



RIETI Discussion Paper Series 04-J-045

# 少子化の決定要因と対策について： 夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割

山口 一男  
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

**少子化の決定要因と対策について：  
夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割**

山口一男

(RIETI ビジティング・フェロー、シカゴ大学)

**【要 旨】**

わが国で少子化を促進してきた主な原因については女性の非婚化と晩婚化であるというのが人口学者の結論である。非婚化・晩婚化は急激な少子化を経験してきた韓国や南欧諸国にも当てはまる。しかし一方日本を含めてこれらの国々は米国や他の西欧諸国に比べ家庭での妻の家事育児の負担度が高く、「家族に優しい」職場環境も比較的整わず、出産による離職後の再就職にハンディの大きい国々でもある。少子化はこういった既婚女性を取り巻く社会環境にも大きく影響される。

本稿は家計経済研究所の「消費生活についてのパネル調査」データの分析を通じて、家庭や職場などの社会環境が既婚女性の出生意向と出生行動にどう影響しているかを分析し、その分析結果に基づいて現在の急激な少子化をより緩やかなものに変えていくための、家庭における夫の役割、職場の役割、政府の役割、および社会や地域の役割について論ずる。

## I. 序：少子化がもたらす問題

少子化は日本的表現であるが対応する英語は「置換水準以下の出生率 (Below Replacement Fertility)」で通常合計特殊出生率 TFR が 2.1 程度以下の場合をいう。各年の TFR はその年の各歳別出生率から推定した女性が一生に産む子供の数の推定値である。現在わが国が経験している TFR 1.29 という少子化は極度のものでこのまま現状が継続すれば様々な社会経済的弊害をもたらす。現在の年齢別の出生率と死亡率のレベルがそのまま継続し移民が無ければ日本人口は 2100 年には現在の人口のほぼ 3 分の 1 の 4 千万人になると佐藤 (2004) は予測している。過激な人口減少とその結果として起こる逆さピラミッド型の人口分布は、いづれも他の条件が同じならばという条件付きではあるが、以下のような様々な社会経済問題を引き起こすと考えられる。

- (1) 労働力人口比率が下がることにより労働力人口負担が増す。
- (2) 年金の納付者と受給者の比が低下することにより納付者の年金支払い負担が増し、また年金負担率世代間格差を生み出す。
- (3) 国内消費が次第に先細りになり、主として国内消費に依存する生産業者や教育産業や他のサービス産業に打撃を与える。
- (4) 組織の階層構造はピラミッド型 (上位の地位が相対的に少ない) なのに人口が逆ピラミッド型になることにより、年齢に依存しない能力実力主義によって機会が与えられない限り、若者が相対的に社会的に高い地位や影響力を持つ地位を得る可能性が大きく減少し若い世代の社会的上昇意欲を損なわせる。
- (5) 逆ピラミッド型の人口分布は、高齢の介護必要者の数に比べて介護できる人たちの人口の割合を減少させ、高齢者の介護問題を深刻化させる。
- (6) 技術革新や学問、芸術、スポーツ国際競技などは比較的少数の秀でた人達によって推進されてきた部分が大きいのが、人口の絶対数の減少は秀でた才能を持つ人達の出現の可能性を減少させ、これらの活動を低迷化させる。一方少子化に伴う人口減少は、食糧問題や資源・エネルギー問題上は有利と考えられるが、現在の過激なレベルの少子化はそのコストがベネフィットを大きく上回ると考えられる。

少子化対策という言葉は通常二つの異なった意味で用いられる。一つは少子化傾向を前提として、上記の様々な問題に対して、社会や政治がどう対処すべきかについてである。これは本稿の目的ではないので議論はしない。もう一つの意味は、どのようにして出生率を上げ極度の少子化傾向を緩和させるかについての方策である。本稿はこの二番目の意味での少子化対策を問題にする。

## II. 少子化傾向の基本的理解

少子化傾向の原因の一つとして、晩婚化や非婚化（生涯未婚化）の影響が大きいとされているが、少子化対策を考える上でこの結論は注意を要する。晩婚化や非婚化が少子化の主な原因であるという議論自体は、それなりに根拠のあるもので十分考慮すべきである。1970年代の出生率の低下が有配偶率の低下によるという分析結果があり（阿藤、1982）、また最近では岩澤（2002）が反事実的コーホート出生率シミュレーションモデルを用いて最近の少子化傾向の約7割は結婚行動（非婚化および晩婚化）によるもので残りの約3割がそれと独立な出生行動に基づくと結論している。過去25年間に合計特殊出生率が2.5から1.2-1.3のレベルに半減したスペインもその間平均結婚年齢が24歳から28歳に4年も延びるなど急激な晩婚化を経験しており、晩婚化・非婚化は少子化の主な原動力と考えられている（Pla, 2003）。またこの傾向は程度の差こそあれ南欧諸国（スペイン、ポルトガル、イタリア、ギリシャ）に共通しており（西岡、2003）、韓国においても同様の傾向が見られる（Eun, 2003）。もし日本を含むこれらの国々の共通点である晩婚化・非婚化が少子化の原動力という結論を、少子化対策の観点から見ると、女性の結婚行動がまず問題で、既婚女性の出生行動は2次的重要さを持つという結論に飛躍しかねない。女性の高学歴化や出産育児の機会コスト増加などに伴う晩婚化や、結婚が女性の幸せにとって必須の条件ではなく選択肢の一つに過ぎないという女性の現代的価値観への変化による非婚化傾向を逆転せねばならないとするならば少子化対策は極めて難しいと言えよう。

一方こういった結婚行動重視論は以下の4点で再考の余地があると思われる。第一に基本的事実として、晩婚化・非婚化が少子化の大部分を説明し少子化問題にとって最重要であるとの議論が正しいかどうかという点である。岩澤の分析は採用されたモデルを人口学的にみればほぼ妥当なものであるが、採用されたシミュレーションモデルの仮定が成り立たなければ7割が結婚行動によるというような数値的結論には強い根拠はないと考えられる<sup>1</sup>。本稿は、この点について少子化傾向についての子供の出生順序別の寄与率を推定して再考察する。

---

<sup>1</sup> 岩澤のモデルは人口学的にはほぼ妥当なものであるが、出生率についての結婚年齢別、年齢別（結婚継続期間別）の累積出生児数の標準モデルを仮定し、またこの関数の年齢別の既婚率との独立を仮定している。しかし例えば観察されない個人の出生意向の異質性を仮定し、その意向と結婚年齢の一定の負の相関を持つ（つまり出生意向の高い女性ほど速く結婚する）と仮定すると、例えば年齢xでの既婚者の割合が40%から20%に下がったならば、後者の20%の方が前者の40%の女性より平均的出生意向が高いため、x歳後の出生速度には本来加速が生じると期待すべきものである。にもかかわらず実際の出生速度が減速されていたとすると、加速の力を上回る出生行動の変化があったと見るべきであろう。従って上記の標準関数の年齢別既婚率の独立の仮定は、観察されない異質性を無視することにより、出生行動の変化の影響の度合い過小評価し、結婚行動の変化の影響の度合いを過大評価すると考えられる。

第2点は、日本、韓国、南欧諸国などは少子化と晩婚化だけでなく、米国や他の西欧の経済的先進国に比べ、家庭内の伝統的分業が強く残り女性にとって就業と家庭の役割の両立が難しく、また有業の母親のための政策支援も不十分という点である（津谷、2004）。また南欧諸国は、日本や韓国と同様、出生にともなって離職する女性の労働力再参入に大きなハンディを伴う、労働力市場が女性の労働力再参入に柔軟性のない国々である事も指摘されている

（Adsera, 2004）。従って日本、韓国、南欧諸国は急激な少子化と晩婚化を経験しただけでなく、女性を取り巻く社会環境が他のそれほど急激でない少子化を経験している先進諸国とかなり異なっているのである。実際には日本国内でも女性を取り巻く社会環境は多様で異なっており、それらの女性の間に出生行動の差があれば社会環境の出生行動に及ぼす影響が重要であると結論できる。本稿ではわが国における個人の出生意向と出生ハザード率について、特に家庭や職場など女性を取り巻く社会環境の及ぼす影響に焦点を当てて分析する。

第3点は、出生はあくまで女性（あるいは夫婦）の選択行為であり、意志決定の結果であると考えられるが（この点については後に実証する）、出生行動は、年齢という生理的な制約はあるものの、その制約の範囲内での意志決定の変化による出生率の変動可能性は大きく、また実際には出生を望みながら様々な理由で実現しない多くの女性がいるという事実である。一方出生を望まない女性はその意図をほぼ実現しているのである。このことは出生を望みながら実現できない女性に対しその障害がとり除かれれば出生率が高まることを示唆する。本稿ではこの様な障害が取り除かれることの影響の程度を分析すると同時に、女性の出生意向の決定要因を分析し、また意向と行動との食い違いの要因を、出生意向を制御した上での、個人の出生ハザード率の決定要因を見ることで分析する。

第4点は結婚行動や出生行動は、他の社会行動と同様社会的伝播行動で人々の行動は互いに影響し合い、個人の行動モデルでは説明できない点である。実際米国では出生行動を社会的伝播行動として捉える研究が増えている

（Castlerine 2001; Montgomery and Casterline 1996）。出生行動に関係する社会伝播は具体的には例えば避妊法の知識と普及があるが、より一般的には女性の出生意向や出生行動が身近に感じる特定の他者やグループの意識や行動に影響されることから起こる。個人の出生意向は個人の価値観の反映というよりは社会的産物なのである。本稿では、出生行動の伝播に直接関連した分析は提示しないが、少子化対策への可能性の今一つの視点として問題を議論する。

本稿では以下でまず少子化の結婚行動原因論を別の方法で再評価し、次に既婚女性の出生意向と出生行動についての分析を行い、その結果に基づいて少子化対策を論じる。

### III. 少子化傾向の出生順序別寄与率について

この章では現在 1.3 前後の数値で問題になっている少子化の指標である合計特殊出生率（TFR）の減少の出生順序別への分解を試み、少子化についての出生行動の影響の相対的重要性について再評価を試みる。TFR は女性が特定の年に観察された年齢別の出生率に従えば平均何人の子供を出生するか推定値であり概念的にはこの値は第 1 子、第 2 子など出生順序別の出生確率の和になるはずであるが、出生順序別の TFR（TFR(i)）は、論理的には不可能なのに計量的には第 1 子出生確率の推定値とされる TFR(1)が 1 を超えてしまう場合があるなどの指標的欠陥があり概念を正確に反映しない。そこで以下の分析では TFR(i)と合わせるで、 Kaplan-Meier 法による出生順序別の 50 才までの非出生サバイバル確率 P(i)（この場合 1-P(i)が出生順序別の出生確率の推定値になる）に基づく分析を合わせ行う。また 1-P(i)の出生順序合計を TFR-S で表す。TFR-S は TFR と同様、女性が特定の年に観察された年齢別出生率（ただし TFR と異なり発生率でなくハザード率）に従う場合の平均出生数の推定値である。表 1 は、1986、1991、1996、2001 年における、TFR、TFR(i)、TFR-S、1-P(i)の値である。なお 1-P(i)とその計である TFR-S の計算方法とデータについては、Yamaguchi and Beppu(2004)を参照せよ。

