



夫の家事育児参加と出生率

小葉, 武史
安岡, 匡也
浦川, 邦夫

(Citation)

神戸大学経済学研究科 Discussion Paper, 808

(Issue Date)

2008

(Resource Type)

technical report

(Version)

Version of Record

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81000749>



夫の家事育児参加と出生率

小葉 武史* (神戸大学)

安岡 匡也 (北九州市立大学)

浦川 邦夫 (九州大学)

概要

本稿は、夫の家事育児参加が出産行動にどのような影響を与えるのか、また夫の家事育児協力がどのような要因によって決まるのかを考察する。既存研究では、女性の育児と仕事の両立が可能な環境にある場合、出生率と女性の労働参加率の間には正の関係があることが指摘されている。両立支援策としては保育サービスの整備や育児休暇取得の促進等が挙げられるが、夫による家事育児協力も重要であろう。実証分析の結果、明らかになった点は以下の点である。夫の家事育児協力は出生率と女性労働参加率の負の関係を変化させないが、出生率に対して一定の正の効果をもたらす。夫婦間の家事育児分担比率を決定するのは、基本的には夫婦間の労働市場における比較優位性(男女間賃金格差)であるが、育児分担については夫の時間制約が強く影響している。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、夫婦間の家事育児分担比率を最適化する上で有効な施策であり、出生率を上げることも期待できる。

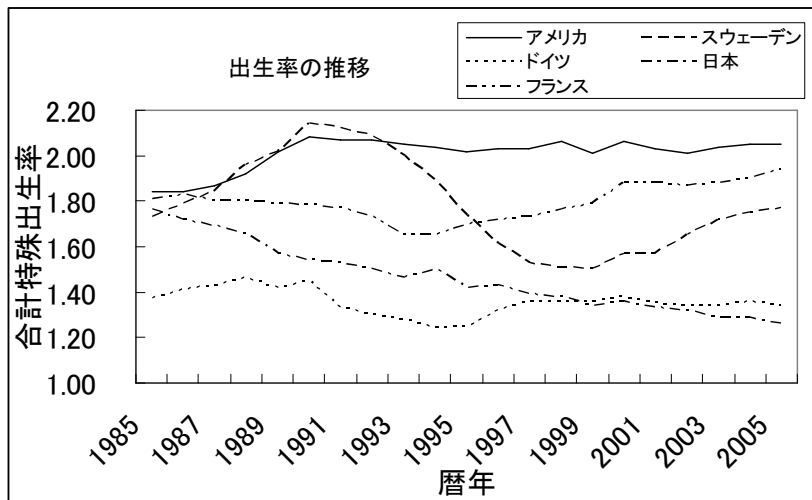
1 はじめに

これまで、主要先進国の出生率は総じて減少傾向にあったものの、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ている(図1)。先進国で出生率が減少してきた理由としては様々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、出産育児のために今まで勤めてきた会社を辞めなければならないこと(出産育児の機会費用)が重要な原因として指摘されている。女性の能力が向上し労働市場における評価が向上すれば、あるいはGalor and Weil (1996)のモデルにあるような女性労働と補完的な資本の蓄積が進むことによって女性の労働生産性が向上すれば、出産育児に伴う機会費用は大きなものとなり、出生率を減少させることになる。

一方で、出生率が上昇に転じた国々の特徴は、女性が仕事を続けながら同時に出産育児に取り組むことができるような環境が整備されている点にある(Sleeboos, 2003)。すなわち、出産育児のために仕事を辞めなければならないという状況をなくすことで、女性の労働参加と

*神戸市灘区六甲台町 2-1, E-mail: koba@econ.kobe-u.ac.jp

図 1: 合計特殊出生率の推移



出所：国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集 2008」

出生率の負の関係（トレードオフ関係）を消滅させることができる¹。Apps and Rees (2004) や Martínez and Iza (2004) は保育サービスの整備により、女性の労働参加と出生率の間の負の関係が消滅すると指摘している。わが国においても森田 (2002) は保育所の定員率が妻の就業確率を有意に高めていることを示し、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見出している。また、育児休暇の取得促進等の政策も、このトレードオフ関係を消滅させることに貢献する。樋口 (1994)、滋野・大日 (1998)、森田・金子 (1998) は育児休暇制度の普及が女性の就業継続に寄与するとし、滋野・松浦 (2003) は育児休業制度が存在する企業では第一子出産確率が 20% 程度上昇することを示した。

