

表1の推定結果をもとに、各構造方程式のパラメータを次のように設定する。

$$B_1=0.8317, B_2=-0.0905, B_3=0.1412, B_5=0.1, M_1=0.0864, M_2=-0.0777$$

$$M_3=-0.0155, M_4=-0.5407, M_6=0.3, L_1=0.4486, L_3=-0.1219, W_1=0.466$$

$$W_3=-0.3032, V_1=0.3997, D_1=0.6203, R_1=0.0149, k=0.3747$$

但し、 $B_4, M_5, L_2, W_2, D_2, R_2$ は0とし¹³、 B_5 と M_6 については任意の値である0.1、0.3とした。水準値が必要なPについては、1.0と基準化し、女子賃金w、男子賃金w^mについても女子賃金の期間平均値を1とした指標を用いている。

以上の準備を経て、以下では育児手当増加や結婚志向の高まり等に関する比較静学分析のシミュレーションを行うこととする。

4.2 政府支出増加による景気刺激効果

パラメータの設定から、ケインズ乗数 ($1/[(1-D_1)-D_2R_1]$) を求めると2.63となる。また、出生、結婚、労働市場への波及効果を考慮した総乗数 ($1/\Lambda$) は2.65であった。これらの乗数は D_1 (限界消費性向) のパラメータの値に強く依存している。推定された D_1 の値 0.6203 が増減した場合に対応したケインズ乗数と総乗数の大きさを計算したものが表2である。限界消費性向の高まりは明らかにケインズ乗数及びシステム全体の乗数を増加させる。

表2 ケインズ乗数と総乗数

D1	0.5203	0.5703	0.6203	0.6703	0.7203
乗数	2.085	2.327	2.634	3.033	3.575
総乗数	2.095	2.339	2.647	3.048	3.593

次に、(14)式から政府支出増加が出生に及ぼす効果を分析しておこう。(14)式に含まれる Ω_1 と Ω_2 の値を計算すると、それぞれ 0.197、-0.106 であり、 Ω_1 の値は正であるが、 Ω_2 の値は負であった。ただし、(14)式に含まれる B_1 (結婚と出生の結びつきの強さを示す) の絶対値が比較的大きいため、(14)式自体は正の値をとる。パラメータを上記のように設定した場合には、(14)式から政府支出の1単位増加が出生に及ぼす効果は0.153である。この効果も限界消費性向 D_1 の大きさによって強く影響されるので、 D_1 のパラメータの値によって出生への効果がどのように異なるかを計算した。その結果が表3である。明らかに、 D_1 の値が大きいほど、出生への影響も大きいことがわかる。

表3 政府支出増加に伴う出生への影響

D1	0.5203	0.5703	0.6203	0.6703	0.7203
効果	0.121	0.135	0.153	0.176	0.207

¹³ 理論的な符号条件を満たしていない変数のパラメータはゼロとしている。

4.3 育児手当の出生率への影響

(12)式及び(13)式をもとに、育児手当が出生に及ぼす効果を示しておこう。上記で見るように、育児手当の支給は直接的に出生にプラスの影響を及ぼす効果（直接効果）と、育児手当の支出により消費が刺激され、所得が増加することで出生に影響を及ぼす効果（間接効果）の二通りに分けて考えることができる。なお、間接効果については、システムの構成上、上で見た政府支出増加の効果とまったく同じ効果が期待される¹⁴。上記のようにパラメータを設定した場合、直接効果が 0.266 であり、間接効果を含む総効果は 0.419 と計算される。

限界消費性向 D_1 のパラメータの大きさに伴う出生に与える効果をみると、パラメータの値が大きくなるほど育児手当の出生に及ぼす効果は大きくなることが期待される。そこで上記と同様に、 D_1 のパラメータが 0.05 ずつ増減した場合の効果を試算した。その結果が表 4 に示されている。

さらに、女子労働力率と賃金の間の負の関係の変化に伴う出生への影響を試算するため、 D_1 のパラメータを 0.620 に固定して、 W_3 の絶対値を変化させた場合 (W_3 のパラメータが上下にそれぞれ 0.1 ずつ変化した場合) の総効果の値についても試算を行った。

表4 育児手当増加に伴う出生への影響

D_1	0.5203	0.5703	0.6203	0.6703	0.7203
総効果	0.331	0.370	0.419	0.482	0.568
直接効果	0.211	0.235	0.266	0.306	0.361
間接効果	0.121	0.135	0.153	0.176	0.207

W_3	-0.1032	-0.2032	-0.3032	-0.4032	-0.5032
総効果	0.384	0.401	0.419	0.436	0.453
直接効果	0.269	0.267	0.266	0.265	0.263
間接効果	0.115	0.134	0.153	0.171	0.190