表 1. 出生順序別出生確率

	出生順序	1	2	3	4+	計
1986	TFR(i)	0.742	0.675	0.261	0.045	1.723
1991	TFR(i)	0.680	0.573	0.237	0.045	1.535
1996	TFR(i)	0.659	0.532	0.192	0.042	1.425
2001	TFR(i)	0.655	0.484	0.159	0.036	1.334
1986	1-P(i)	0.842	0.726	0.263	0.045	1.876
1991	1-P(i)	0.780	0.649	0.243	0.045	1.717
1996	1-P(i)	0.737	0.585	0.198	0.043	1.563
2001	1-P(i)	0.695	0.519	0.163	0.036	1.413

表 1 に見られるように TFR はこの 15 年間に 1.723 から 1.334 まで約 0.4 ポイントも減少した。TFR-S で見ても 1.876 から 1.413 と絶対値はやや大きいものの、0.45 ポイント以上減少している。TFR の 1.723 レベルというのは日本と近い TFR を持つ南欧（スペイン、イタリア、ギリシャ）諸国以外の西欧諸国が経験しているレベルの少子化で、単純再生産率の 2.1 を下回るものの急激な人口減少は引き起こさない。これに対して 1.334 レベルというのは安定人口では、仮に 33 年を世代の一巡とすると 33 年で人口が 2/3 に、100 年では人口が約 30%（8/27）になるという急激なものである。一方もし 1986 年の 1.723 レベルを保っていたら 100 年で約 2/3 になるはずであったから違いは極めて大きい。

非婚化や晩婚化が少子化の原動力であったかどうかは、TFR もしくは TFR-S の減少への、出生順序別出生確率の減少の寄与率について第1子の減少の寄与率を見ることが参考になる。米国や一部の西欧諸国と違い、婚外出生率の極めて低いわが国では非婚化の増大は即第1子出生率を低下させる。しかし第1子出生率の変化による波及効果（後述）による間接効果を別とすると、非婚化は第2子以降の出生率には直接影響しない。一方晩婚化の影響というのは複雑で、既婚者の年齢別出生順序別出生率が不変であれば、晩婚化はすべての出生順序の最終出生確率に影響を与えるが、この仮定は一般には成り立たないので評価が難しい。しかし晩婚化の影響について既婚者の出生は基本的に夫婦の意志決定の問題であり、年齢は影響するが出生行動の考慮の一要素に過ぎないという理論的立場からは、第2子以降の出生率の変化はすべて出生行動の問題と見ることができ本稿はそのような理論的立場を取っている。

以下表1の結果を基にして TFR あるいは TFR-S の減少への出生順序別寄与率を推定する。しかしこの分析は簡単ではない。表1では例えば非出生サバイバル確率 ( $1-P(i)$ ) に基づく尺度によると 1986年から2001年の間に、第1子を生む確率は0.147減少し、第2子を生む確率は0.207減少している。ここで問題は第2子の出生確率の減少のうち何%が第1子の出生確率が減少することに帰せられるべきか、従って寄与率上は第1子の減少に起因するとみなされるべきもので、残りの何%が第2子自体の出生率の減少によるものかという推定が必要な点である。これは反事実的な「もし第1子の出生確率に0.147の減少がなかったならば、第2子出生確率はどれほどであったのか」という問いの答えを要求する。この推定をモデルを用いて行うことは可能だが、モデルはすべてその妥当性が問題になる。そこで、以下では二つの両極端の仮定の基での寄与率を推定し比較することにする。これらの二つの寄与率の推定値はより現実的な推定値の上限と下限を与えると考えられるので情報価値があるからである。一つの極端な仮定は、かりに第N子を産まなかった女性が第N子を産んでもそれ以上子供は産まず、従って第N+1子以降の出生数は増大しないという仮定である。これは第N子の出生確率の変化が第N+1子以降の出生確率の変化に与える波及効果がゼロであるという仮定した場合の推定値を与える。

今一つの仮定は、仮に第N子を産まなかった女性が第N子を産む場合には実際に当該年で第N子を産んだ女性と同じ推移確率で第N+1子、第N+2子と産み続けるであろうという仮定である。実際には第N子を産まなかった女性は第N子を産んだとしても第N+1子を産む確率は実際に第N子を産んだ女性よりも低くなると考えられる。女性の間には潜在的な個人別の出生確率に観察されない異質性があり、実際に子供を産んだ（産まなかった）という結果は個人別の出生確率の平均的な高さ（低さ）を反映していると考えられるからである。従ってこの第2の仮定の基では第N子の出生確率の減少が第N+1子以

降の出生確率の減少に与える波及効果を実効的に最大に過大評価した場合の推定値を与える。

表2と表3は上述の各々の仮定のもとで、即ち波及効果が最小の場合と実効的に最大と考えられる場合の、合計特殊出生率減少への出生順序別寄与率の推定値をTFRとTFR-Sの場合の各々について提示している。

表2. 合計出生率減少への出生順序別寄与率：波及効果が最小の場合の推定値

		ポイント差	1	2	3	4+	計
TFR	1986 から 2001	0.389	22%	49%	26%	2%	100%
	1991 から 2001	0.201	12%	44%	39%	4%	100%
	1996 から 2001	0.091	4%	53%	36%	7%	100%
TFR-S	1986 から 2001	0.463	32%	45%	22%	2%	100%
	1991 から 2001	0.304	28%	43%	26%	3%	100%
	1996 から 2001	0.150	28%	44%	23%	5%	100%

表3. 合計出生率減少への出生順序別寄与率：波及効果が実効的に最大の場合の推定値

		ポイント差	1	2	3	4+	計
TFR	1986 から 2001	0.389	46%	46%	12%	-4%	100%
	1991 から 2001	0.201	25%	49%	30%	-4%	100%
	1996 から 2001	0.091	9%	69%	23%	-2%	100%
TFR-S	1986 から 2001	0.463	65%	29%	9%	-3%	100%
	1991 から 2001	0.304	57%	30%	16%	-3%	100%
	1996 から 2001	0.150	57%	32%	12%	-1%	100%

表2と表3が示すように各出生順序別出生確率の減少が合計出生率の減少にどの程度寄与したかの推定値はTFRを用いるかTFR-Sを用いるかで大きく異なっている。通常用いられる尺度であるTFRを用いると、第1子の出生確率の減少の寄与度は問題となっている非婚化傾向とは裏腹に近年ほど減少しているという結果になる。しかしTFR(i)は前述したように尺度としては欠陥があり当てにはならない。一方非出生サバイバル確率に基づく尺度にはこのような欠陥はない。この代替尺度に基づくTFR-Sの減少は減少の速度も、出生順序別出生確率の減少の全体の減少への寄与率も、過去15年安定している。

表2と表3の結果はどの出生順序の寄与率が最大であるかは第1子の出生率の減少の波及効果をどの程度と見るかに依存していることを示しており、波及効果を小さく見積もれば第2子の出生確率の減少の寄与率が最も大きく、波及効果を大きく見積もれば第1子の出生確率の減少の寄与率が最も大きくなる。



常識的には、二つの仮定のうちおそらく第一の仮定（波及効果ゼロ）がより極端なので、現実には第2の仮定の場合の推定値により近いと考えられるため、第1子の出生確率の減少の寄与率が最も大きく50%前後と見るのが妥当であろう。しかし、この分析の結果は、第2子の出生確率の減少の寄与率も少なくとも30%以上の大きなものであることを示している。

一方、近年1.29云々の特殊出生率の議論から少子化の問題はほとんど女性が生産を産まないか産んでも1子の場合が多くなったということに集約されるような理解があったように思うが、その結果女性が第3子を産まなくなった傾向の寄与が比較的無視されてきた。寄与率でいうと第3子の出生率の減少は確かに他の2要素には及ばないが、それでも1991-2001年の10年の変化で見ると約20%前後の無視できない大きさを持っている。また1986-2001年の15年の変化で見ると寄与率が下がるのは第3子出生確率が1986-1991年の5年間ではむしろ増大したことによる。第3子出生確率減少はここ10数年の傾向なのである。

一方、第4子以降の寄与率は小さく無視できる。表3でこの要素の出生率減少への寄与率が負になっているのは、実効的に最大の波及効果を仮定すると、第4子の出生確率はむしろ減少でなく増大したとみなされることからくる。以上の結果は以下を意味する。

1. 少子化傾向は何よりもまず子供を1人も産まない女性が増えたことに一番の要因があると考えられる。おおざっぱに推定してこの傾向の少子化への寄与率は50%程度である。この傾向は近年特に進んだというわけではなく、過去15年ほど、ほぼ一定のペースで進んできている。
2. 子供を一人しか産まない女性が増えた傾向は第2の要素として重要であり、この傾向も他の少子化傾向と比べて近年特に顕著であるわけではなく、過去15年ほどは一定のペースで進んできた傾向である。この傾向の少子化への寄与率は30-35%程度である。
3. 従来無視されがちであった第3子を出生しない親が増えた傾向は、特にここ10数年の少子化傾向の要素として重要性を持ち、この第3子出生率の減少の少子化への寄与率は15-20%程度である。

少子化に関するこれらの寄与率の分析が、子供の数について3つの推移（即ち0から1、1から2、2から3）が程度の差はあれ重要であることを示したことは少子化対策が一様の考えではすまないということの意味する。出生数が0から1への推移の影響する要因は非婚化が関係するので他の推移の要因と異なると考えられる。また、後に明らかにするように既婚女性の出生に限っても

推移別の出生率の決定要因は多少異なる。以上の結果により、以下の分析では第1子、第2子、第3子の出生率の決定要因とその違いを分析する。また、非婚化の問題は第1子出生率の減少を考える上で重要であるが、理論的にも異なった枠組みを必要とし、また後述の出生意向と出生行動の関係を調べる本稿の主たる目的と異なる分析となるので、本稿では扱わず以下では既婚者の出生率のみに焦点を合わせる。