これまでの既存研究において、仕事と育児を両立できる環境の整備が、女性の労働参加率の上昇を前提とした下での、出生率の低下阻止または上昇に有効であることがわかった。保育サービスの整備などの社会や地域による支援、育児休暇の取得促進などの企業の協力も重要であるが、本稿では、出産育児を控える女性にとってより身近な存在である、夫の家事育児への協力が出産行動に与える影響について議論する。夫の家事育児協力は政府や企業による両立支援策と同様に、出生率を増大させる効果があるのかどうかを検討する。

また本稿は、夫の家事育児への協力がどのような要因によって決まるのかについても議論する。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²、単位時

¹ 負の関係が消えただけでなく出生率が上昇に転じた理由としては、女性の所得の向上が子供を多く持つ余裕を生むという所得効果の存在を指摘できる。

² 厚生労働省「平成 17 年賃金構造基本統計調査」によれば、わが国の一般女性労働者が受け取る平均的な賃金は、一般男性労働者の 66% であり、他の先進国と比較すると依然として大きい男女間賃金格差が存在することが示されている。

間あたりでより多く稼げる夫が市場で働き、妻が家事労働を負担することは、少なくとも経済学的には合理的な分業の形態である。しかし、このような男女間の労働市場における比較優位性以外の原因によって、最適な分業形態がゆがめられているのであれば、家計の厚生が最大化されていないという意味で、経済学的な視点からも非合理的であり、制約を取り除くことで厚生が改善される余地があるといえる。本稿では、夫の家事育児協力は基本的には比較優位の行動原理に従っているけれども、とくに育児協力については、夫の労働時間や通勤時間の制約が大きいことをデータを用いて示す。このことは男性の育児休暇取得の促進など、男性についても仕事と育児の両立を促す政策が家計の効率的家事育児分担に有効な政策であることを示唆する。

夫の家事育児協力が妻の就業継続や出生率に与える影響を論じた先行研究として、松田(2004, 2005)があるが、本稿では、家事育児協力に関連する各種の変数の個別の効果をより詳細に抽出している。また、家事育児協力変数間の多重共線性の問題を回避するために、主成分分析の手法に基づいて推定された変数を使用し、通常の変数を用いたケースとの比較を試みている。これらの推定作業によって、より明確に、夫の育児分担については夫の労働市場における時間制約が影響していることを示している。

本稿の構成は以下の通りである。第2章では、夫の家事育児協力が出生率に与える影響をデータを用いて分析する。第3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男女間賃金格差の関係をモデルを用いて明らかにする。また、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し、理論モデルの結果との比較を行う。第4章は本稿の分析によって得られた結果をまとめる。

2 夫の家事育児協力が出産行動に与える影響

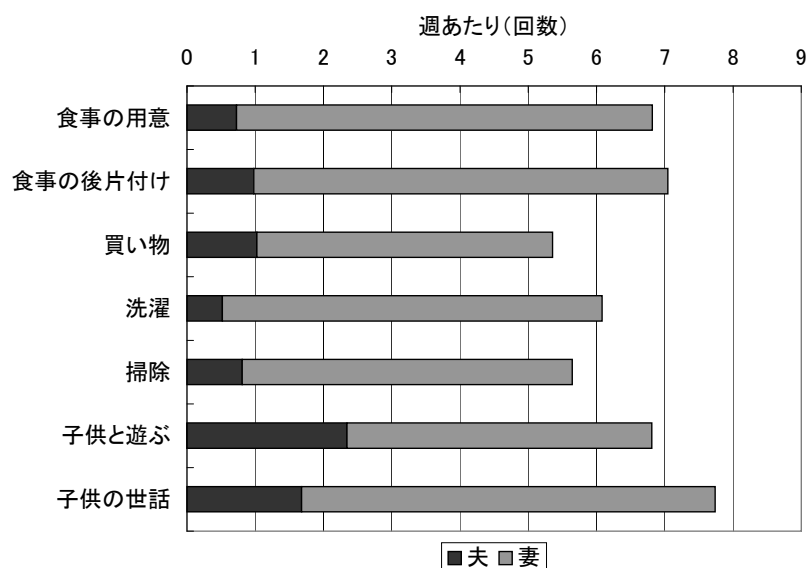
2.1 データ

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」や「掃除」等の各家事労働に単に夫が協力しているかどうかだけではなく、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うのかという情報が含まれている。そのため、夫の家事育児協力について他のデータセットよりも詳しい数値化が可能であり、本稿の目的に照らして良好な性質を持っている。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に用いるために、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）である場合に分析を限った。また、説明変数や被説明変数