4.4 結婚志向の高まりに伴う出生、結婚への影響

結婚志向の高まりを示すパラメータ M_6 の大きさが変化する場合、その結婚と出生への効果はどのように変わるであろうか。 M_6 のパラメータを 0.1~0.5 まで変化したときの結婚と出生への影響をシミュレーションした結果が表 5 である。明らかに、結婚志向の高まりは結婚と出生に正の影響をもたらす。なお、 Φ_1 の大きさは 1.01 であった。これは微小

表5 結婚志向の高まりと結婚・出生への影響

M_6	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5
結婚	0.101	0.202	0.303	0.404	0.505
出生	0.080	0.161	0.241	0.322	0.402

¹⁴ 育児手当は負の所得税と考えることができ、またそのためにすべての支出が育児・出産に向かうとは考えられない。したがって、このシステムでは政府支出と同様に扱わざるを得ない

ながらも、結婚増加とこれに伴う出生増加が、女子賃金水準を引き下げる等の波及効果（間接効果）が正であることを示している。

5.結論と課題

本研究は、出生、結婚、労働市場にマクロ経済を加えた同時均衡モデルを作成し、理論的な視点から外生的な条件変化が出生や結婚にもたらす影響を分析したものである。政策的な意味をもつ主要な帰結は以下の三点である。

1)人口動態とマクロ経済の同時均衡モデルのシステムでは、通常のケインズ乗数とシステムの乗数とは異なる。したがって、マクロ計量モデルで議論される乗数効果は人口動態を考慮することでその値が修正される可能性がある。

2)育児手当の効果は、出生力に直接影響を及ぼす効果と景気拡大を伴う家計の所得増に伴う間接効果に分けることができる。

3)結婚志向の高まりは、直接的に結婚を増加させるだけでなく、マクロ経済を含む広範な経路を通じて結婚や出生に間接的な影響をもたらす。

しかしながら、その効果の程度については、(1)'～(7)'式が示す各パラメータの大きさに依存することは、数値シミュレーションの結果からも明らかである。したがって、これらのパラメータの正確な大きさを実証的に解明する作業が依然として残されている。もちろん、実際のデータを扱ってモデルを構築する場合には、理論的な符号条件が必ずしも満たされることは限らず、理論と実証との間の整合性をどのように維持するかという問題もある。また、(1)'～(7)'式が持つ理論的な含意は、それぞれ一般的な関数型を前提とした場合のものであり、本研究で行ったような線形近似がどこまで有効であるかという点についても十分な注意を払うべきである。さらには、諸変数の現実の動きに対する説明可能性を高めるために、モデルの規模を拡大することも必要である。とりわけ、出生等の人口動態の動きはすべての家計が対象となっているわけではなく（単身世帯や高齢世帯ではほとんど無関係であろう）、その意味では人口動態は”セミマクロ”的性格を有している。したがって、マクロ経済との整合性を図るために、家計形態を細分化する等のモデルの拡張が必要であろう。

本研究の守備範囲は定常均衡の近傍における外生的なショックの出生や結婚への影響を明らかにするものであり、動学的な視点は考慮されていない。本来、出生、結婚あるいはマクロ経済を含むシステムは静学的な性格を持つものではなく、動学的な相互依存関係を有するものである。したがって計量経済モデルのみならず、VAR（ベクトル自己回帰モデル）等の手法を参考にした分析も有用であろう。どのように理論モデルを実証分析に展開していくかがまさに今後の課題である。

参考文献

- [1]Becker, G., "A Theory of Marriage: Part I," *Journal of Political Economy*, 81(1973),

813-846.

- [2] Becker, G., "A Theory of Marriage: Part II," *Journal of Political Economy*, 82(1974) S11-S26.
- [3] Butz,W.P.and M.P.Ward , "The Emergence of Counter-cyclical U.S. Fertility," *American Economic Review*, 69(1979),318-28.
- [4] Cain, G.G., and M.D.Dooley, "Estimation of a Model of Labor Supply, Fertility, and Wages of Married Women," *Journal of Political Economy*, 84:4(1976),S179-S199.
- [5] Ohbuchi, H. "The Quantity and Quality of Children, Labor Supply and Wages of Married Women in Postwar Japan," *Jinkougaku-Kenkyu* (人口学研究) , 11(1988), 5-14.
- [6] Sargent, T.J., *Macroeconomic Theory 2nd*, Academic Press,1987
- [7] 大淵寛、高橋重郷、金子隆一、加藤久和、和田光平、岩澤美帆、原田理恵、「出生力変動モデル構築のための基礎研究」、人口問題研究、54:1、88-119 ページ、1998 年
- [8] 加藤久和、「出生、結婚および労働参加の動学分析」、阿藤誠編『家族政策および労働政策が出生率および人口に及ぼす影響に関する研究』、p.651-671、1999 年
- [9] 国立社会保障・人口問題研究所、『日本の将来推計人口』、1997 年

