成分			家事協力				育児協力			
	レベル	育児	食準備	食事片付	買い物	洗濯	掃除	遊ぶ	世話		
(比較優位)											
夫婦賃金格差	-0.353 [3.53]***	-0.032 [0.61]	-0.049 [1.74]*	-0.048 [1.79]*	-0.018 [0.88]	-0.076 [1.80]*	-0.061 [2.19]**	-0.026 [1.72]*	-0.049 [2.79]***		
夫婦学歴格差	0.154 [0.69]	-0.058 [0.49]	-0.034 [0.54]	0.013 [0.22]	0.033 [0.72]	0.057 [0.57]	-0.006 [0.09]	0.009 [0.25]	-0.008 [0.21]		
(時間的余裕)											
夫：正規雇用	0.142 [0.22]	0.384 [1.13]	0.046 [0.25]	0.190 [0.97]	-0.041 [0.32]	-0.011 [0.04]	-0.055 [0.32]	0.110 [1.12]	0.126 [1.09]		
夫：自営業	0.405 [0.61]	0.345 [0.98]	0.167 [0.90]	0.267 [1.34]	0.012 [0.09]	-0.022 [0.08]	-0.132 [0.74]	0.117 [1.16]	0.158 [1.33]		
夫：労働時間	-0.116 [2.84]***	-0.040 [1.81]*	-0.035 [3.01]***	-0.017 [1.56]*	-0.014 [1.67]*	-0.031 [1.77]*	-0.009 [0.80]	-0.016 [2.53]**	-0.021 [3.00]***		
夫：通勤時間	0.057 [0.32]	-0.358 [3.80]***	0.053 [1.08]	0.038 [0.80]	0.063 [1.79]*	0.093 [1.23]	0.046 [0.93]	-0.082 [3.07]***	-0.057 [1.80]*		
妻：労働 + 通勤時間	0.189 [5.79]***	-0.023 [1.32]	0.035 [3.74]***	0.031 [3.41]***	0.020 [2.97]***	0.085 [5.57]***	0.040 [4.29]***	0.007 [1.39]	0.017 [2.91]***		
(性別役割分担意識)											
家庭は女性	-0.107 [1.73]*	0.016 [0.47]	-0.071 [3.71]***	-0.048 [2.74]***	-0.017 [1.34]	-0.010 [0.36]	-0.017 [0.97]	-0.001 [0.13]	-0.015 [1.37]		
育児は女性	-0.033 [0.57]	-0.060 [1.98]**	0.003 [0.21]	0.016 [1.02]	-0.010 [0.84]	0.009 [0.36]	-0.006 [0.38]	-0.009 [1.10]	-0.026 [2.63]***		
定数項	-0.142 [0.19]	0.442 [1.13]	-0.244 [1.16]	-0.404 [1.87]*	0.027 [0.18]	-0.753 [2.38]**	-0.217 [1.08]	0.390 [3.50]***	0.120 [0.92]		
サンプル数	591	591	591	591	591	591	591	591	591		
疑似決定係数	0.03	0.02	0.04	0.04	0.02	0.07	0.04	0.08	0.09		

注) 括弧内はz値の絶対値。有意水準：*10%、**5%、***1%
 全サンプル：妻が出産可能年齢であり子供が一人以上いる共働き家計。

表す変数群について、図2からも読み取れるように、値がゼロのデータが相当数存在している。この場合、計量モデルとして通常のOLSを適用すると真の傾きよりゼロに偏ったものとなる問題が生じるため、これらの分析では、トービット推定を行って上記の問題に対処する。