に「夫の育児協力」の変数を用いる場合には、子供が一人以上いる家計に分析を限っている。

図2は、本稿で注目する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³。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が女性によって負担されている。本稿では、夫の週あたり家事育児協力回数を夫婦の週あたり合計家事育児回数で除したものを、夫の家事育児協力を表す変数として用いる。

図 2: 夫婦間の家事育児分担



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。

2.2 夫の家事育児協力と出産行動

夫の家事育児協力が出産行動に与える影響を見るため、「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、夫の家事育児協力を表す変数に回帰させる。こ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段階の選択肢となっているが、この5段階の選択肢に、-2, -1, 0, 1, 2をそれぞれ当てはめて、順序プロビットモデルによる分析を行った。なお、回答者の男女の別については区別せず、説明変数側でコントロールしている。回答者の男女比は、男性 41.8%，

³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」。

女性 58.2%であった。

ここで用いた被説明変数は家計に「子供がもう一人欲しい」かどうかという希望を問うたものであって、実際に子供を生むかどうかとは別問題であり、出生率を代理できるような変数ではない。また、意識変数を被説明変数とすることによる曖昧さの問題があることも否定できない。しかし、少なくとも「子供がもう一人欲しい」と思うことは子供を産むことの必要条件である。また、意識変数を被説明変数として用いる曖昧さを回避するためには、たとえば第一子出生確率または第二子出生確率を被説明変数とすることが考えられるが、この場合は、子供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ことが非常に難しい。「子供がもう一人欲しい」かどうかは将来のことを尋ねているので、時間的な前後関係から因果関係の方向を限定することができるというメリットがある。よって本稿ではこの変数を用いた分析を行う。

表1に分析結果を示した。まず、妻の就労が「子供がもう一人欲しい」に与える影響は負であるが有意ではない。子供を産むことによる機会費用（女性がいままで勤めていた会社を辞めなくてはならないことによる損失）の観点からは、係数が負であることが予想されるが、共働きにより多くの子供を養えるという所得効果の存在（Galor and Weil, 1996）や、仕事と家庭の両立支援策がこの負の関係を弱めるという指摘があり、Sleebos (2003) は OECD 諸国のクロスカントリーデータを利用した分析で、この関係が最近では正に転じたことを実証している。以上を考慮すれば、負であるが有意ではないという本稿の実証結果は妥当なものといえる。

夫の家事育児協力の中では「子供の世話」が正で有意となっている。夫が子供の世話をよくするほど「子供がもう一人欲しい」と答える確率が高いという結果であり、直感に整合的である。その他の変数は有意ではないが、変数間の多重共線性により変数どうしによる説明力の奪い合いが生じた可能性がある。この点について次節以降で主成分分析を用いた検討を行う。

夫の家事育児協力は、保育サービスの整備や育児休暇の取得促進と同様に、女性の仕事と家庭の両立を促すことで、妻の就労と「子供がもう一人欲しい」の間の負の関係を消滅させる方向に働くと考えられるが、本稿の分析に関する限り、このことを示唆する結果は得られなかった。夫の家事育児協力は、妻が仕事を辞めなくてもよいということを経由して、「子供がもう一人欲しい」かどうかに影響しているのではなく、直接に子供を持ちたいという希望を高めている。