5. 少子化現象のジェンダー分析

—男性の家庭役割へのかかわりから—

西岡八郎、小山泰代

1 はじめに

少子化、出生率の低下の問題は、安定的な性別役割型の近代家族の役割規範モデルから夫も妻も働き家事や子育てを分担する家族への転換期、過程期に生じたとする意見がある。男性の家庭役割からの「逃避（家事や育児遂行の少なさ）」が、女子の結婚や出産を躊躇させる要因、あるいは義務感、負担感の一つになっているとすれば、こうした阻害要因を取り除けば結婚や出産行動に変化がみられるのであろうか。男女共同参画型社会のモデルでもある西欧諸国の動向を観察すると男性の家事、育児行動と出生率には関係がありそうである。新しい家族像のもとでは夫の家事、子育て参加ではなく、夫婦の間で仕事と子育ての共同分担が可能となるような男女共同参画型社会に向けた改革が必要となってくる。しかし、各方面の制度改革や社会全体の意識改革などの基盤整備があって、男女の共同分担が可能となり、複数の条件がそろって、はじめて結婚行動、出生行動に変化の可能性が生じるのかもしれない。

この研究では、男性の家庭役割へのかかわりの観点から少子化現象のジェンダー分析を試みたいと考えている。本年度は、その予備的考察として、既存の調査データを利用し、(1)夫の家事、育児行動の規定要因の分析、(2)夫の家庭役割の遂行と出生行動との関連性を検討する。

2 夫の家事行動の規定要因

日本における夫の家事行動の規定要因に関する研究は、全国標本の家族調査の実施により、従来のインテンシブな調査に基づく事例分析ばかりでなく、多変量による解析が活発になっている。ここでは、先行研究の妥当性を検証するとともに、新しい家族像に向けて、常日頃の夫婦間のコミュニケーションや共通行動の多寡が、夫の家事遂行の程度とどのような関係にあるのかを確認する、すなわち、夫が家事分担に関与する要因として夫婦の伴侶性（companionship）がどのような影響力をもつのかを検討する。

2-1 方法とデータ

データは、生命保険文化センターが1994年に実施した「夫婦の生活意識に関する調査」を利用した。この調査は首都圏50km圏に居住する20-49歳の既婚男女を対象にしており、有効回収数2,355ケースのうち、女性1248ケースを分析対象とした。ただし、多変量解析に用いたすべての変数について、欠損値を含まずに有効な回答を行っているケースは989ケースである。

家事の遂行頻度によって5段階評価で回答されたものを順序尺度に置き換え、これを被説明変数とした階層的重回帰モデルによって分析した。日頃の夫婦の伴侶性が夫の家事行動におよぼす影響を検討することを主テーマとするが、夫の家事参加に影響を与えると予

想される以下の項目も変数として投入した。すなわち相対的資源分布、環境制約要因、イデオロギー要因、それに夫婦関係要因（夫婦間のコミュニケーション、共通行動の頻度、生活満足度など）に関する変数群である。以下のようなステップで重回帰分析を行った。

相対的資源分布要因

相対的資源分布要因+環境制約要因（社会環境要因）

相対的資源分布要因+環境制約要因+夫婦関係要因(伴侶性要因)・イデオロギー要因

従属変数となる夫の家事得点は、5項目からなる具体的な家事行動に関する夫婦の分担度合（1.[全て妻が行う] / 2.[主に妻が行うが夫も頼まれると手伝う] / 3.[主に妻が行うが夫も自ら進んで手伝う] / 4.[夫も妻も同じ程度行う] / 5.[主に夫が行うが妻も自ら進んで手伝う] / 6.[主に夫が行うが妻も頼まれると手伝う] / 7.[全て夫が行う]）を総和し、夫の分担度合として構成した（レンジは最小値5、最大値35である）。

独立変数は、(1)夫と妻の相対的資源分布要因として、それぞれの社会経済変数である学歴、職種、従業上の地位、夫の収入、(2)環境制約要因として、夫の帰宅時間、夫・妻それぞれの親との同別居、(3)夫婦関係に関する要因として、妻の夫に対する満足度、夫婦の共通行動の頻度、日常生活におけるコミュニケーション、(4)妻の社会意識に関するイデオロギー要因として妻の性別役割意識を用いた。具体的には以下のような変数を用いている。

独立変数は、(1)夫と妻の社会経済的地位として、それぞれの学歴、職業上の地位、夫の収入、(2)環境制約要因として、夫の帰宅時間、夫・妻それぞれの親との同別居、(3)夫婦関係に関する要因として、妻の夫に対する満足度、夫婦の共通行動の頻度、日常生活におけるコミュニケーション、(4)妻の社会意識に関するイデオロギー要因として妻の性別役割意識を用いた。各変数の尺度構成は、以下のとおりである。