表5は、上記の計量分析の推定結果をまとめたものである。推定結果を参照すると、多くの場合、夫婦間の賃金格差は、夫の家事育児参加に有意にマイナスの影響を与えている。これは理論モデルと整合的な結果といえる。妻と比べて夫の賃金が高いほど、夫が家計内労働を行う機会費用が大きいため、夫は家計内労働を行わない。ただし、いくつかの場合には、夫婦間の賃金格差は説明力を持っていない。例えば、育児協力を表す主成分を説明変数とした場合には、夫婦間の賃金格差は説明力を持たず、夫の育児協力に有意にマイナスの影響を与えているのは夫の時間制約や、性別役割分担意識を表す変数となっている。夫が育児に協力しないのは、男女間賃金格差による比較優位が原因ではなく、時間制約または「育児は女性が行うべき」といった性別役割分担意識が原因であることが示唆されている。

時間制約が有意にマイナスであることから、男性についても育児休業の取得を促進するなど、夫の時間制約を緩和する政策が、夫の家事育児参加を促進するためには有効と考えられる。しかし、性別役割分担意識に関係する変数の多くも有意にマイナスであるため、時間制約緩和政策の有効性が、家庭が持つ性別役割分担意識による影響を受けないかどうかについて、より詳細に検証する必要がある。例えば「育児は女性が行うべき」といった性別役割分担意識が夫の育児協力を妨げている場合、たとえ時間制約が緩和されたとしても、自身のポリシーに反するとして夫が育児に協力しない可能性が考えられる。この場合は、時間制約の緩和とともに、性別役割分担に対する意識改革も必要ということになる。この点について次節で検討する。

表6 時間制約緩和政策の有効性

トービット分析

	レベル成分	育児成分
(比較優位)		
夫婦収入格差	-0.340 [3.46]***	-0.074 [1.39]
夫婦学歴格差	0.162 [0.72]	-0.075 [0.63]
(時間的余裕)		
夫：正規雇用	0.139 [0.21]	0.374 [1.09]
夫：自営業	0.370 [0.56]	0.391 [1.11]
妻：労働+通勤時間	0.190 [5.81]***	-0.020 [1.14]
家庭は女性 (Yes)		
夫：労働+通勤時間	-0.119 [2.99]***	
家庭は女性 (No)		
夫：労働+通勤時間	-0.098 [2.46]**	
育児は女性 (Yes)		
夫：労働+通勤時間	-0.064 [2.92]***	
育児は女性 (No)		
夫：労働+通勤時間	-0.056 [2.63]***	
(性別役割分担意識)		
家庭は女性	0.003 [0.10]	
育児は女性	-0.048 [0.86]	
定数項	-0.102 [0.14]	0.490 [1.24]
サンプル数	591	591
疑似決定係数	0.03	0.01

注) 括弧内はz値の絶対値。有意水準：*10%、**5%、***1%。

全サンプル：妻が出産可能年齢であり子供が一人以上いる共働き家計。

2 制約が育児協力を与える効果

本節では、性別役割分担意識に関する変数と時間制約変数のクロス項を説明変数に追加した分析を新たに行う。具体的には「家庭は女性が守るべき」および「育児は女性が行うべき」という設問に対して、回答者が「そう思う」または「どちらかといえばそう思う」を選択している場合とそう

ではない場合について、係数ダミーを利用した場合分けを行い、時間制約変数が家事育児協力を与える影響について係数が異なるかどうかを確認した。

これらの推定結果は表6に示される。推定結果を見ると、性別役割分担意識の有無にかかわらず、夫の時間制約の係数はほとんど異ならない。全ての場合において、係数はマイナスで有意であり、時間制約の緩和によって夫の家事育児協力が促進されることが示唆されている。係数の絶対値を比較して判断するならば、むしろ回答者が「家庭は女性が守るべき」または「育児は女性が行うべき」という意識を持っている場合の方が、時間制約が夫の家事育児協力を妨げている傾向にある。このことは「家庭は女性が守るべき」または「育児は女性が行うべき」と考えている家庭においてこそ、時間制約が緩和されれば、夫の家事育児協力により高い効果が現れる可能性を示唆している。