#### IV. 出生意向の決定要因

この章では家計経済研究所が行った「消費生活に関するパネル調査」（以下「家計研の調査」と呼ぶ）を基に出生意向の決定要因の分析を行う。現在一般公開されている1993-1999年調査データでは、コーホートAには1994年に、コーホートBには1997年に、出生意向を調べている。またこの調査データに基づいた出生意向の先行研究には大井（2004）がある。

##### 1. 出生意向の重要性

戦前のように家族は「家」を意味し、妻になることが他家の嫁になることを意味したところ出生行動は実際に出産する女性の意向を必ずしも反映しなかったと考えられる。また現在のように避妊の方法も知識も普及していなかったので意向と行動の関連は弱かったとも考えられる。現在出生を夫婦、特に妻、の意志決定の結果と考えるには、出生意向と出生行動の関連を確認しておく必要がある。家計研の調査では1994年に出生意向を調べているが、表4の結果は、1994年に出生意向が「是非、欲しい」、「条件によっては欲しい」、「欲しくない」であった各々について以後5年間（1995-1999）の出生数（EVT=1）と「センサーされた観察値」の数（EVT=0）を提示している。ここで「センサーされた観察値」とは1994-1998の各年は当該年までは出生が無く翌年標本脱落で調査されなかった標本数を示し、最後の1999年はこの年までに出生が無かった標本数を示す。

表4. 出生意向別その後5年間の出生者の割合

B_AT T			DUR					Total
			1.00	2.00	3.00	4.00	5.00	
1.00	EVT	.00	4	4	2	2	78	90
		1.00	80	56	19	14	10	179
	Total		84	60	21	16	88	269
2.00	EVT	.00	4	3	9	9	126	151
		1.00	35	32	14	12	9	102
	Total		39	35	23	21	135	253
3.00	EVT	.00	12	12	9	11	210	254
		1.00	5	2	6	3	4	20
	Total		17	14	15	14	214	274

B\_ATT=1: 「是非、欲しい」; =2: 「条件によっては欲しい」; =3: 「欲しくない」  
 EVT=1: 「出生あり」; =2: 「出生なし」; DUR: 1994年後何年目かを示す。

表4の結果に Kaplan-Meier 法を用いてこの5年間以内の出生確率を推定すると、例えば「是非、欲しい」といった女性の場合は

$$1 - \frac{(269-80)}{269} \frac{(185-56)}{185} \frac{(125-19)}{125} \frac{(104-14)}{104} \frac{(88-10)}{88} = 0.681$$

となり、約68%の女性が5年以内に出生経験があることが分かる。また同様の推定値を「条件によっては欲しい」、「欲しくない」と言った女性に適用すると5年間以内の出生確率は各々0.418と0.080となり、各々約42%と8%の女性が5年以内に出生経験があることが推定できる。このように出生意向の違いによるその後の出生確率の違いはきわめて大きい。以下で確認するように、他の変数を制御する回帰分析でも出生意向は出生行動の最も大きな説明要因であった。女性の出生意欲がまず問題なのである。

ここで重要なのは、もう一人子供を「是非、欲しい」と思った女性が実際には68%しかその意向を実現していないのだが、仮りに全員がその意図を実現していたら出生率はどの程度上がるかについての推定である。しかしこの分析には一つの限界がある。上記の表4は標本中既存の子供数が2以下の女性のみを対象としているので1994年の調査時点ですでに3児以上の子供を持つ女性は分析の対象から外れており標本の選択バイアスが存在するかも知れず一般化にやや問題があることである。このような制約があるので以下の分析は近似となるが、この推定は出生意志を実現できない障害を取り除くことが少子化対策上どれほどの効果があるかを推定する上で重要である。

今仮に約90%の女性が出生可能な年齢内に結婚するとして表4のようにその約3分の1がもう一人子供を「是非、欲しい」と考え、その100%が意図を実現したとすると、68%の意図の実現率の場合に比べ約10%の女性がもう一人子供を産むことになる。従って今これらの10%の女性がさらに子供を産み続ける波及効果を見無視すると、TFRの増加は0.1で、現在の約1.3が約1.4に増加する。波及効果の推定はさらに大雑把になるがこの新たにもう一人子供を産む10%の女性の内訳は、計算理由は省略するが既存の出生児数と出生意向の関係から、1人目の出産の女性が約3%、2人目が約5%、3人目が約2%と推定できる。一方もう一人子供を「是非、欲しい」既婚女性の割合は上記の標本で既存の子供数が一人の場合が52%で二人の場合が11%なので、波及効果による出生率の増大は（4番目の出生はほぼ無視できるので）約2%  
 (=0.03x0.52x1.11+0.05x0.11) と見込まれる。従ってもし子供を「是非、欲

しい」女性の意図が100%実現されるならば、波及効果も含めて現在約1.30のTFRが1.42程度に増加すると推定できる。

これにさらに「条件によっては欲しい」と答えた女性について、実際の実現率は42%だが、残りの半数(29%)がその意志を実現したとすると、波及効果を見捨てて約9%の女性がもう一人出生することになる。これらの新たに子供を産む9%の女性の構成は、計算理由は省略するが既存の出生児数と出生意向の関係から1人目の出産の女性が約1%、2人目が3%、3人目が5%と推定でき、1人目の割合が少なく3人目の割合が多いので波及効果によるさらなる出生増加は1%に満たない。従って、もう一人子供が「是非、欲しい」女性でその意向を実現しなかった女性のすべてと、「条件によっては欲しい」女性でその意向を実現しなかった女性の半数が子供を産むなら、TFRはさらなる出生への波及効果を見捨てると1.3から1.49に、波及効果を加味すると1.52程度に増加すると見込まれる。

これらの事実が少子化政策に対し意味することは大きい。もし仮に政策者の倫理としての新古典派的な個人主義的自由主義を仮定し政策は個人の価値観の領域には立ち入るべきでないという立場を取るとしよう。さらに実際には二つは違うものなのだが、出生意向が個人の価値観を反映しているとみなすとして。すると上記の結果により、個人の意向には影響しようとせず、出生を望みながら実現できない女性が実現できるように援助するという政策には大きな限界があり、最大の成功を収めてもTFRは1990年代初頭の1.5レベルに戻るのみという結論を得る。大勢としての過激な少子化傾向には大きな歯止めはかからないのである。では政府が少子化対策をしようとするならば個人主義的自由主義の尊重を放棄せねばならないのか？ 筆者はこの問いは実は前提の誤った問いであると考え。その主な理由は、子供をもう一人欲しいか否かを示す出生意向が、仮定の「全く制約の無い自由人」が示す個人の価値観、即ち経済学でいうプリフェレンス(選好)と、は異なるからである。出生意向は、以下の分析で示すように、家庭や職場と言った個人が身の回りの社会環境の中での制約や社会的機会に強く影響されて示す社会的態度の一面なのである。だから個人を取り巻く社会環境を変えることによって出生意向の変化を促すことが個人主義自由主義に抵触するか否かは、そういった社会環境の変化が個人の制約を取り除こうとするものなのか、さらに制約を大きくしようとするものなのかによって定まるといえる。個人の制約を取り除くことによって出生意向の変化を計ることは個人主義的自由主義と全く抵触しない。まず以下では出生意向の決定要因について分析する。

## 2. 出生意向の決定要因

### 2.1 理論的背景

#### 2.1.1 ベッカーの理論

以後の章では既婚女性の出生意向の決定要因を分析する。少子化の問題を考えるのに重要な第2点は意志(あるいは態度)と行動の区別である。計測される出生意向が経済学でいう選好を意味するのか、それとも社会的制約のもとで示す態度表示なのかについては、以下に示すように後者であると考えられるので、以下は行動に理論的に影響すると考えられる要因は意向にも影響し、意向は行動予定を意味する、との仮定をおいて議論する。

出生についての経済学理論 (Becker 1960, 1981; Becker and Lewis 1973) では、子供を他と同様消費財と考え通常出生行動は以下の4要素の結果であると考えられている。第1は予算制約である。これは通常家族収入で測る。第2は子供にかかるコストであるが通常の財と異なり費用は $\pi NQ$ で表される。ここで $N$ は子供の数であり、 $Q$ は子供の「質」であって子供一人当たりにかかる予定の出費を意味する。収入が高いと親は子供一人当たりにより高い教育費や養育費を出費する傾向が見られるので $\partial Q/\partial I > 0$ と仮定されている。 $\pi$ は子供1人当たり質1単位当たりの価格であるが、与えられた社会的制度の基で例えば初等・中等教育や高等教育にどれほど費用がかかるかになどに依存するが、その大きさは第3番目の要素である出産と育児の機会コストにも依存する。ここで機会コストは出産と子育てをすることで失われるであろう収入や時間が他に振り向けられれば得られたであろう期待収入で、収入が高ければ機会コストも高い。第4番目は子供から得る効用であるが、これは $N$ と $Q$ の双方に依存し正常財として、効用は $N$ および $Q$ の単調増加関数と考えられている。

これらのモデルで収入の影響については、直接の収入効果に加えて収入に伴って大きくなる質のコストの効果がある。「質の価格」は $p_Q = \pi N$ で与えられるのでこれは子供の数に比例して大きくなる。収入効果が子供の数に依存しないのに、価格効果は子供が増えると増大するので、収入と子供の数との効用への負の交互作用が導かれ ( $\partial U/\partial I$ が $N$ の増加と共に減少し)、高収入は例えば第1子目の出生率には(収入効果が価格効果を上回って)正の効果を与えるが、第3子目やそれ以降の多産傾向には(価格効果が収入効果を上回って)負の効果を与えると期待されている。これらの仮説は、米国では例えば (Seiver 1978) によって経験的に裏付けられており、Yamaguchi and Ferguson (1995)は米国のデータについて母親の教育効果についても同様の既存の子供の数との交互作用効果があるという結果を示している。以下の分析では、出生行動だけでなく、出生意向についても収入の影響が、既存の子供の数によって、上記の期待方向に変化するかどうかを検証する。

### 2.1.2 夫婦の役割合意についての理論

経済モデルでは夫の役割についてほとんど言及していない。ベッカーのモデルでは暗黙に夫婦の効用の一致もしくは妻の効用のみを考える個人主義的なものである。これは、出生と結婚の分離が進み婚外出産の増大した米国(特に黒人女性の婚外出産率は50%以上である)では妥当なモデルと言えるが、婚外出産率が極めて低く、出産が主として夫婦の意志選択結果とみることのできるわが国では不十分であろう。前述したように津谷(2004)はスペイン、イタリアなど日本と同様家族の伝統的役割意識が強く残り、夫の家事育児への参加が少ない国ほど少子化が進行していると指摘している。