表 1: 「子供がもう一人欲しい」の要因分析

順序プロビットモデル		子供がもう一人欲しい			
妻：就業中	-0.009 [0.15]	-0.017 [0.29]	-0.022 [0.36]	-0.030 [0.48]	
妻：年齢	-0.162 [2.14]**	-0.166 [2.17]**	-0.133 [1.75]*	-0.136 [1.77]*	
妻：年齢×年齢	0.001 [1.41]	0.001 [1.45]	0.001 [1.12]	0.001 [1.14]	
妻：学歴（中卒）					
高卒	0.189 [0.95]	0.182 [0.93]	0.180 [0.89]	0.175 [0.87]	
短大卒	0.290 [1.47]	0.283 [1.45]	0.269 [1.34]	0.266 [1.33]	
大卒	0.265 [1.29]	0.256 [1.25]	0.218 [1.04]	0.213 [1.02]	
既存の子供の数	-0.553 [12.25]***	-0.554 [12.33]***	-0.543 [12.02]***	-0.545 [12.12]***	
回答者が妻	-0.232 [4.03]***	-0.190 [1.90]*	-0.229 [3.91]***	-0.202 [1.99]**	
（夫の家事育児協力）					
食事の準備			-0.130 [0.51]	-0.128 [0.50]	
食事の後片付け			0.041 [0.18]	0.041 [0.18]	
買い物			0.078 [0.44]	0.077 [0.43]	
洗濯			-0.210 [0.91]	-0.215 [0.93]	
掃除			0.206 [1.09]	0.208 [1.10]	
子供と遊ぶ			0.064 [0.43]	0.064 [0.43]	
子供の世話			0.685 [3.54]***	0.686 [3.54]***	
（世帯の性質）					
父母同居		0.033 [0.46]		0.041 [0.58]	
祖父母同居		-0.037 [0.17]		-0.074 [0.36]	
世帯所得		0.008 [0.53]		0.005 [0.34]	
サンプル数	1405	1405	1405	1405	
疑似決定係数	0.092	0.092	0.097	0.097	

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一人以上の子供を有する家計．

2.3 主成分分析

前節の分析では「子供がもう一人欲しい」かどうかを夫の家事育児協力を表す変数に回帰したが、家事育児協力を表す変数について、内部で相関関係があることが懸念される。たとえば「食事の準備」と「食事の後片付け」はセットで行っている可能性がある。実際に、この二項目についての相関係数は .518 であり（表 2）、かなり高い。また表 2 に示された相関係数は全て正であり、個別の家事育児労働に対する協力に加えて「家事育児全般に協力するかしないか」も重要な情報であると考えられる。家事育児協力学数内部での相関関係により、前節の推定は深刻な多重共線性の問題に直面している。正の相関を持った変数どうしが説明力を奪い合って、重要な効果を見逃す危険がある。

表 2: 夫の家事育児協力学数間の相関行列

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

この問題を回避する一つの方法は、変数の加重和によって新たな変数を定義しなおすことである。各変数に対するウエイトについては田中・脇本 (1983) 第二章を参考に主成分分析の手法を用いて定める。主成分分析では、 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 から抽出するためである⁴。このようにして得られた z を第一主成分と呼ぶ。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。定義から明らかなように主成分の個数は高々 K 個であり⁵、互いに独立である。表 3 は、家事・育児変数について主成分の抽出を行った結果である。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を示す。

⁴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。

⁵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。

第一主成分は全ての変数についてほぼ等しく正のウェ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。このような成分はレベル成分と呼ばれているが、本稿で用いたデータについて、レベル成分が存在することは、全ての元変数が正に相関していることから予想されていた。第二主成分は育児関連の変数に正のウェイトが割り当てられており「育児への協力」を表していると解釈できる。本稿ではこの成分を「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。よく用いられる固有値 1 以上基準（固有値が 1 以下であれば、元変数一個分よりも情報が少ないことを表す）によれば、第三主成分以下は重要ではないと判断される。よって本稿では第三主成分以下の成分については、分析にもちいても特に解釈を与えない。

表 3: 負荷行列

負荷行列	主成分						
	一 レベル	二 育児	三	四	五	六	七
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 は夫の家事育児協力変数を抽出した主成分に置き換えた場合の結果である。家事育児への全般的な協力を表すレベル成分と育児への協力を表す育児成分は共に正で有意である。特に家事協力について、前節の分析では、個別の家事協力は「子供がもう一人欲しい」と答える確率に影響していなかったが、変数間の多重共線性による説明力の奪い合いが生じていたことが考えられる。主成分分析を用いて多重共線性の問題を回避した本節の分析では、夫の家事育児への全般的な協力は「子供がもう一人欲しい」と答える確率を有意に引き上げる。「子供がもう一人欲しい」と思うことは、少なくとも実際に子供を産むことの必要条件であることから、夫の家事育児への参加が進めば、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。

3 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。

表 4: 「子供がもう一人欲しい」の要因分析 (主成分)