この解釈として「夫が家庭の時間を確保することが困難であるから」といった現状認識が背景としてあるがゆえに「家事育児は女性が行うべき」と答えている回答者が相当数いる可能性が考えられる。夫の厳しい時間制約が「家事育児は女性が行うべき」という性別役割分担意識の形成と、実際に女性の家事育児負担が高まるという事実の両方に影響を与えていた可能性がある。上記の推定結果から判断するならば、夫の育児休業取得の促進など、夫の労働時間に対する下限制約を緩和する政策は、世帯における現状の性別役割分担意識の有無に関わらず、有効であると考えられる。

IV まとめ

本稿では、夫の家事育児参加が出産に対する意識にどのような影響を与えるのか、また夫の家事育児参加がどのような要因によって決まるのかについて、大規模なマイクロデータをもとにして検証を行った。本稿の実証分析により得られた結果は、要約すると以下の通りである。

第1に、夫の家事育児に対する全般的な協力

(第一主成分)は、各種の変数をコントロールした場合においても、「子どもをもう一人持ちたい」とする希望にプラスの影響を与えている。第2に、夫の全般的な家事育児協力の規定要因に関しては、簡単な理論モデルで示されるように、夫婦間の労働市場における比較優位(夫婦間の賃金格差)が一定の影響を与えている。一方で、育児協力(第二主成分)については、むしろ、夫の労働時間や通勤時間など、労働におけるさまざまな時間制約がマイナスの影響を与えている可能性が示された。

厚生労働省「平成19年度女性雇用管理基本調査」によると、在職中に出産した者または配偶者が出産した者に占める育児休業取得者の割合(育児休業取得率)は、女性の88.5%に対して、男性は0.57%と相当低位にとどまっている。男性の育児休業取得率が低いもっとも大きな理由は、夫の収入が家計を支えている家庭が大半の中で、夫が育児休業をとることが、家計の圧迫につながるためであると考えられる[松田, 2006]。したがって、男性およびその家庭のニーズにより即した制度とするため、短期の育児休業にはより手厚い所得補償を用意する、育児休業を分割して取得することを認めるなど、個々の実情にあわせた公的支援がより一層整備されることが望まれる。

今後、男性の育児休業取得の促進など、夫の労働供給に対する下限制約を緩和する政策がさらに進展することにより、夫の家事育児に対する協力が進み、出生率にも一定の正の影響を及ぼすことが期待される⁵⁾。

(平成20年5月投稿受理)

(平成20年12月採用決定)

謝辞

本稿の作成にあたり、三谷直紀教授(神戸大学)、勇上和史准教授(神戸大学)、佐野晋平講師(神戸大学)より有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げたい。

本稿の分析にあたっては、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター SJJ データアーカイブから「家族についての全国調査, 2004

(日本家族社会学会全国家族調査委員会)」の個票データの提供を受けました。記して感謝いたします。

注

- 1) 家事育児労働の項目名は、本稿では一部省略して記述している。省略した項目名と実際の質問項目名との対応は次の通り、「買い物：食料品や日用品の買い物」「掃除：そうじ（部屋、風呂、トイレなど）」「子供と遊ぶ：子どもと遊ぶこと」「子供の世話：子どもの身の回りの世話」。
- 2) 分析の被説明変数は家計に「子どもがもう一人欲しいかどうか」という希望を問うているが、このことは「実際に子どもを生むかどうか」とは別次元の問題であるといえる。しかしながら、藤野〔2006〕の分析にも見られるように、子どもを持つことへの予定ないし希望は実際に子どもを産むために必要な条件の1つと考えられる。また、意識変数を被説明変数にする問題を回避するために、第一子出生確率や第二子出生確率を被説明変数とする場合には「子どもがいるから夫が家事育児を手伝っている」という逆の因果関係を排除する必要が生じるという問題がある。そのため、本稿では上記の変数を被説明変数として使用した。
- 3) たとえば数学と英語の試験結果の加重和から、学力という新しい指標を作成するとき、数学の試験結果が全員同じ点数であったならば、数学の試験結果からは学力についてなんの情報も得ることができない。主成分分析ではこのような場合、数学の試験結果にウエイトをおかず、分散が大きい英語の試験結果にウエイトをおいて学力という新しい指標を作成する。
- 4) 主成分分析は K 次元空間上の点 (x_1, x_2, \dots, x_K) を新たに設定した座標軸に射影することに等しい。 K 次元空間上の点は高々 K 個の座標により完全に記述することができる。
- 5) 表4と表5では、対象サンプルが異なっているために、ここでの議論は限定的なものであるが、サンプル数をそろえて（共働きサンプルに限定して）分析した場合にも表4の結果は大きく異ならなかった。すなわち、共働きサンプルに限定した場合、「時間制約の緩和は夫の家事育児協力を促進し」さらに「夫の家事育児協力は子どもをもう一人持ちたいという希望を高める」と言える。