女性に既婚夫婦の出生について子供は夫婦にとっての集合財 (collective goods) であるとみると妻からみて夫の「ただ乗り」は出生意欲を減少させると考えられる。夫婦の間で家族形成の合意があることが出生の大きな条件となろう。この合意については理念的には二つの異なったタイプが考えられる。一つは、「伝統的役割合意」であ

る。即ち夫は家計収入を支え妻は家事育児に専念するという合意である。今一つは「非伝統的役割合意」である。これは夫も妻も共に経済的役割も家事育児の役割も担うという合意である。非伝統的役割合意のもとで夫婦が同じ役割を持つと夫婦の機能が代替的になる。このことは夫婦の絆を弱めかねないので夫婦の補完性を高めるために、会話や家庭内協業や共有体験を通して役割を協力分担しサポートしあっているという確認が必要になる。少子化は、高学歴化などに伴う前述した子供の質のコストの増大とともに、伝統的役割合意が崩れる一方、非伝統的役割合意が未成熟であることが一つの大きな原因であると考えられる。伝統的役割合意が崩れるのは離婚率の増大や女性の高学歴化などによる出産・育児の機会コストの増大、またわが国の場合には夫の就業継続の不確定性の増大、などが要因として考えられる。一方非伝統的役割合意は通常、家事育児分担率の夫婦平等度や、夫婦の会話や他の共有行動の多さやその時間の大きさを測られるが、わが国の場合後述するように夫の家事育児分担度はほとんど一様にといいればよいほど低い。そのような状況では非伝統的役割合意は基本的に成り立たず、また妻のそういった合意への期待もほとんど無いと考えられる。従って以下の分析においては物理的な夫の家事育児参加の影響とともに、その部分的代替物となると考えられる妻の心理的な夫との共有体験度の影響を見ていくことにする。

### 2.1.3 妻の仕事と家族の役割の不両立についての理論

夫婦の状況以外に、既婚女性の出生意向や出生態度に次に大きく影響すると考えられるものは妻の就業状態と育児に関する職場環境である。一般に女性の就業参加が少子化を促進したという説があるが、これは実証的根拠は少ない。わが国の既婚女性の就業率は平均的には戦後歴史的に変化がほとんど無いが、少子化傾向は近年大きく進んできた。また一時点に見られる女性の就業と子供の数の強い負の相関は、主として女性が子供を産めば一時的に離職して労働力人口を離れる傾向と、子供の手を早く離れた女性がより早く労働力参加をする傾向、即ち少子化が女性の就業参加を促進する傾向、の結果である。

しかし、自営業や家族従業など就業場所が家族の住居に近い場合を除き、女性の就業は出生率を低めるという理論的仮説は存在する。女性にとって仕事の役割と母親の役割の両立は難しいので、一部の女性は仕事の役割を軽減（常勤の仕事を離れてパートで働くか専業主婦になる）することでこの問題を解決し、また他の一部の女性は母親の役割を軽減すること（子供に自らかける手間を減らすか、子供を少なく産む）で、この問題を解決すると考えられるからである。しかしここで重要なのが第3の可能性である。それは、仕事の役割と母親の役割を両立しやすい条件を職場と社会が提供すれば、有業既婚女性が上記のどちらか一方の役割を軽減するという二つの選択肢をどちらも選択せず、仕事の役割も母親の役割も軽減しない選択をすることが可能になるという仮説である。特に職場の条件としては、育児休業制度、フレックスタイム、在宅勤務、上司の育児に理解ある態度など、職場が「家族に優しい（ファミリー・フレンドリー）」か否かが問題となる。家族に優しい職場環境があれば、二つの役割が両立可能で母親の役割を軽減する人が減り、常勤の就業継続者は、専業主婦やパートの人に比べ出生率が低まることは無い、という仮説が成り立つ。家計研の調査では、育児休業制度の有無を調べているのでこの影響を調べることにする。わが国では育児休

業制度の存在自体は1992年制定の育児休業制度法に従って一定の除外条件を満たす者以外の常勤の雇用者には適応されるべきものとなっているが、実際には企業がそのことを積極的に従業員に通知徹底していない場合も多い。従って、以下では調査対象者の有業の既婚女性が自分の職場でその制度の存在を認識しているか否かの影響を問題にする。またわが国ではパートといっても実質勤務時間が常勤なみの人も多いため、比較は主として有業と無職（専業主婦）の比較を行う。

## 2.2 出生意向の累積ロジットモデル

表5（以下「表」は巻末参照）は1994年（コーホートA）か1997年（コーホートB）に2子以下の出生数をもつ1,028人の24-35歳の既婚女性について、もう一人子供が欲しいか否かの出生意向（「是非、欲しい」、「条件によっては欲しい」、「欲しくない」の別）という順序のついたカテゴリを持つ従属変数と用いた累積ロジット（cumulative logit）モデルの結果を示す。基本的な制御変数として（1）既存の子供の数（0,1,2）、（2）年齢、（3）現状の継続年数、（4）妻の教育程度（高卒以下、短大、大卒）を考える。ここで「現状の継続年数」とは最終児出産時（既存の子供の数が1と2の場合）もしくは結婚時（既存の子供の数が0の場合）から何年経過しているかを表す。なお出生意向の決定要因が既存の子供の数により変わることを考慮し、すべての変数について既存の子供の数との交互作用効果をテストし有意であればモデルに入れることにする。表5で正の回帰係数はもう一人子供が「より欲しい」ことを示し、負の係数は「より欲しくない」ことを示す。

表5は3つのモデルの結果を示している。モデル1は基本的制御変数に本人の就業状態（常勤、パート・臨時、無職の別）と調査対象者の認識に基づく育児休業制度の有無の別を加えたものである。説明変数はすべてダミー変数である。育児休業制度の有無は無職の場合「非該当」になるがここでは育児休業制度が「無い」カテゴリと合併し、就業状態と育児休業制度の有無の両変数が共にモデルに入るときは、育児休業制度の「有り」対「無し」の効果が、有業者の間での差を反映するようにしている。従って、モデルの結果について、就業状態の主効果は、育児休業制度が無い場合の差となり、育児休業制度がある場合には、育児休業制度の「有り」対「無し」の効果を有業者に対し就業状態の効果に加えて状態間の差をみることになる。表5の結果は以下を示している。

1. 育児休業制度が無い場合は有業者は無職者より出生意向が低い（「常勤」対「無職」は係数-0.339で10%有意で負であり、「パート・臨時」対「無職」は係数-0.434で5%有意で負である）。
2. 育児休業制度がある場合は有業者は無職者と出生意向が有意に異なる（「常勤」対「無職」は係数0.117[=-0.339+0.456]で有意でなく、「パート・臨時」対「無職」は係数0.011[=-0.445+0.456]で有意でない）。
3. 有業女性の間で育児休業制度があれば無い場合に比べ出生意向が増大する（「有る」対「無い」の係数0.456は5%有意である）。



またモデル1の結果は、既存の子供数が2子の場合に比べ0子や1子の時、とりわけ0子の時、は出生意向が非常に高く、また最終児を産んでから、また0子の場合は結婚時から、年数がたつほど出生意向は低くなる傾向を示している。

一方年齢の効果については、既存の子供数との有意な交互作用効果がありモデル2がその結果を示している。結果は、他の変数を制御して、24-35歳の範囲で年齢が大きくなると、既に2子をもっている既婚女性は出生意向が減少するが(-0.101は0.1%有意)、1子の母親の場合は有意でなく(-0.005 = -0.101 + 0.096)、0子の母親の場合はむしろ年齢とともにやや出生意向が高くなる(0.076 = -0.101 + 0.177は10%有意)傾向が見られる。年齢の効果が既存の子供の数により変化するという交互作用効果は1%有意である。

モデル3はモデル2に本人の勤め先の企業規模(従業員1,000人未満の中小企業、1,000人以上の大企業、官公庁の別)を加えたモデルである。このモデルの前に夫の教育、本人の職業と勤め先の企業規模、夫の職業と夫の勤め先の企業規模、住居が持ち家か賃貸かの別の影響を調べたが、有意な効果を持ったのは本人の勤め先の企業規模だけであった<sup>2</sup>。企業規模は無職の場合は「非該当」であるが、この場合は基底カテゴリーである「中小企業」と合併し、就業状態が同時に制御されるとき企業規模の効果は有業の女性の間での差を示す。

モデル3の結果は中小企業に勤める女性に比べ大企業に勤める女性は出生意向が有意に低いことを示している。また有業と無職の女性の比較について、モデル1の結果を以下のように修正する。

- 1 R. 大企業に勤める女性は育児休業制度が無ければ無職の女性よりも有意に出生意向が低くなり、育児休業制度があれば無職者と出生意向は有意に異ならない。
- 2 R. 一方中小企業に勤める女性については、育児休業制度が無ければ、常勤の場合は無職者と出生意向が有意に異ならず、パート・臨時の場合は無職者より有意に低くなる。一方育児休業制度があれば常勤者は無職者より出生意向が5%有意でむしろ高くなり、パート・臨時の場合は無職者と有意に異ならない。
- 3 R. 育児休業制度の有無の影響は1%で有意で、他の変数を制御して、もう1人子供が「より欲しい」確率のオッズ比は育児休業制度がある職場に勤める女性は無職の女性に比べて約1.9倍も大きい。

この分析に用いた既婚女性の認識によれば育児休業制度の有無は勤め先の企業規模(官公庁・大企業は「有り」が68%、中小企業は18%)や雇用形態(常勤は「有り」が42%、パート・臨時は11%)に強く依存している。制度の一般的普及とともに中小企業やパート・臨時への普及が望まれる。パート・臨時職員といってもその約1/3が週35時間以上の常勤なみの勤務であり残りの大部分が週22-34時間の勤務である。

---

<sup>2</sup> 夫の教育は高卒以下、短大・高専、大学の3区分、本人の職業は、自営業・家族従業者、専門技術職、管理・事務職、技能職、販売サービス職の5区分、夫の職業は本人の職業区分プラス無職の6区分、夫の勤め先の企業規模は妻の3区分と同じ。