順序プロビットモデル		子供がもう一人欲しい			
妻：就業中	-0.022 [0.36]	-0.030 [0.48]	-0.032 [0.54]	-0.040 [0.65]	
妻：年齢	-0.133 [1.75]*	-0.136 [1.77]*	-0.142 [1.87]*	-0.145 [1.90]*	
妻：年齢×年齢	0.001 [1.12]	0.001 [1.14]	0.001 [1.20]	0.001 [1.22]	
妻：学歴（中卒）					
高卒	0.180 [0.89]	0.175 [0.87]	0.188 [0.93]	0.183 [0.90]	
短大卒	0.269 [1.34]	0.266 [1.33]	0.290 [1.43]	0.285 [1.42]	
大卒	0.218 [1.04]	0.213 [1.02]	0.237 [1.13]	0.231 [1.10]	
既存の子供の数	-0.543 [12.02]***	-0.545 [12.12]***	-0.547 [12.10]***	-0.549 [12.18]***	
回答者が妻	-0.229 [3.91]***	-0.202 [1.99]**	-0.221 [3.83]***	-0.191 [1.89]*	
（夫の家事・育児協力：主成分）					
一 「レベル」	0.055 [3.39]***	0.055 [3.38]***	0.054 [3.33]***	0.054 [3.32]***	
二 「育児」	0.074 [2.67]***	0.074 [2.68]***	0.071 [2.57]**	0.071 [2.57]**	
三	0.017 [0.52]	0.017 [0.51]			
四	-0.019 [0.53]	-0.019 [0.53]			
五	-0.080 [1.93]*	-0.080 [1.92]*			
六	-0.062 [1.50]	-0.063 [1.51]			
七	-0.022 [0.52]	-0.023 [0.54]			
（世帯の性質）					
父母同居		0.041 [0.58]		0.039 [0.55]	
祖父母同居		-0.074 [0.36]		-0.058 [0.28]	
世帯所得		0.005 [0.34]		0.006 [0.37]	
サンプル数	1405	1405	1405	1405	
疑似決定係数	0.097	0.097	0.096	0.096	

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一人以上の子供を有する家計．

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 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、本章では Willis や Gronau のアイデアを用いた極力簡単なモデルを用いることで、夫婦間分業がどのように決定されるのかを説明する。

3.1 設定

家計は夫 M と妻 F によって構成される。家計は消費 c と家事サービス s 及び夫と妻のそれぞれの余暇時間 l_M, l_F から効用を得る。家計の効用関数 u を次のように仮定する。

$$u = c + s + v(l_M, l_F). \quad (1)$$

また、余暇から得られる効用を表す関数 v について $\frac{\partial v}{\partial l_M} > 0$, $\frac{\partial v}{\partial l_F} > 0$, $\frac{\partial^2 v}{\partial l_M^2} < 0$, $\frac{\partial^2 v}{\partial l_F^2} < 0$ と稲田条件の成立を仮定する。

夫と妻はそれぞれ 1 単位の時間を持っており、その時間を市場労働 n , 家事労働 h , 及び余暇 l に配分する。市場労働を行うことにより、夫と妻はそれぞれ w_M, w_F の市場賃金を受け取る。市場賃金は外生変数であるとする。市場労働から得られる所得の全額が消費財の購入に充てられる。

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

家事サービス s は夫の家事労働 h_M と妻の家事労働 h_F を投入要素として生み出される。家計内生産関数について次の CES 関数を仮定する。

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

家計内生産関数が夫の家事労働と妻の家事労働の間で完全代替であれば、すなわち $\rho = 1$ であれば、夫と妻のいずれかが家事労働に特化してしまうが、本稿ではこのケースを除き、完全代替でない場合を考える。

3.2 家計内分業時間の決定

以下では、家計の最適化問題を解くことにより、夫と妻の家事労働水準がどのように決定されるのかを考える。なお、夫の労働時間について、下限制約 $n_M \geq \bar{n}_M$ を考慮する。市場に労働を供給する場合には家計の最適化行動に関係なく、一定の勤務時間や残業時間、通勤

時間が必要であることを考慮している．家計が解く問題は以下のものである．

$$\begin{aligned} \max_{n_M, n_F, h_M, h_F} \quad & u = c + s + v(l_M, l_F), \\ \text{s.t.} \quad & c = w_M n_M + w_F n_F, \\ & s = f(h_M, h_F) = (h_M^\rho + h_F^\rho)^{\frac{1}{\rho}}, \\ & l_M = 1 - n_M - h_M, \\ & l_F = 1 - n_F - h_F, \\ & n_M \geq \bar{n}_M. \end{aligned}$$