(1)夫と妻の社会経済的地位

1)学歴（夫・妻ともに）：1.[中学校] / 2.[高校] / 3.[専修学校・高専・短大] / 4.[大学・大学院]

2)夫は職種について、妻は就業上の地位について、それぞれダミー変数化した。

夫の職種：0.[公務員以外] / 1.[公務員]

妻の従業上の地位：0.[常時雇用以外] / 1.[常時雇用]

3)夫の収入：年間収入について、8段階の尺度から構成した。

(2)環境制約要因

1)夫の帰宅時間：1.[5時前]から9.[12時以降]まで1時間ごとに尺度化した。

2)親との同別居は、夫方の親、妻方の親それぞれについて同居の有無をダミー変数化（0=別居 / 1=同居）した。

(3)夫婦関係に関する要因

1)妻の夫に対する満足度：配偶者に対する満足度を測る項目から、以下の5項目に関する

る満足度（5段階尺度：5.[満足している] / 4.[まあ満足している] / 3.[どちらともいえない] / 2.[やや不満である] / 1.[不満である]）を総和して構成した。クロンバッハの α 係数は0.813であった。

「家事における夫の役割や分担状況」

「夫の余暇の過ごし方や趣味」

「自分の就労観に対する夫の理解」

「家計の分配や管理・決定権」

「夫と自分とのコミュニケーションの内容・頻度」

2)夫婦の共通行動の頻度：夫婦の共通行動の頻度を測る項目を用いて、各頻度（8段階尺度：0.[まったく行かない] / 1.[めったに行かない] / 2.[年に1-2回位] / 3.[4-5ヶ月に1回位] / 4.[2-3ヶ月に1回位] / 5.[月に1回位] / 6.[隔週で(月に2-3回くらい)] / 7.[毎週(週に1回以上)]）を総和した。クロンバッハの α 係数は0.730であった。

「夫婦二人で買い物に出かけること」

「夫婦二人で外食に出かけること」

「夫婦二人で観劇や映画鑑賞などに出かけること」

「夫婦二人で旅行に出かけること」

3)夫婦のコミュニケーション：日常生活における夫婦間の様々なコミュニケーションの頻度を測る項目から、以下の5項目に関する頻度（4段階尺度：1.[まったくない] / 2.[ごくまれにある] / 3.[時々ある] / 4.[よくある]）を総和した。クロンバッハの α 係数は0.802であった。

「将来の生活設計や老後の生活について話し合う」

「休日の過ごし方などについて話し合う」

「最近の社会の動きについて話し合う」

「仕事や人間関係、育児などの愚痴を聞いてもらう」

「何か悩みがあったら配偶者に相談する」

(4)妻の社会意識に関する要因（イデオギー要因）

妻の性別役割意識は、夫婦に関する意識を測る項目から性別意識に関係すると思われる以下の3項目に関する回答（4段階尺度：1.[そうは思わない] / 2.[あまりそうは思わない] / 3.[まあそう思う] / 4.[そう思う]）を総和した。クロンバッハの α 係数は0.556であった。（各項目間の相関係数は0.232から0.355と、やや内的一貫性が低い。）

「妻は家事や育児に専念するのがよい」

「夫が主に収入を得てくるべきである」

「夫婦では、どちらかが中心となつてもう一方をリードするほうがよい」

2-2 分析結果と考察

まず、従属変数、および量的な独立変数について、変数間の関連－相関係数－を表1に示しておきたい。つぎに、夫の家事行動と日頃の夫婦の伴侶性（companionship）との関係を中心テーマに階層的重回帰分析行った結果が表2である。

表1 量的変数間の相関係数

	(1)	(2)	(3)	(4)
(1)自分の最終卒業学校				
(2)配偶者の最終卒業学校	0.568 **			
(3)配偶者の個人収入	0.185 **	0.302 **		
(4)配偶者の平均帰宅時間	0.201 **	0.224 **	0.144 **	
(5)夫への満足感	0.040	0.026	-0.014	-0.133 **
(6)夫婦の共通行動の頻度	0.047	0.049	0.073 *	-0.094 **
(7)夫婦のコミュニケーションの頻度	0.180 **	0.163 **	0.023	-0.033
(8)性別役割意識	-0.189 **	-0.146 **	-0.006	-0.036
(9)夫の家事分担度	0.110 **	0.085 **	-0.094 **	-0.112 **
	(5)	(6)	(7)	(8)
(1)自分の最終卒業学校				
(2)配偶者の最終卒業学校				
(3)配偶者の個人収入				
(4)配偶者の平均帰宅時間				
(5)夫への満足感				
(6)夫婦の共通行動の頻度	0.332 **			
(7)夫婦のコミュニケーションの頻度	0.522 **	0.331 **		
(8)性別役割意識	0.097 **	0.020	0.002	
(9)夫の家事分担度	0.335 **	0.263 **	0.306 **	-0.190 **