表6は、二つの追加モデルの結果を示している。モデル4は収入効果を調べるためのモデルである。モデル3の変数に加え、本人の収入、夫の収入、及び夫の収入効果が既存の子供の数に依存するので、そのための交互作用効果を測る変数が含まれ、また収入不詳の場合を制御するダミー変数が加えられている。モデル5の結果は、妻(本人)の収入は出生意向に影響しないが、夫の収入は影響し、またこの影響は既存の子供の数との交互作用があり、(1) 既存の子供数が0の時は係数は $0.063[-0.158+0.221]$ で有意でなく、(2) 既存の子供数が1の時は係数は $0.030[-0.158+0.188]$ で有意でなく、(3) 既存の子供数が2の時は係数は $-0.158$ で1%有意で負、と成っている。結論として、既存の子供数が2の時は夫の収入が大きければ出生意向が減少し、既存の子供数が0か1の時には夫の収入は、係数は正であり期待される方向だが、出生意向に有意に影響しない。既存の子供数が多いと子供の質の価格効果が収入効果を上回り、より高い収入は出生を抑制するという仮説と部分的に整合している。

モデル5はさらに二つの変数をモデル4に加えている。一つは保育所が身近に利用可能であるか否かが出生意向に影響するか否かをテストする変数で「現在お住まいの地域は、利用しやすい保育所や学童保育施設が整っていますか」の質問に対し「よく整っている」、「まあ整っている」、「あまり整っていない」、「全く整っていない」の区分である。なお「分からない」という回答もあるが、その影響はダミー変数で制御している。今一つは非伝統的役割合意の関係の変数で「あなたは、ご主人に心の悩みや楽しい体験などをよく話しますか」の質問に対し「よく話す」、「時々話す」、「あまり話さない・ほとんど話さない」の区別である。その他に夫の家事分担度、夫の育児分担度、および妻と夫が共に休みの日の夫婦の会話時間を考慮したが、いずれも出生意向に有意に影響せず最終モデルからは省いた。

モデル5の結果は保育所が身近に利用可能であるかどうかは出生意向に影響せず、妻が夫と「悩みや楽しいこと」について会話を通じて共有していると認知する度合いは出生意向に強く影響することを示している。実際後者の変数の影響はモデル5に用いた変数のうち基本的制御変数である「既存の子供の数」と「現状の継続年数」につぐ説明力を持っており、それに続く育児休業制度の有無(4位)と2子の場合の夫の収入(5位)の効果を超えて出生意向に対し3番目の説明力を持つ変数であった。

夫の家事育児分担の程度が影響しないことについてはやや以外であったが以下の理由が考えられる。家計研の調査では1993年に夫の家事育児への分担度を妻の評価により調べているが、家事(炊事と後かたづけ、掃除・洗濯、買い物)をどれも全くしない(0%の役割分担)とされる夫が45%、10%以下役割分担は87%にのぼり、かつ夫の分担割合は妻の就業状態(常勤、パート・臨時、無職の別)により変わらなかった。育児については0%分担の夫の割合は18%であり家事よりは分担度が増えるが、半数以上の夫が10%以下の分担度であった。共働きの夫の家事育児分担率が平均で約35%程度の米国と比べると大きな違いである。このような状況では妻の夫の家事育児参加の期待度が一様に低くなり、出生意向への説明力を持たないという結果になると思われる。

わが国ではその代わり妻の夫との心理的共有度が出生意向に大きく影響する。夫の物理的家事・育児参加を望めないとき、会話を通じた心理的な夫婦の共有体験度が大きな役割を持ち出生意向に影響することが分かる。モデル5の結果は回帰係数で具体的状況が分かりにくいかもしれないが、例えば1子を持つ既婚女性で、子供がもう一人「是非、欲しい」人の割合は「あなたは、ご主人と心の悩みや楽しい体験などを話しますか」という問いに「よく話す」、「時々話す」、「あまり話さない・ほとんど話さない」と答えた人で、それぞれ57%、53%、25%となっており、「話さない」人での割合が有意に低い。また2子を持つ既婚女性では、もう一人「是非、欲しい」人の割合は少ないが「条件によっては欲しい」という人の割合を合わせると、上記の3グループで各々51%、37%、36%となっており、ここでは「よく話す」人のグループでの割合が有意に大きい。

以上の結果、24-35歳で既存の子供の数が0から2である既婚女性について、当然影響すると思われる2変数（既存の子供の数、現状継続時間）を別とすると、出生意向に大きく影響するのは会話を通じた心理的な夫婦の共有体験度、勤め先の育児休業制度の有無、夫の収入の影響であった、これらのファクターは少子化対策について、「夫の役割」、「職場の役割」、「政府の役割」を各々示唆するが、この点については「結論と議論」の節で議論する。

## V. 出生行動の決定要因

### 1. 分析についての方法論的考慮

この節では1子、2子、3子目についての出生ハザード率の決定要因を分析する。出生ハザード率について本稿で用いるデータを用いた先行研究には樋口・阿部(1999)がある。しかし以下の分析は通常の出生ハザード率の分析と異なる目的を持っている。それは、第2節で見たように、子供を「欲しくない」との意向を表明した女性はその意志をほぼ実現している（92%がその後5年間に実際に子供を産まなかった）のに対し、「是非、欲しい」と言った女性は必ずしもその意志を実現していない（68%がその後5年間に実際に子供を産んだ）という事実注目する点である。一般的には意志と行動の一致について「現状維持の意志」に比べ「現状の変化の意志」は実現度が低いことが知られている。子供を産まないことは現状維持であり子供をさらに産むことは現状の変化であるから、上記の実現率の差は驚くことではない。現状維持の意志に比べ、現状の変化の意志が実現されにくいのは、変化には通常障害があるからである。「是非、欲しい」にもかかわらずその後5年間以内に産まなかった女性には何らかの障害があったと考えてよい。そうした意志と行動の不一致の原因を探るには、意志を制御して行動の決定要因を見るのが一つの方法である。従って以下の出生ハザード率のモデルでは、出生意向を調べた時点（コーホートAでは1994年、コーホートBでは1997年）からその後1999年（データが公開されている最後の年）までの条件つき出生ハザード率の分析を行う。条件というのは、コーホートAとコーホートBの各々について、出生意向の観察年までに当該イベントが起こらなかったならばという条件である。なおここでコーホートAとBでは観察期間がそれぞれ最大5年（1995-99）と2年（1998-99）となり異なるがこのことはセンサーされた観察値（イベントが最終観

察時点までは起こらなかったがその後起こる可能性がある（とみなされる観察値）をバイアス無く用いることのできるハザード率のモデルでは問題とならない。追跡調査ができず標本から途中で落ちた標本も落ちた時点でセンサーされた観察値として取り扱った。なお、出生意向の観察時から一年もたたずに（コーホートAでは1995年にBでは1998年に）標本から落ちてしまった場合は、出生の観察期間が0となるので分析から省いた。このような条件付ハザード率の分析は、出生意向を制御した場合としない場合の結果を共に得ることができる長所がある。

第2に通常の出生ハザード率の分析と異なり第1子の出生について既婚の期間のみに限定し既婚者のみの分析を行う点が上げられる。この理由は第1の点と関連し出生意向の変数は既婚者のみ意味があるからである。一方このことにより、婚外出産が除かれるが、わが国では婚外出産は未だ非常に少なく、コーホートAでは第1子について、現在の結婚以前の出産（婚外出産と再婚者についての前の結婚での出産の双方を含む）はコーホートAの1993年までの1002の出産のうちわずかに8件であり、第2子以降には婚外出産は皆無であった。婚外出産を考慮しないことによる第1子出生の決定要因のバイアスは無視できると考えられる。

第3に、これも通常の出生ハザード率のモデルと異なり、第1子、第2子、第3子の分析を併せて行う。この選択の理由は二つある。一つは、出生意向の分析と同様、既存の子供の数と他の説明変数との交互作用効果に関心がある点である。もう一つは標本数の増加により、より強力な分析が行える点である。ただ一つ大事な留意点は、第1子の出生のリスクは（婚内出産のみを考えるため）結婚と同時に始まり、一方第2子と第3子の出生リスクは、一つ前の出産時に始まると考えられるが、出生ハザード率のリスクの継続時間依存について、第1子と第2子以降では異なるパターンになると考えられることである。このことについては、予備分析において実際に異なることを確認し、また第2子と第3子では継続時間依存のパターンに有意差がないことも確認した。したがって以下のモデルでは、第1子から第3子までの出生を併せて分析するが、第1子の出生ハザード率の結婚後の継続時間への依存と、第2子第3子の出生ハザード率の一つ前の出産後の継続時間への依存では、パターンが異なると仮定するモデルを用いる。なお用いるモデルは離散ロジットモデル（Yamaguchi 1991）である。

もう2点分析の因果推論の観点からの重要問題がある。一つは、ハザード率のモデルは時間とともに変わる説明変数を用いることを可能にするが本人の就業状態や収入などの変数について、予測と結果とのタイムラグをどう設定するかである。普通に考えて一年のタイムラグをとりN年での状態、例えば就業状態、でN年からN+1年の間に起る出生を予測するのは問題がある。もしN年で既に妊娠している人がその理由で退職していたら来るべき出産が就業状態に影響したのであって、その逆ではなく因果関係の逆な効果が混入するからである。もし妊娠初期で退職する人が多いとこの混入の程度は大きい。では2年のタイムラグが最適か？ 実は問題はそれほど簡単ではない。現在は女性が妊娠や出生を時期も含めてかなり制御できるようになっている。未だ妊娠していなくても出産を意図して退職すれば、因果的には就業状態が出産に影

響したとは言えない。これを一般に因果分析における *anticipatory socialization* の問題というが、適切なタイムラグの選択を難しくしている。しかし幸い家計研の調査では、コーホートAにはその出生意向の観察年（1994年）に過去一年に離職か転職した者に対し理由を聞き、その一つが「子供が欲しいので」となっている。またコーホートBについてもその出生意向の観察年（1997年）に前職をやめた年月と理由を聞きその一つは「子供が欲しいので」となっているので、過去一年に「子供が欲しいので」離職か転職したかどうかの確認ができる。しかし過去一年に「子供が欲しいので」離職・転職した者はすでに調査時にその子供を出産している者が含まれ、彼女達はこれから起る出産が原因で就業状態が変わったわけではない。従って過去一年に「子供が欲しいので」離職または転職し、かつ調査時点での既存の最終児の年齢が0才ではない者についてのみ、来たるべき出生が現在の就業状態に影響したという逆の因果関係を反映すると考えられるが、その数はコーホートAとコーホートBの合計で下記の分析に含まれる964標本のうち出生意向調査年でわずかに6標本であった。出生意向調査時に関する限り、それ以前の一年の *anticipatory socialization* による逆因果関係の混入は無視できるほど小さいと言える。また実際にこの6標本を他と区別するダミー変数を以下のハザード率のモデルに含めて制御しても結果は全く変わらなかった。この結果から以下の分析では次の戦略を用いた。就業、収入、勤め先の企業規模、職業などの変数はみな出生意向観察時（コーホートAは1994年コーホートBは1997年）で特徴づけ、イベントの観察期間中（コーホートAは1995-99、コーホートBは1998-99）で時間的に不変の変数として取り扱った。この取り扱いは一方で時間とともに変化する状態の情報を用いないという点で情報ロスがあるが、他方で各年での *anticipatory socialization* と逆因果関係のチェックをして制御するという煩雑な問題を回避できるという大きな長所があり、かつ出生意向の影響と他の変数の影響の相対的大きさを公平に比べるのに適している。