時間制約を受けない場合 一階の条件より

$$w_M = \frac{\partial v}{\partial l_M}, \quad w_F = \frac{\partial v}{\partial l_F}, \quad \frac{\partial f}{\partial h_M} = \frac{\partial v}{\partial l_M}, \quad \frac{\partial f}{\partial h_F} = \frac{\partial v}{\partial l_F}.$$

であり，これらの式から， $w_M = \frac{\partial f}{\partial h_M}$ 及び $w_F = \frac{\partial f}{\partial h_F}$ を導くことができる．家計内生産関数が CES 型であることに注意すれば，夫と妻の家計内労働時間比率 $\frac{h_M}{h_F}$ は次のように表される．

$$\frac{h_M}{h_F} = \left(\frac{w_M}{w_F} \right)^{-\sigma}. \quad (4)$$

ただし， $\sigma \equiv \frac{1}{1-\rho}$ である．以上より，次の命題が成立する．

命題 3.1. 夫婦間の家事分担比率と，市場における賃金格差の間には負の関係がある．

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，夫の家事分担比率は低下する．また，時間制約がバインドしない場合，本稿の単純なモデルでは，夫婦間の家事分担比率は，労働市場における男女間賃金格差のみによって決まる．

時間制約を受ける場合 キューンタッカー条件より、

$$\begin{aligned} w_M &< \frac{\partial v}{\partial l_M}, \quad n_M = \bar{n}_M, \\ w_F &= \frac{\partial v}{\partial l_F}, \quad \frac{\partial f}{\partial h_M} = \frac{\partial v}{\partial l_M}, \quad \frac{\partial f}{\partial h_F} = \frac{\partial v}{\partial l_F}. \end{aligned}$$

であり，夫と妻の家計内労働時間比率は次のように表される．

$$\frac{\bar{h}_M}{h_F} < \left(\frac{w_M}{w_F} \right)^{-\sigma}. \quad (5)$$

ただし， $\bar{h}_M = 1 - \bar{n}_M - \bar{l}_M$ であり， \bar{l}_M は $n_M = \bar{n}_M$ の時の夫の余暇水準である．以上より次の命題が成立する．

命題 3.2. 家計が夫の市場労働供給量について下限制約を受ける場合、夫の家事労働分担比率は、下限制約を受けない場合に比べて、過小である。

夫が労働市場である一定以上の労働供給を行うことを制約とし、その制約がバインドしている場合、夫の家事分担比率は、制約がない場合に比べて過小である。このとき、もし制約が無ければ達成されたであろう効用水準を達成できていない。家計の厚生を最大化する行動原理は(4)式で表されるように、夫と妻の労働市場における比較優位によって分担を決定することであり、時間制約のバインドは制約によってそれがゆがめられていることを意味する。この場合には、制約をゆるめる政策（たとえば、男性の育児休暇取得の推進など）によって、家計の厚生を改善できる余地がある。

3.3 夫の家事育児参加の規定要因

前節のモデルを用いた分析により、夫婦間の家事分担比率は基本的には男女間賃金格差すなわち夫婦間の労働市場における比較優位性に依存することが明らかになった。また、夫の労働供給についての下限制約などの時間制約はこの最適な家事分担比率をゆがめることも明らかになった。

本節では夫の家事育児参加の規定要因について、データを用いて数量的な分析を行う。被説明変数は夫の家事育児参加を表す変数またはそこから抽出された主成分である。説明変数として次の三つのグループを考える。第一に、比較優位性を表す変数である。この変数は前節のモデルで示したように、家事育児協力を行う場合の機会費用を表し、夫の賃金または生産性が高いほど、家事育児協力は少なくなると考えられる。第二に、時間制約を表す変数である。この変数が有意に効く場合には制約がバインドしていることを表し、理論モデルで見たような比較優位に基づく最適な家事分担がゆがめられていることを示唆する。第三に、性別役割分担意識（ジェンダーイデオロギー）を表す変数である⁶。「女性は家庭にいるべき」といった役割意識が経済合理性をゆがめている可能性について検討する。

⁶実際の質問項目は、「仕事は男性、家庭は女性：男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」「育児は女性：子供が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」「家族を養うのは男性：家族を（経済的に）養うのは男性の役割だ」であり、それぞれに同意するかについて4段階で回答する。