**: p<0.01 *: p<0.05

表2 夫の家事行動の規定要因（階層的重回帰分析）

	モデル1 beta	モデル2 beta	モデル3 beta
(1)夫と妻の社会経済的地位			
妻の学歴	0.063 +	0.073 +	0.016
妻の職業上の地位 ^{*1}	0.188 **	0.179 **	0.156 **
夫の学歴	0.082 *	0.107 **	0.067 +
夫の職業上の地位 ^{*2}	0.065 *	0.057 +	0.047
夫の収入	-0.123 **	-0.111 **	-0.109 **
(2)社会環境要因			
夫の平均帰宅時間		-0.127 **	-0.067 *
夫の親との同居		-0.096 **	-0.073 *
妻の親との同居		-0.047	-0.038
(3)夫婦関係要因			
妻の夫に対する満足度			0.228 **
夫婦の共通行動の頻度			0.130 **
夫婦のコミュニケーションの頻度			0.132 **
(4)妻の社会意識要因			
妻の性別役割意識			-0.170 **
R-square	0.070 **	0.093 **	0.252 **
ADJ R-Square	0.065	0.086	0.242

**: p<.01 *: p<.05 +: p<.10

^{*1}:夫の職業上の地位は職種ダミー（0.公務員以外／1.公務員）。^{*2}:妻の職業上の地位は就業形態ダミー（0.常時雇用以外／1.常時雇用）

投入した変数の多くは、夫の家事行動に有意な影響を与えていた。最初のステップである社会経済的変数では、妻が常時雇用で働いている場合には夫の家事遂行は高まり、夫妻の学歴が高いほど有意水準は下がるもの家事参加に協力的である。ここで用いた夫の職種は公務員かどうかのダミー変数を投入したが、公務員の夫はそれ以外の職種の夫に比べ家事参加が高い結果となった（5%水準）。夫婦間の相対的な資源分布の影響を反映すると思われる収入（夫）についても、高収入の夫ほど家事をする割合が高い結果を得た（ただし、5つの社会経済的変数のうちでは妻が常勤雇用かどうかがもっとも説明力をもつ）。

つぎの第2ステップでは、日本的な社会や家族固有の要因として夫の帰宅時間、親との同居を変数とした環境制約要因を加えて検討している。帰宅時間、夫の親との同居は夫の家事参加を抑制する要因として影響を持つ。これは、さきの全国調査の分析結果と同じである。首都圏の場合でも夫の家事協力は帰宅時間が影響力をもち、自分の親との同居のみが有意にマイナスの効果をもっている。

最後のステップでは、夫婦間の伴侶性に関する変数、性別役割観に関する変数を同時に投入している。第2から3へのステップは第1から第2モデルへの改善量にくらべ高く、3つのステップのなかで、もっとも夫の家事参加について説明力をもっている。日常生活のなかでの夫に対する満足度が高いほど夫の家事参加は高く、夫婦間の共通行動（二人で買い物、食事、旅行、映画鑑賞）、コミュニケーション（「会社や家であったことを話す」、「その週の予定を知らせる」、「愚痴を聞いてもらう」、「ありがとう、ご苦労様、などの声をかける」）の頻度が高いほど夫による家事協力が進んでいる。また、妻が性別役割意識に肯定的であると夫の家事参加は低くなることは全国家庭動向調査（国立社会保障・人口問題研究所）の分析結果とも同様である。

夫婦間の日常行動、コミュニケーションなど夫婦の伴侶性を示す変数はプラスの効果をもち有意な関係にある。常日頃から夫婦の共通行動が多く、コミュニケーションのある夫婦では、夫も家事分担に積極的である。夫の家事行動は、余暇領域やコミュニケーションの領域などその他領域の夫婦間の伴侶性と別次元の行動ではないことが明らかになった。

男性の家事や育児協力の少なさが、女子の結婚や出産を躊躇させる要因、あるいは義務感、負担感の一つになっていることに対し、常日頃の夫婦間のコミュニケーションや共通行動の多寡など夫婦の伴侶性が、夫の家事参加程度に関係あるという結果は、今後の新しい家族像や男女共同参画型社会に向けた改革の方向性や総合的な対応策にも支持的で示唆的な結果といえる。

3 夫の家事、育児行動と出生行動

男女共同参画型社会のモデルでもある西欧諸国をみると男性の家事、育児行動と出生率には関係がありそうである。日本の場合、夫の家庭役割の欠如が女子の結婚や出産を躊躇させる要因、あるいは義務感、負担感の一つになっているとされるが、夫の家事、育児行動の程度と出生行動との関係はどうなっているかを検討してみたいと思う。

3-1 方法とデータ

データは、生命保険文化センターが1991年に実施した「女性の生活意識に関する調査」を利用した。この調査は全国の20-44歳の女性を対象にしており、有効回収数2,362ケースの