因果推論のもう一つの観点として状態への選択バイアスの問題がある。簡単な例では、たとえば就業状態の影響は、就業状態自体の影響でなく、その状態を選ぶ人の違いからくる可能性がある。この問題は例えばハザード率のモデルで固定効果法

(Yamaguchi 1986) などを用いて扱うのは不可能ではないが、計測上時間ともに変わらない出生意向や、勤め先が変化しないと通常変わらない育児休業制度の有無や勤め先の企業規模の影響に主たる関心のある以下の分析では適さない。その代わりに次の2点を考慮した。まず多くの女性が出産や育児の時点ではなく結婚時に職を離れることを考慮し、前職の離職理由が「結婚のため」か否かのダミー変数を作りこれを制御してみた。しかし結果は変わらないので、この変数は最終分析から除外した。第2に、より一般の「観察されない」出生確率の異質性は、実際には観察された出生意向の違いによってかなり捉えることができると考えられるので、出生意向を制御して他の説明変数の影響を見れば、選択バイアスをかなり取り除いた効果が判明すると考えた。ただし、出生意向の制御は、選択バイアスを減少させるだけでなく、出生意向を通じての間接的な出生ハザード率への影響も制御するので、この点解釈上の注意が必要となる。

## 2. 分析結果

表7は4モデルの結果を提示している。モデル1は主要な変数として本人(妻)の就業状態と勤め先の育児休業制度の有無を用いている。その他に制御変数として、本人(妻)の教育とリスク開始時年齢、および第1子および第2子以上別の出生のリスクの継続時間依存を制御している。ここでリスク開始年齢とは第1子出生については結婚年齢、第2子と第3子出生については、各々第1子出生年齢、第2子出生年齢である。なお、すべての変数について、既存の子供数との交互作用効果をテストし有意であるものはモデルに含めている。

出生意向の場合と同様、育児休業制度の有無の影響は有業者にのみ適応されるので、モデル1の結果は

1. 育児休業制度が無い場合は有業者は無職者より出生ハザード率が有意に低い（「常勤」対「無職」が係数-0.456で5%有意で負となり、「パート・臨時」対「無職」が係数-0.413で5%有意で負となる）。
2. 育児休業制度がある場合は有業者と無職者の出生ハザード率は有意に異ならない（「常勤」対「パート・臨時」が係数0.237[=-.456+0.693]で有意でなく、また「パート・臨時」対「無職」が係数0.270[=-0.413+0.693]で有意でない）。
3. 有業女性の間で育児休業制度があれば無い場合に比べ出生ハザード率が有意に高くなる（「有る」対「無い」は係数0.693で0.1%有意である）。

モデル2はモデル1に本人の勤め先の企業規模の効果を加えたものである。この結果上記の平均的傾向は、女性が大企業に勤めているか中小企業に勤めているかによって変化し、モデル2の結果は、上記のモデル1の結果を以下のように修正する。

- 1 R. 大企業に勤める女性は、育児休業制度が無ければ、「常勤」も「パート・臨時」の者も「無職」の者よりも有意に出生ハザード率が低くなり、育児休業制度があればどちらも無職者と出生ハザード率は有意に異ならない。
- 2 R. 一方中小企業に勤める女性の場合には、育児休業制度が無ければ、「常勤」も「パート・臨時」の者も「無職」の者より出生ハザード率は有意に低くなるが、育児休業制度があれば、常勤もパート・臨時の者も無職者より出生ハザード率が有意に高くなる。
- 3 R. 育児休業制度の有無自体の影響は大きく0.1%有意であり、他の変数を制御して、育児休業制度がある職場に勤める女性は無い女性に比べ、出生ハザード率が約2.6倍になる。

「常勤」と「パート・臨時」との差が無いので、モデル3と4はモデル1と2の結果を、それぞれより簡明に提示することを意図している。モデル3では本人の就業状態と勤め先の育児休業制度の有無の2変数の変わりに、「有業で育児休業制度あり」「有業で育児休業制度なし」「無職」の3カテゴリーを持つ変数を用いている。モデル3と4の結果は、各々勤め先の企業規模を制御するか否かによって、育児休業制度のある有業女性が無職の女性よりも大きな出生率を持つか有意に異ならないかが変化することを示している。

表8は表7のモデル4に本人と夫の収入の効果を加えたモデル(モデル5)とそれにさらに夫の職業の効果を加えたモデル(モデル6)の結果を提示している。なおこの段階で他に本人の職業、夫の教育、夫の務め先の企業規模、住居が持ち家か賃貸かの別の影響を調べたが、いずれも有意で無く省いている。

先に述べた収入効果と子供の質の価格効果の影響により、収入の出生ハザード率への影響は既存の子供の数に依存することが考えられる。モデル5の結果は、本人(妻)の収入は出生ハザード率に影響しないが、夫の収入は既存の子供数が0か1以上かで10%有意で変化し、夫の収入は第1子の出生ハザード率には10%有意で正に影響し、第2子、第3子の出生ハザード率には有意に影響しないことを示している。10%有意というのは弱い効果であるが、これは両側検定の結果で、理論的には収入は第1子出生には正の影響があるという仮説なので、これを考慮して正の側の片側検定をすれば5%有意となる。従って、ここでも結果は理論的仮説と部分的に一致する。

しかし、モデル6の結果は、夫の職業を制御すると夫の収入の効果は有意でなくなること示している。夫の収入は職業と相関しており、理論は職業効果を考えない収入効果についてであるので、この結果も理論と矛盾するわけではないが多少異なった説明を与える。なお夫の職業と既存の子供の数との交互作用効果は無い。モデル6の結果は夫の職業が販売サービス職であると出生ハザード率が有意に低くなることを示している。この調査では職務について「常勤」か「パート・臨時」の別しか調べておらず、夫の大部分は常勤であるが、販売サービス職は正社員である割合の比較的低い職と考えられる。推測であるが販売サービス職の夫を持つ女性の出生ハザード率の低さは、夫の雇用の将来的不安定さが影響していることからくると考えられる。

表9はさらに3つのモデルの結果を示している。モデル7はモデル6から有意でなくなった収入関係の変数を省いたものである。モデル8はモデル7に本人(妻)が「悩みや楽しいこと」について夫との会話を「よくする」か否かのダミー変数を加えたものである。表5の出生意向の分析では「よくする」「時々する」「あまりしない・ほとんどしない」の区別を用いたが、表8ではこの区別の変わりに「よくする」か否かの2区分を用いているのは、予備分析で出生意向に対しては、3区分の線形効果で測るのが効率的であったのに対し、出生率については、「時々する」と「あまりしない・ほとんどしない」の効果の差が全く無く、2区分のほうが影響をより効率的に捕らえると判明したからである。なお、モデル7の選択にあたり、保育所が身近にあるか否かと夫の家事の分担率と育児の分担率の影響も調べたがいずれも有意でなかった。最後のモデル(モデル9)はモデル8に出生意向の効果を加えたものである。モデル9の結果はどのような変数が出生意向と独立に出生率に影響するかの情報を与える。

モデル8の結果は、妻が夫と「悩みや楽しいこと」を共有していると感じるほど出生率が高まり、またこの影響は(モデル7と8の結果の比較により)他の変数の影響をほとんど変えないので、独立の影響要因であることを示している。

モデル9の結果は出生意向が出生ハザード率に強く影響することを示している。カイ二乗値によるモデルの説明力の貢献度では、第2子と第3子のリスクの継続時間依存の影響につぐ2番目の説明力を持っており、自由度当たりのカイ二乗値では最大の説明力を持っている。ハザード率のリスク継続時間依存は説明変数というよりは構造的な制御変数なので、説明変数の中で出生意向は飛び抜けた説明力を持っていると言える。モデル9の結果は出生意向を制御しても、他の説明変数は、その説明力は弱まるが出生ハザード率への説明力を残しており、例外として妻と夫の「悩みや楽しいこと」の共有度の効果が有意でなくなることがあげられる。夫との共有体験について妻の心理は、出生意向に影響することで間接的にのみ出生行動に影響し、直接的な影響はないと結論できる。

モデル8と9の結果の比較は以下のことを示している。出生意向を加えることによって、説明力が大きく低下したのは妻の「悩みや楽しいこと」の夫との共有度と既存の子供の数である。これは、これらの2変数が出生意向の最も大きな影響要因であったことからくる。一方出生意向の追加は、出生ハザード率に影響する他の変数の影響も各々少しずつ弱めている。このことは出生意向に有意な影響が見られなかった夫の職業を例外として、出生意向と出生行動はほぼ共通する決定要因を持っていることからくる。出生意向に影響する要因（本人の就業状態、育児休業制度の有無、勤め先の企業規模、年齢）は出生意向を通じて間接的に出生ハザード率に影響するだけでなく、出生意向を制御して直接的にも影響している。出生意向と出生行動の説明要因にかなりの共有性が見られたことは出生意向が選好でなく行動予定を反映する社会的態度という推測と一致している。

## VI. 結論と議論：夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割

以上の分析結果は少子化対策について何を意味するのか？ また分析では触れられなかった他の考慮すべき重要点は何か？ これらについて以下議論する。

### (1) 出生意向は最も強い出生行動の決定要因である

この発見は、出生行動の分析で何が既婚女性の出生意向を決定するのかについての分析の重要性を示すと共に、少子化という従来主に人口学的観点から分析されてきた現象に、妻の、あるいは夫婦の、意志決定という要素一を理論的にも経験的実証でも精緻化することの重要性を示す。また意志決定はあくまで家庭や職場などの社会環境の中で行われるものとして把握されねばならない。

### (2) 夫の役割：妻との会話、家事・育児の役割分担の増加

専業主婦の出生率が必ずしも高くないことは伝統的役割合意が失われていることの一つの結果に思える。実際わが国において専業主婦は一時期のもので、「終身」専業主婦になる女性は年々減り、「消え行く少数派」に成りつつある（山口1998）。一方未だわが国では家事育児の大部分を妻が行っており、しかもその程度は妻の就業状態に依存していない。この非伝統的役割合意の未成熟が既婚女性の母親と有業者の二つの役割の負担を増大させ少子化の一原因であることは間違いがないように思われる。しかし本稿の分析では夫の家事育児の分担率は出生意向にも出