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		食事準備	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	-0.519 [4.16]***	0.001 [0.02]		-0.025 [4.74]***	-0.035 [5.46]***	-0.023 [3.69]***	-0.037 [5.93]***	-0.037 [5.45]***	-0.023 [2.01]**	-0.033 [3.55]***
夫婦学歴格差	-0.021 [0.28]	-0.011 [0.25]		0.002 [0.55]	0.005 [1.01]	0.004 [0.70]	0.006 [1.31]	0.009 [1.56]	0.000 [0.03]	-0.005 [0.58]
(時間的余裕)										
夫：正規雇用	0.136 [0.17]	0.394 [0.88]		-0.019 [0.81]	-0.023 [0.86]	-0.015 [0.55]	-0.007 [0.27]	-0.024 [0.79]	0.051 [0.62]	0.041 [0.62]
夫：自営業	0.196 [0.24]	0.401 [0.88]		0.000 [0.01]	-0.023 [0.82]	0.005 [0.15]	-0.021 [0.81]	-0.044 [1.39]	0.054 [0.63]	0.052 [0.77]
夫：労働時間	-0.108 [1.74]*	-0.047 [1.96]*		-0.002 [0.92]	0.000 [0.11]	-0.004 [1.51]	-0.002 [0.74]	-0.005 [1.60]	-0.014 [3.02]***	-0.011 [2.84]***
夫：通勤時間	0.006 [0.03]	-0.381 [3.78]***		0.000 [0.01]	0.004 [0.33]	0.008 [0.72]	0.010 [1.04]	0.006 [0.45]	-0.064 [3.29]***	-0.029 [1.87]*
(イデオロギー)										
仕事は男性，家庭は女性	-0.137 [1.77]*	0.021 [0.52]		-0.010 [2.85]***	-0.010 [2.52]**	-0.004 [0.90]	-0.003 [0.91]	-0.009 [2.23]**	-0.005 [0.63]	-0.007 [1.04]
育児は女性	-0.008 [0.13]	-0.079 [2.07]**		0.005 [1.34]	0.006 [1.47]	0.002 [0.48]	0.002 [0.60]	-0.004 [0.86]	-0.006 [0.80]	-0.014 [2.30]**
家族を養うのは男性	-0.107 [1.32]	0.021 [0.51]		-0.009 [2.04]**	-0.012 [2.49]**	-0.012 [2.57]**	-0.011 [2.69]***	-0.005 [1.08]	0.000 [0.01]	-0.008 [1.17]
定数項	1.631 [1.77]*	0.248 [0.50]		0.137 [4.60]***	0.166 [4.87]***	0.236 [6.73]***	0.130 [4.19]***	0.235 [6.11]***	0.492 [5.49]***	0.281 [3.83]***
サンプル数	593	593		1727	1731	1725	1713	1730	628	696
決定係数	0.08	0.04		0.04	0.04	0.02	0.04	0.04	0.04	0.08

括弧内は t 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る共働き家計．被説明変数が育児協力または主成分の場合には，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5は、推定結果をまとめたものである。夫婦間賃金格差は育児成分を被説明変数とした場合を除き、夫の家事育児参加に有意に負の影響を与えている。これは理論モデルに整合的な結果である。夫の賃金が高いほど、夫が家事労働を行う機会費用が大きいため、夫は家事労働を行わない。育児成分を被説明変数とした場合に限り、夫婦間の賃金格差が説明力を持たないことは注目に値する。育児に協力するかしないかの決定に当たっては、(4)式に表されたような比較優位に従った分業が行われていない。この項目について有意に負の影響を与えているのは時間制約であり、特に通勤時間の長さである。家事育児全般に対する協力を表すレベル成分は夫婦間の比較優位によって決まるが、特に育児に協力するかどうかは時間制約の影響を強く受けている。よって、男性についての育児休暇取得の促進など、この制約を緩和する政策により、夫の家事育児に対する協力を促進することができる。

ジェンダーイデオロギー変数もそのいくつかは有意となった。結果で有意なものは全て負であり、夫の家事育児協力を妨げている。「育児は女性が行うべき」と考えていれば育児に協力していないなど、その解釈は容易である。ところで、イデオロギー変数が有意であることから、時間制約の緩和という政策の有効性について一つの疑念が生じる。すなわち「育児は女性が行うべき」というイデオロギーが夫の育児協力を妨げているならば、たとえ時間制約がゆるんだとしても、イデオロギーに反するとして夫が育児に協力しない可能性がある。時間とイデオロギーという二つの制約が経済合理性に基づく選択をゆがめている場合、制約のうち一つをゆるめても効果があるとは限らない。この場合には、時間制約の緩和とともに、意識改革も必要ということになる。