うち、34歳以下で子ども1人の既婚女性231ケースを分析対象とした。ただし、多変量解析に用いたすべての変数について、欠損値を含まずに有効な回答を行っているケースは225ケースである。

現在子ども1人の女性を対象に、予定子ど�数を従属変数とした重回帰分析を行う。現在34歳以下で子ども1人の既婚女子のみを対象にしたのは、今後も出産の可能性があり、最近育児を終えたか、進行中で、第1子への夫の育児参加の程度が予定出生数に影響するか、効果をもつかどうかを検討するためである。尺度構成は、1.[いらない(0人)] / 2.[1人] / 3.[2人] / 4.[3人以上]となっている。これを被説明変数として下記のような手順で階層的重回帰分析モデルによって分析した。

妻の社会経済的要因

妻の社会経済的要因+社会環境要因

妻の社会経済的要因+社会環境要因+夫婦関係要因

妻の社会経済的要因+妻の社会意識要因

妻の社会経済的要因+社会環境要因+夫婦関係要因+妻の社会意識要因

独立変数は、社会経済的要因（妻の教育歴、従業上の地位）、社会環境要因（親との同居）、夫婦関係要因（夫の育児参加度、夫の家事参加度）、社会意識要因（妻の上昇志向度、性別役割意識）を用いた。実際の分析では、コントロール変数として妻の年齢（実数値）を用いた。各変数の具体的な測定については以下のとおりである。

独立変数は、(1)妻の社会経済的要因（教育歴、従業上の地位）、(2)社会環境要因（親との同居）、(3)夫婦関係要因（夫の育児参加度、夫の家事参加度）、(4)社会意識要因（妻の上昇志向度、性別役割意識）を用いた。実際の分析では、コントロール変数として妻の年齢（実数値）を用いた。各変数の尺度構成は、以下のとおりである。

(1)妻の社会経済的地位

1)学歴： 1.[中学校] / 2.[高校] / 3.[専修学校・高専・短大] / 4.[大学・大学院]

2)妻の従業上の地位について、それぞれダミー変数化した。

常時雇用ダミー：0.[常時雇用以外] / 1.[常時雇用]

専業主婦ダミー：0.[専業主婦以外] / 1.[専業主婦]

(2)社会環境要因

親との同別居は、同居の有無をダミー変数化（0=別居 / 1=同居）した。

(3)夫婦関係に関する要因

1)夫の育児参加度： 1.[夫は全く育児には参加しなかった] / 2.[夫はほとんど育児には参加しなかった] / 3.[自分が中心ではあるが、夫も頼んだ時には育児に参加した] / 4.[自分が中心ではあるが、夫も自ら進んで育児に参加した] / 5.[夫も自分と同程度の育

- 児を担った] / 6.[自分よりも、夫の方が育児を担った]
 2)夫の家事参加度： 1.[夫は全く家事には参加していない] / 2.[夫はほとんど家事には参加していない] / 3.[自分が中心ではあるが、夫も頼んだ時には家事に参加している] / 4.[自分が中心ではあるが、夫も自ら進んで家事に参加している] / 5.[夫も自分と同程度の家事を担っている] / 6.[自分よりも、夫の方が家事を担っている]

(4)妻の社会意識に関する要因（イデオロギー要因）

- 1)妻の上昇志向意識：生活全般に関わる意識項目から、上昇志向を測る以下の2つの項目に関する回答を合計して構成した（4段階尺度：1.[そうは思わない] / 2.[あまりそうは思わない] / 3.[まあそう思う] / 4.[そう思う]）。2変数間の相関は0.190であった。
 「夫には出世してもらいたい」
 「子どもは、できれば有名校・一流校に進ませたい」
- 2)妻の性別役割意識：生活全般に関わる意識項目から、性別役割に対しての伝統志向を測る以下の3項目に関する回答を合計して構成した。下記に示した設問のうち上の2項目については4段階尺度：1.[そう思う] / 2.[まあそう思う] / 3.[あまりそうは思わない] / 4.[そうは思わない]の順で測定し、最後の1項目については、この尺度の順序を逆にして測定した。クロンバッハの α 係数は0.478であった。（各項目間の相関係数は0.185から0.286と、やや内的一貫性が低い。）
 「できれば、女性も一生働き続けたほうがよい」
 「結婚したからといって、あえて子どもを生む必要はない」
 「女性は結婚したら、家事や育児に専念するべきである」

3-2 分析結果と考察

最初に、従属変数、および量的な独立変数について、変数間の関連－相関係数－を表3に示しておきたい。つぎに、夫の家事、育児行動と予定出生との関係を中心テーマに重回帰分析行った結果が表4である。