生行動にも影響を与えていないことが分かった。しかし、この結果を不変と見るのは間違いであろう。夫の家事分担率はあまりにも0に偏り分散が少なく、そのせいで妻の夫への役割期待が一様に小さいことが説明力をなくさせていると考えられるからである。

分析結果は夫の家事育児の分担度の代わりに妻の夫との心理的共有度が出生意向に影響することを示した。この変数は出生意向を通じて出生率に間接的に大きな影響を与えている。夫の物理的家事育児参加を望めないとき、会話を通じた妻の夫との心理的共有体験度が大きな役割を持ち出生意向に影響する。しかし、心理的共有体験度のみでは、母親と職業人の二つの役割の負担の軽減には限界があろう。国際的な比較が示しているように日本だけでなく南欧や韓国など急激な少子化を経験している国々が、英米や他の西欧諸国に比べ、家庭での伝統的役割分担が強く残っている国々でもあることも注目に値する。心理物理両面での夫の妻へのサポートが将来的には重要であると言えよう。

### (3) 職場の役割：「家族に優しい」環境の整備と普及

女性の就業の出生率への影響は就業自体でなく職場に「家庭に優しい（ファミリーフレンドリーな）」環境が存在するかが問題となると考えられる。就業そのものでなく、就業がもたらす母親と職業人の二つの役割の両立の難しさが一部の女性に少子化の道を選ばせると考えられるからである。データ分析の結果はこの仮説を強く支持した。大企業に勤める女性を例外として、出生率は他の変数を制御して有業と無職では平均的には変わら無いが、育児休業制度の有無を考慮すると、出生率の一番低いのは育児休業制度の無い職場に勤めている女性、続いて無職の女性、一番高いのは育児休業制度のある職場に勤めている女性となった。また大企業に勤める女性についても、育児休業制度の無い職場に勤めている女性の出生率は無職の女性の出生率より有意に低い、育児休業制度のある職場に勤めている女性の出生率は無職の女性のそれと有意に変わらなかった。育児休業制度の有無は、出生意向を通じて間接的に影響するだけでなく、直接的にも出生率に強く影響を与えることが判明した。これらに事実は育児休業制度や他の家族に優しい職場環境を整えば出生率は高まり、女性の就業はそれにむしろ貢献することを示唆する。また育児休業制度の有無は企業規模や雇用形態（常勤とパート・臨時の別）に強く依存する。企業の常雇者を減らし派遣職員・契約社員・パートの職員を増大させる人件費節約戦略が育児休業制度を用いることのできない有業女性の割合を増やすことのないよう政策的配慮が望まれる。

### (4) 政府の役割：子供の「質コスト」の軽減

子供一人当たりにかかる教育やけいこ事や健康管理など子供の「質」の出費が収入とともに増大するため平均的には出生率をかえって低めることは、少子化が始まる以前に高学歴化と出生率の鈍化の相関が先進諸国で見られたころからの通説であった。ミクロな個人の出生率の分析でも、収入にもなって子供の数に比例して増える子供の質の価格効果が期待され、収入の増加は第1子の出生率を高める一方多産を抑制することが米国で検証されてきた。今回の分析でも夫の収入の増大が第1

子の出生率を高める傾向にあるが、第2子と第3子の出生率に影響せず、また第1子と第2子の出生意向には影響しないが、第3子の出生意向を低めることを示した。一方出生を望むか否かで「条件によっては欲しい」と答えた女性の約4分の3が条件として「生活費に余裕ができたなら」と答えている。しかし上記の結果は豊かになることが出生率の増加に結びつくことを示唆しない。問題は子供の「質の価格」の軽減で、ここに政府の果たす大きな役割があると思われる。子供の質価格の低減は子供の出費 $\pi NQ$ について子供一人当たりの質の単位価格 $\pi$ の減少を意味し、結果として収入が同じならば $NQ$ が増えるので、子供の「数」 $N$ と「質」 $Q$ の間に極端な代替性を仮定しない限り子供の質だけでなく数も増えると期待できる。反対に子供の質の価格が増大すれば子供数は減ると予測できる。国立大学の独立行政法人化が大学の授業料の高騰を生むなら意図せずとも少子化を促進させる政策であったといえよう。教育費軽減政策としては、米国のように教育費や教育のための積立預金の収入税からの控除や、ニードベース（成績に無関係に必要とする者すべてを対象とする）の大学奨学金制度の充実が考えられる。公立大学授業料が無料で育児休業制度を大幅に厚くしたスウェーデンが一旦始まった少子化傾向を逆転させたという歴史的事例もある。ドイツのような社会保障的観点（健保、失業手当など）からの少子化対策も考えられる。ドイツでは扶養者の子供の数に応じて失業手当を増額するのである。わが国でも社会保障政策の観点からの子供の「質コスト」軽減も考えられよう。

政府の少子化対策について例えば児童手当の拡充などの経済的扶助政策と上記の「質コスト」の軽減政策との間には質的な差がある。一般に少子化対策を意図する政策は子供の「質」と「数」への影響の考察を合わせて行うべきである。児童手当は親の移転収入となるが収入増加が直接子供の数の増加にともなう起る特殊な場合なので通常の収入効果の推定とは異なり、その出生率への影響は収入効果は負だという本稿の結果からは直接判断できない。しかし児童手当は使用に制限の無い移転収入となるので、親の効用は移転収入の増加分増えるが、子の効用は増えても非効率的である可能性が高い。これを実際に親が子供にかけた出費（教育費や出産費・幼児医療費）の政府負担の増大や税控除と比較すると後者は「子の質」価格を軽減するので、価格効果の低減を通じて出生率が高まると期待できるとともに直接子供の効用を増す。「子供のいる親の効用を増す政策」を取るか、「子供自身の効用を増し（質を増し）ながら出生も促進しよう（数も増そう）とする政策」を採るかの選択には質的な差があり、経済的効率性の判断は後者の政策の場合単に政策経費の出生率への効果だけでなく、子供の質が高まることが人的資本の育成上どの程度の利益をもたらすかという判断をも要求するし、また経済的効率性の評価を超えた社会の福利厚生上の価値判断にも関連する。

政策についての他の留意点は女性の出生意向は社会的に制約の無い仮想の自由人の価値観や選好の反映では無く、女性が置かれた社会環境の中で示す社会的態度であるという認識である。職場における育児休業制度の有無や夫との心理的体験共有度が出生意向に強く影響することからもそれは明らかである。したがって女性を取り巻く社会環境を女性がより「子供を欲する」方向に変えていこうとする政策は、

その政策が個人に社会的制約を課すのではなく個人の社会的制約を取り除く方向のものである限り、個人の価値感の自由を犯すものではない。一方本稿の分析は女性の出生意向を変えず、子供を欲しながら何らかの障害があつて産まない女性を（例えば不妊治療費用の政府負担などで）サポートするだけでは現在の過度の少子化傾向を緩和するには大きな限界があることを示した。女性の出生意向に影響する政策がむしろ重要であり、それは以下の議論にも関係する。

#### (5) 社会やコミュにティーの役割：育児の喜びの促進と伝播

今回の分析では直接関連する分析を行えなかったが、出生行動は社会行動で、個人個人の価値観だけでなく、他者がどう人の行動を評価し行動するかに依存し、社会行動は時に人々の間で流行のように伝播する。出生行動も伝播行動であり他の社会行動とも連動するとみる研究が米国で増えている。社会変動には離婚率の増加のように少子化を促進させるものや、婚外出産率の増加のように少子化を抑止するが社会的コストも高いものや、中高齢出産率の増加のように少子化に歯止めをかけ、母体への悪影響がなければ、社会的利益の大きいものもある。晩婚化が進む以上社会が出産を望む中高齢女性に支援できる環境を持つことが望まれる。また出生行動は、家庭や妻や夫の職場環境だけにとどまらず、教育や安全など他のコミュニティーの性格にも依存する。出産を、家族も職場もそしてコミュニティーもサポートし、女性が子供を産み育てるといふことはこんなに大変なことなのかという認識だけでなく、その大変さにまさるこんな喜びがあるのか、と認識する社会に向かうことが大切で、今少子化を経験する欧州諸国は手探りながら、この育児の喜びという原点に社会が貢献しようという方向に向かっているように思える。社会が育児の喜びを促進しその喜びの経験を経験者が未経験者に社会伝播すること、それが有効な少子化対策となることは疑いがない。

## 引用文献

Adsera, Alicia. 2004. "Balancing Childbearing and Work under Different Labor Market Arrangement: An Analysis of European Union Countries." Paper presented at the Annual Meetings of the Population Association of America, April 2004.

阿藤誠. 1982. 「わが国最近の出生率低下の分析」『人口問題研究』5:17-24.

Becker, Gary S. 1960. "An Economic Analysis of Fertility", in pp. 209-40 *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, by National Bureau of Economic Research. Princeton, Princeton University Press.

Becker, Gary S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA. Harvard University Press.

Becker, Gary S. and H. Gregg Lewis. 1973. "On the Interaction between Quality and Quantity of Children." *Journal of Political Economy* 81(2):S279-88.

Casterline, John B. 2001. *Diffusion Processes and Fertility Transition*. Washington, DC.:National Academy Press.

Eun, Ki\_Soo. 2003 "Understanding Recent Fertility Decline in Korea." *The Japanese Journal of Population* (Supplement to Volume 1): 574-95.

樋口美雄・阿部正浩 1999. 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング：固定要因と変動要因の分析」『パネルデータからみた現代女性』25-65. 東洋経済新報社.

岩澤美帆. 2002. 「近年の期間TFR変動における結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について」『人口問題研究』58(3):15-44.

Montgomery, Mark and John B. Caterline. 1996. "Social Learning, Social Influence, and New Models of fertility." Pp. 151-177 in *Fertility in the United States: New Theories New Methods*. The Population Council: New York.

西岡八郎. 2003. 「西ヨーロッパ諸国の出生率の動向と、その近接要因・社会経済的要因の変化」『人口問題研究』59(2):20-48.

大井方子. 2004. 「バブル崩壊前後の出産・子育ての世代間差異」117-151 『女性たちの平成不況』日本経済新聞社.

Pla, Anna, C. 2003. "Facts and Factors in Low Fertility in Southern Europe: The Case of Spain" *The Japanese Journal of Population* (Supplement to Volume 1):309-21.

佐藤龍三郎. 2004. 「少子化の意味：人口学的観点から」『学術の動向』7:8-13.