参考文献

Apps, P. and R. Rees (2004) "Fertility, Taxation and Family Policy," *Scandinavian Journal of Economics*,

Vol. 106, No. 4, pp. 745-763.

Becker, G. S. (1965) "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, Vol. 75, No. 299, pp. 493-517.

Galor, O. and D. Weil (1996) "The Gender Gap, Fertility and Growth," *American Economic Review*, Vol. 86, No. 3, pp. 374-383.

Gronau, R. (1976) "Leisure, Home Production and Work-The Theory of The Allocation of Time Revisited." NBER Working Paper No. 137.

Martínez, D. and A. Iza (2004) "Skill Premium Effects on Fertility and Female Labor Force Supply," *Journal of Population Economics*, Vol. 17, pp. 1-16.

Sleebos, J. E. (2003) "Low Fertility Rates in OECD Countries: Facts and Policy Responses." OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 15.

Willis, R. J. (1973) "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, pp. S14-S64.

加藤久和 (2000) 「出産、結婚および労働市場の計量分析」, 『人口問題研究』, 第56巻, 第1号, pp. 38-60.

坂爪聡子 (2007) 「男性の育児参加は少子化対策として有効なのか?」, 『人口学研究』, 第41巻, pp. 9-21.

滋野由紀子 (1996) 「出生率の推移と女子の社会進出」, 『大阪大学経済学』, 第45巻, pp. 65-74.

滋野由紀子・大日康史 (1999) 「保育政策が出産の意志決定と就業に与える影響」, 『季刊社会保障研究』, 第35巻, 第2号, pp. 192-207.

滋野由紀子・松浦克己 (2003) 「出産と育児の両立を目指して—結婚・就業選択と既婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心に」, 『季刊社会保障研究』, 第39巻, 第1号, pp. 43-54.

高山憲之 (1999) 「育児のコストと出生力」, 阿藤誠 (編) 『家族政策および労働政策が出生力および人口に及ぼす影響に関する研究』, 厚生科学研究費研究報告書 (H10-政策-032), pp. 137-166.

藤野 (柿並) 敦子 (2006) 「夫の家計内生産活動が夫婦の追加予定子供数へ及ぼす影響」, 『人口学研究』, 第38巻, pp. 21-40.

松田茂樹 (2002) 「父親の育児参加促進策の方向性」, 国立社会保障・人口問題研究所 (編) 『少子社会の子育て支援』, 東京大学出版会, pp. 313-330.

——— (2005) 「男性の家事・育児参加と女性の就業促進」, 橋本俊詔 (編) 『現代女性の労働・結婚・子育て』, ミネルヴァ書房, 第4章。

——— (2006) 「男性の育児休業取得はなぜ進まないか—求められる日本男性のニーズに合った制度への変更」, Life Design Report-Watching,

第一生命経済研究所。

水落正明 (2006) 「家計の時間配分行動と父親の育児参加」, 『季刊社会保障研究』, 第 42 卷, 第 2 号, pp. 149-164。

(こば・たけし 神戸大学学術推進研究員)

(やすおか・まさや 北九州市立大学准教授)

(うらかわ・くにお 九州大学講師)