結果についてふれる前に、以下の手続きを説明しておく。モデル3において、夫の育児得点と家事得点の両方を投入して分析した際、前者は有意な正の効果を、後者は有意な負の効果をもった。両者の間には強い正の相関関係があり、多重共線性の影響があると考えられるので、それぞれの変数を別個に投入するモデルを構成した。その結果、家事得点は単独では予定出生数に対して有意な効果をもたず ($\beta = -.020, p = .783$)、また、従属変数との相関係数も有意ではなかったため、提示するモデルでは家事得点を除去した。モデル5においても、同様の考え方から家事得点は分析からはずした。

まず、妻の社会経済的属性を投入したモデル1では、妻の年齢のみが有意な影響を示している。5つのステップすべてで年齢は有意な負の効果を示している（モデル1, 2のみ1%水準で有意）。いずれも、年齢が上がれば追加出生は小さくなるマイナスの影響を示している。モデル2では、親との同居が5%水準ながら正の効果を持ち、出産、子育てには支援者として最初から親があてにされているといつてもよい結果となった。つぎに、夫の育児参加の程度をモデルに投入したステップ3では、夫の育児参加は正の効果を示している。最近、あるいは進行中の夫の育児協力程度が高いと、予定出生数に有意なプラスの影響をも

表3 量的変数間の相関係数

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(1)妻の年齢						
(2)妻の学歴	0.244 **					
(3)夫の育児参加	-0.055	0.037				
(4)夫の家事参加	0.022	0.079	0.596 **			
(5)妻のアスピレーション	0.043	0.097	0.080	0.069		
(6)妻の性別役割意識	-0.195 **	-0.188 **	0.056	-0.100	-0.059	
(7)追加出生	-0.193 **	-0.092	0.182 **	-0.015	-0.022	0.289 **

**: p<0.01

表4 追加出生の規定要因（重回帰分析）

	モデル1 beta	モデル2 beta	モデル3 beta	モデル4 beta	モデル5 beta
(1)妻の社会経済的地位					
妻の学歴	-0.057	-0.036	-0.063	-0.021	-0.009
常時雇用ダミー	0.088	0.071	0.061	0.096	0.055
専業主婦ダミー	0.041	0.059	0.026	0.004	0.010
(2)社会環境要因					
親との同居		0.150 *			0.143 *
(3)夫婦関係要因					
夫の育児参加			0.169 *		0.166 *
夫の家事参加			
(4)妻の社会意識要因					
妻のアスピレーション				-0.010	-0.022
妻の性別役割意識				0.270 **	0.248 **
妻の年齢	-0.182 **	-0.184 **	-0.171 *	-0.143 *	-0.136 *
R-Square	0.045 *	0.066 *	0.073 **	0.112 **	0.154 **
ADJ R-Square	0.027	0.045	0.051	0.087	0.123

**: p<.01 *: p<.05

たらしている。また、イデオロギー要因を投入したステップ4では、性別役割を肯定するものは追加出生にも意欲的である。全変数を投入したモデル5でも、1%水準で有意な効果をもつのは、性別役割観のみで、固定的な考え方を持つ人では価値観がそのまま子ども数に反映されていることがわかった。一方で夫の一人目の子どもへの育児参加の姿は追加出生子ども数を高める効果があることも明らかになった。性別役割観と育児参加の程度はまったく相関がないので独立した変数といえ、第1子の育児体験から夫の子育て参加を評価し、それが出生数に連動したものと考えられる（ロジット回帰分析でもほぼ同様の結果を得ている）。

夫の子育て参加が追加出生に影響を与えるという結果は、少子化、低出生率の問題を男性の家庭内役割の視点から考える上で意義のある結果といえる。また、親との同居は追加出生を考える上で有力な要因となっている。これは育児支援の必要性を意味しているが、家族で全てをサポートするには限界があり、出産、子育ての「社会化」整備の重要性を示唆している。男性の家事や育児参加を促しうるような社会のシステム、当然そこには女性ばかりではなく男性を含めて働き方、生活の仕方を、たとえば家事や育児に関しても積極的な意味を付与するような、システムに変革していくことこそが肝要であろう。同時に男性が家庭内役割を遂行できるような、雇用慣行をはじめとする各方面の制度改革や社会全体の意識改革などを進めることが急務である。