Seiver, Daniel A. 1978. "Which Couples at Given Parities Have Additional Births." *Research in Population Economics* 1:309-19.

津谷典子. 2004. 「少子化の社会経済的要因」『学術の動向』7:14-18.

Yamaguchi, Kazuo. 1986. "Alternative Approaches to Unobserved Heterogeneity in the Analysis of Repeatable Events." In N.B.Tuma (Ed.) *Sociological Methodology*, Vol. 16: 213-249.

Yamaguchi, Kazuo. 1991. *Event History Analysis*. Sage Publications.

Yamaguchi, Kazuo and Linda Ferguson. 1995. "The Stopping and Spacing of Childbirths and Their Birth-History Predictors: Rational-Choice Theory and Event-History Analysis." *American Sociological Review*. 60: 272-98.

山口一男. 1998. 「消え行く少数派：生涯未就業女性の歴史的減少とその決定要因について」『職業キャリアとライフコースの日米比較研究』：19-51. 日本労働研究機構。調査研究報告書112.

Yamaguchi, Kazuo and Motomi Beppu. 2004 "Survival Probabilities Indices of Period Total Fertility Rate." Paper presented at the Annual Meetings of the Population Association of America, April, 2004.

表 5. 出生意向の決定要因—1：累積ロジットモデル

変数	モデル 1	モデル 2	モデル 3
1. 既存の子供数 (対 2子)			
0子	2.804 ***	-2.273	-2.575
1子	2.060 ***	-0.774	-0.822
2. 本人の就業状態 (対 無職)			
常勤	-0.339#	-0.324#	-0.288
パート・臨時	-0.445*	-0.434*	-0.403*
3. 育児休業制度の有無(対 無し、あるいは知らない)			
有り	0.456*	0.438*	0.662**
4. 本人の教育 (対 高卒)			
大卒	-0.129	-0.166	-0.149
短大卒	0.025	0.016	0.023
5. 本人の年齢			
	-0.045#	-0.101***	-0.103
6. 交互作用：「本人の年齢」*「既存の子供の数 (対 2子)」			
0子	-----	0.177**	0.189**
1子	-----	0.096*	0.098*
7. 現状の継続年数			
	-0.126***	-0.136***	-0.136***
8. 本人の従業先の規模 (雇用者 1000 人未満)			
1000 人以上	-----	-----	-0.655*
官公庁	-----	-----	-0.173
9.1 切片 1：「是非、欲しい」対「条件によっては欲しい」もしくは「欲しくない」			
	-1.611**	-3.325***	-3.398***
9.2 切片 2：「是非、欲しい」もしくは「条件によっては欲しい」対「欲しくない」			
	.324	-1.376	-1.445

\*\*\*p<.001; \*\*p<.01; \*p<.05; #p<.10

表 6. 出生意向の決定要因—2：累積ロジットモデル

変数	モデル 4	モデル 5
1. 既存の子供数 (対 2 子) (係数提示略)		
2. 本人の就業状態 (対 無職)		
常勤	-0.166	-0.146
パート・臨時	-0.392*	-0.370#
3. 育児休業制度の有無(対 無し、あるいは知らない)		
有り	0.784**	0.781**
4 から 7. 本人の教育、本人の年齢、交互作用 (本人の年齢 x 既存の子供数)、 現状の継続年数 (係数提示略)		
8. 本人の従業先の規模 (雇用者 1000 人未満)		
1000 人以上	-0.581#	-0.627#
官公庁	-0.094	-0.103
9. 本人の収入(万単位)/100 <sup>注1</sup>		
	-0.126	-0.112
9.1 本人の収入不詳ダミー		
	-0.672#	-0.681#
10. 夫の収入(万単位)/100 <sup>注1</sup>		
	-0.158**	-0.162**
10.1 夫の収入不詳ダミー		
	-0.153	-0.167
11. 交互作用：「夫の収入/100」 x 「既存の子供の数 (対 2 児)」		
0 子	0.221#	0.248*
1 子	0.188*	0.198*
11.1 交互作用：「夫の収入不詳ダミー」 x 「既存の子供の数 (対 2 児)」		
0 子	0.421	0.608
1 子	1.666**	1.546**
12. 「悩みや楽しいこと」の夫との会話の度合い <sup>注2</sup>		
	-----	0.370***
13. 託児所が身近にある度合い <sup>注3</sup>		
	-----	0.034
13.1 託児所が身近にある度合いが「分からない」ダミー		
	-----	-0.040
14 切片 1 & 2 (係数表示略)		

\*\*\*p<.001; \*\*p<.01; \*p<.05; #p<.10

注1 不詳の場合は 0 とし、不詳ダミーで平均レベルを制御する。

注2 「よく話す」= 3 ; 「時々話す」= 2 ; 「あまり・ほとんど話さない」= 1

注3 「よく整っている」= 4、「まあ整っている」= 3 ; 「あまり整っていない」= 2、「全く整っていない」= 1。なお「分からない」は 2 とし、「分からない」場合のダミー変数でレベルを制御。

表 7. 出生ハザード率の決定要因—1：離散時間ロジットモデル

変数	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
1. 既存の子供数 (対 2子)				
0子	2,812***	2.647***	2.612***	2.647***
1子	1.283***	1.288***	1.284***	1.286***
2. 本人の就業状態 (対 無職)				
常勤	-0.456*	-0.404*	-----	-----
パート・臨時	-0.413*	-0.400*	-----	-----
3. 育児休業制度の有無(対 無し、あるいは知らない)				
有り	0.693***	0.943***	-----	-----
4. 本人の就業状態と育児休業制度の有無の結合 (対 無職)				
有業で制度あり	-----	-----	0.243	0.540*
有業で制度なし	-----	-----	-0.343**	-0.402**
5. 本人の従業先の規模 (雇用者 1000 人未満)				
1000 人以上	-----	-0.740*	-----	-0.741*
官公庁	-----	-0.356	-----	-0.357
6. 本人の教育 (対 高卒)				
大卒	0.183	0.216	0.180	0.216
短大卒	-0.165	-0.136	-0.165	-0.136
7. リスク開始時年齢				
	-0.102***	-0.102***	-0.103***	-0.102***
8. リスク時 (時間で可変) と結婚時の年数差：第 1 子出生のみ (対 0 年)				
1 年	-0.675	-0.694	-0.674	-0.694
2 年	-0.760#	-0.774#	-0.757#	-0.774#
3 年	-0.791#	-0.770#	-0.787#	-0.769#
4 年	-0.974*	-0.961*	-0.970*	-0.961*
5 - 6 年	-1.883***	-1.894***	-1.881***	-1.894***
7 - 9 年	-3.016***	-3.016***	-3.019***	-3.016***
10 年以上	-2.341***	-2.289***	-2.338***	-2.289***
9. リスク時と前出生時との年数差：第 2 子、第 3 子出生のみ(対 0 年)				
1 年	1.157***	1.165***	1.159***	1.165***
2 年	0.942**	0.957**	0.945**	0.958**
3 年	0.764*	0.780*	0.786*	0.781*
4 年	0.242	0.254	0.245	0.255
5 - 6 年	-0.286	-0.273	-0.284	-0.273
7 - 9 年	-1.450***	-1.437***	-1.447***	-1.437***
10 年以上	-1.554**	-1.545***	-1.549***	-1.544***

\*\*\*p<.001; \*\*p<.01; \*p<.05; #p<.10



表 8. 出生ハザード率の決定要因— 2 : 離散時間ロジットモデル

変数	モデル 5	モデル 6
1. 既存の子供数 (対 2 子) (係数省略)		
2. 本人の就業状態と育児休業制度の有無の結合 (対 無職)		
有業で制度あり	0.540*	0.552*
有業で制度なし	-0.411*	-0.437**
3. 本人の従業先の規模 (雇用者 1000 人未満)		
1000 人以上	-0.731*	-0.707*
官公庁	-0.347	-0.406
4. 本人の収入 (万単位) /100	0.012	0.013
4.1 本人の収入不詳ダミー	0.051	0.094
5. 夫の収入 (万単位) /100	-0.011	-0.022
5.1 夫の収入不詳ダミー	0.037	-0.046
6. 交互作用: 「夫の収入/100」 x 「既存の子供数 (対 1 子または 2 子)」		
0 子	0.156#	0.138
6.1 交互作用: 「夫の収入不詳ダミー」 x 「既存の子供数 (対 1, 2 子)」		
0 子	0.837	0.722
7. 夫の職業: (対 管理・事務職)		
自営業	-----	-0.164
専門技術職	-----	-0.148
技能職	-----	-0.107
販売サービス職	-----	-0.653**
無職	-----	-0.098
8. 9. 1 0. 本人の教育、リスク開始時年齢、リスク時と結婚時の年数差 (第 1 児 出生のみ)、リスク時と前出生時との年数差 (第 2 子、第 3 子出生のみ) (係数提示略)		

\*\*\*p<.001; \*\*p<.01; \*p<.05; #p<.10

表 9. 出生ハザード率の決定要因— 3 : 離散時間ロジットモデル

変数	モデル7	モデル8	モデル9
1. 既存の子供数 (対 2子)			
0児	2.653***	2.614***	1.868***
1児	1.268***	1.244***	0.655***
2. 本人の就業状態と育児休業制度の有無の結合 (対 無職)			
有業で制度あり	0.571**	0.592**	0.540*
有業で制度なし	-0.421**	-0.414**	-0.313*
3. 本人の従業先の規模 (雇用者 1000人未満)			
1000人以上	-0.722*	-0.733*	-0.631#
官公庁	-0.416	-0.382	-0.343
4. 夫の職業 : (対 管理・事務職)			
自営業	-0.163	-0.146	-0.228
専門技術職	-0.168	-0.155	-0.146
技能職	-0.115	-0.115	-0.121
販売サービス職	-0.676**	-0.680**	-0.609*
無職	-0.012	0.007	0.295
6. 本人の教育 (対 高卒)			
大卒	0.155	0.168	0.153
短大卒	-0.169	-0.179	-0.190
7. リスク開始時年齢	-0.101***	-0.102***	-0.097***
8. 「悩みや楽しいこと」の夫との会話の度合い (対「時々する」以下)			
「よくする」	-----	0.296*	0.191
9. 出生意向 (対「欲しくない」)			
「是非、欲しい」	-----	-----	1.899***
「条件によっては欲しい」	-----	-----	1.193***
10. 11. リスク時 (時間で可変) と結婚児の年数差 (第1子出生のみ)、リスク時と前出生時との年数差 (第2子、第3子出生のみ) (係数提示略)			

\*\*\*p<.001; \*\*p<.01; \*p<.05; #p<.10