このことを議論するため、イデオロギー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行った。「育児は女性が行うべき」と考え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、時間制約変数が育児協力に与える影響を分析した結果を表6に示した。「育児は女性が行うべき」という意識を持っている場合にも、むしろその場合に強く、労働時間と通勤時間の制約が夫の育児協力を妨げている。このことは、「育児は女性が行うべき」と考えている家庭においてこそ、時間制約がゆるめば夫が育児に協力することを表す。解釈として、このような家庭が「育児は女性が行うべき」と答えたのは、頑迷な性別役割分担意識の現れではなく、むしろ「夫には時間がないから」といった理由であったことが考えられる。換言すれば、夫の厳しい時間制約が、「育児は女性が行うべき」というイデオロギーの形成と、実際に女性が育児を行っているという事実の両方に影響を与えていたと解釈できる。以上より、時間制約をゆるめた場合にも、イデオロギーに反するとして夫が育児に協力しないのではないかという疑念に対する本稿の分析結果は否定的である。男性についての育児休暇取得の促進など、時間制約を緩和する政策は、ジェンダーイデオロギーにかかわらず有効であると言える。

4 まとめ

本稿は、夫の家事育児参加が出産行動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を考察した。本稿の実証分析により得られた結果は次の通りである。

夫の家事育児協力を表す変数のうち、全般的な協力（第一主成分）については、本稿の理論モデルが示唆するように、夫婦間の労働市場における比較優位（男女間賃金格差）に依存して決まることが明らかとなった。夫婦間の賃金格差が縮まるほど、夫の家事育児に対する全般的な協力が高まる。一方、育児協力（第二主成分）については、夫の労働市場における時間制約がバインドしていることが示された。このことは時間制約がない場合に達成できる効率的な育児分担比率が達成されず、夫の育児分担が過小になっていることを示唆する。よって時間制約をゆるめる政策（男性の育児休暇取得の促進など）を進めることで、家計の家事育児分担を最適な方向へと向かわせることができる。

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又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。男性の育児休暇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保障を用意する、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。

夫の家事育児分担が出生率に与える影響を分析した本稿前半部の分析では、夫の家事育児協力が高まることで「子供がもう一人欲しい」と答える確率が高まることが示された。時間制約が緩和されることにより、男性の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。

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ます。

本稿の分析にあたっては、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータアーカイブから「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。

表 6: 時間制約緩和政策の有効性

OLS	
	主成分「育児」
(比較優位)	
夫婦収入格差	-0.012 [0.20]
夫婦学歴格差	-0.010 [0.23]
(時間的余裕)	
夫：正規雇用	0.334 [0.73]
夫：自営業	0.333 [0.71]
(イデオロギー変数とのクロス項)	
育児は女性 (Yes)	
夫：労働時間	-0.044 [1.73]*
夫：通勤時間	-0.455 [3.67]***
育児は女性 (No)	
夫：労働時間	-0.047 [1.93]*
夫：通勤時間	-0.217 [1.39]
(イデオロギー)	
仕事は男性，家庭は女性	0.010 [0.25]
家族を養うのは男性	0.000 [0.00]
定数項	0.279 [0.55]
サンプル数	593
決定係数	0.03

括弧内は t 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．

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.
- 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.
- Sleeboos, 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，38–60 頁．
- 滋野由紀子・大日康史 (1998) 「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」『日本労働研究雑誌』，第 459 巻，39–49 頁．
- (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，192–207 頁．
- 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，43–54 頁．
- 田中豊・脇本和昌 (1983) 『多変量統計解析法』，現代数学社．
- 樋口美雄 (1994) 「育児休業制度の実証分析」，社会保障研究所 (編) 『現代家族と社会保障—結婚・出生・育児』，東京大学出版会．
- 松田茂樹 (2004) 「男性の家事参加；家事参加を規定する要因」，嶋崎尚子・稲葉昭英・渡辺秀樹 (編) 『現代家族の構造と変容』，東京大学出版会，175–189 頁．
- (2005) 「男性の家事・育児参加と女性の就業促進」，橘木俊詔 (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.

森田陽子 (2002) 「保育政策と女性の就業」, 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, 第 10 章.

森田陽子・金子能宏 (1998) 「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」, 『日本労働研究雑誌』, 第 459 巻, 50-62 頁.