参考文献

- 阿藤誠,1997,「日本の超少産化現象と価値観変動仮説」『人口問題研究』Vol.53No.1,pp3-20
Coltrane, S. and Ishi.Kuntz, M., 1987, 'Men's Housework: A Life Course Perspective'," Journal of Marriage and the Family", 54, pp.737-750.
Davis, K., 1984, 'Wives and Work: Consequences of the Sex Role Revolution'," Population and Development Review", 10, pp.397-417.
江原由美子,1999,「ジェンダー意識の変容」阿藤誠編『家族政策および労働政策が出生率 および人口に及ぼす影響に関する研究』(厚生省科学研究費平成10年度総合報告書)
Ferree, M.M., 1991, 'The Gender Division of Labor in Two-Earner Marriages: Dimensions of Variability and Change'," Journal of Family Issues", 12-2, pp.158-180.
Ishi, Kuntz, M. and Coltrane, S., 1992,'Remarriage, Step parenting, and Household Labor'," Journal of Family Issues", 13-2,pp.215-233.
Ishi.Kuntz, M. and Coltrane, S., 1992, 'Predicting the Sharing of Household Labor , Are Parenting and Housework Distinct'," Sociological Perspective", 35-4, pp.629-647.
岩井紀子,1997,「夫の家事分担に関する日米比較研究-NSFHと神戸調査」石原邦雄編『公 共 利用 ミクロデータの活用による家族構造の国際比較研究』平成8年度文部省科学研究 費研究成果報告書.
岩間暁子,1997,「性別役割分業と女性の家事分担不公平感」『家族社会学研究』9.
岩間暁子,1999,「ジェンダーシステムと育児コスト」阿藤誠編『家族政策および労働政策 が 出生率および人口に及ぼす影響に関する研究』(厚生省科学研究費平成10年度総合報

告書)

- 人口問題審議会,1997,『少子化に関する基本的考え方について』
- 釜野さおり,1999,「女性の結婚意欲と出産意欲」阿藤誠編『家族政策および労働政策が出生率および人口に及ぼす影響に関する研究』(厚生省科学研究費平成10年度総合報告書)
- Kamo, Yoshinori., 1988,'Determinants of Household Division of Labor: Resources, Power, and Ideology'," Journal of Family Issues", 9-2, pp.177-200.
- Kamo, Yoshinori, 1994,'Division of Household Work in the United States and Japan'," Journal of Family Issues", 15-3, pp.348-378.
- Kamo, Yoshinori., 1991,'A Nonlinear Effect of the Number of Children on the Division of the Household Labor'," Sociological Perspective", 34-2, pp.205-218.
- 厚生省人口問題研究所、1995、「1993(平成5)年 第1回全国家庭動向調査—現代の日本の家族に関する意識と実態—」。
- Maret, Elizabeth and Barbara, Finlay., 1984,'The Distribution of Household Labor among Women in Dual-Earner Families'," Journal of Marriage and the Family", 46, pp.357-364.
- 日黒依子,1999,「少子化現象のジェンダー論」阿藤誠編『家族政策および労働政策が出生率および人口に及ぼす影響に関する研究』(厚生省科学研究費平成10年度総合報告書)
- Nishioka, Hachiro,1997a,"El problema de la baja fecundidad en los países desarrollados-Estatus de las mujeres japonesas desde la perspectiva de género-",Universitat Autònoma de Barcelona.
- 西岡八郎,1997b,「家族機能の変化-担い手の実態とその変化」阿藤・兼清編『人口変動と家族』大明堂
- 西岡八郎,1997c,「日本の少子化と家族」『人口と開発』No.61, アジア人口開発協会, pp.17-26.
- Nishioka, Hachiro, 1998a, "Husband's Housework and Reproductive Behavior: Case of Japan-(Version1.0)", Proceeding at the Conference on "Men, Family Formation and Reproduction" of the IUSSP.
- Nishioka, Hachiro, 1998b, 'Men's Domestic Role and the Gender System-Determinants of Husband's Household Labor in Japan-',『人口問題研究』54-3
- 西岡八郎,1999,「男性の家庭内役割とジェンダーシステム」阿藤誠編『家族政策および労働政策が出生率および人口に及ぼす影響に関する研究』(厚生省科学研究費平成10年度総合報告書)
- Presser, Harriet.B., 1994,'Employment Schedules among Dual-Earner Spouses and the Division of Household Labor by Gender', "American Sociological Review", 59, pp.348-364.
- Roxroat, Cynthia and Constance Shehan., 1987,'The Family Life Cycle and Spouses' Time in Housework', "Journal of Marriage and the Family", 49, pp.737-750.
- 生命保険文化センター,1991,『女性の生活意識に関する調査』
- 生命保険文化センター,1995,『夫婦の生活意識に関する調査-夫婦の相互理解を求めて』
- Shelton, B. A. and John, D., 1996,'The Division of Household Labor', "Annual Review of Sociology", 22, pp.299-322.
- 品田知美,1996,「既婚女性の家事時間配分とライフスタイル」『家族社会学研究』8.
- Thompson, Linda and Alexis J. Walker., 1989,'Gender in Families: Women and Men in Marriage, Work, and Parenthood', "Journal of Marriage and the Family", 51, pp.845-871.

Tstuwa, Noriko, 1996, "Family Life and Employment in Japan, Korea, and the U.S", Paper presented at the Nihon University International Symposium on Contemporary Family in Comparative Perspective.