

# 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

(シカゴ大学社会学部教授)

## 1. はじめに

わが国の少子化の程度は急激である。現在の出生率レベルがそのまま継続するならば、日本の人口は2100年には現在の人口のほぼ3分の1の4,000万人になると佐藤（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労働力人口比の減少、年金問題の悪化、国内消費の先細り、高齢者介護の困難、若者の社会的上昇機会の減少などさまざまな問題を起こす。一方、人口減少は食糧や資源・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2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さまざまな問題に対してどう対処すべきかについてである。もう一つは、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である。本稿では2番目の意味での少子化対策を問題にする。

少子化は主として非婚化と晩婚化によってもたらされたという理論がある。これは反事実的人口学的モデルの結果（実際に起こった非婚化・晩婚化が起こらなかったならば少子化はこの程度ですんだはずだという分析）によって支持されている（岩澤 2002）。また南欧諸国（西岡 2003）や韓国（Eun 2003）も急激な少子化と晩婚化を共に経験している。しかし後述するように出生行動は出生意欲に大きく依存しており、非婚化による少子化は別として、有配偶女性の出生率は出生意欲の変

化による可変性が大きい。また日本、韓国、南欧諸国は、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支配的で女性にとって就業と家族の役割の両立が難しく、有業の母親のための政策支援も不十分であり、かつ出生に伴って離職する女性の労働力再参入に大きな障壁のある国々でもあり、女性をとりまく社会環境が他の先進諸国とかなり異なっている。従って少子化にはそういった社会環境の違いの影響も大きいと考えられる。

本稿では有配偶女性の出生意欲と出生行動についての社会環境の違いに焦点を当てて分析を行い、その結果に基づいて少子化対策を論じる。分析には財団法人家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」（以下、家計研の調査と呼ぶ）のうち1993～1999年データを用いる。分析の着眼点としては出生意欲や子供を欲しない理由など出生に関する意識や態度とその後の出生行動との関連に着目し、パネルデータ分析の持ち味を生かすことにある。以下では理論的背景の議論の後、次の4つの分析を提示する。(1) 出生意欲と出生行動との関係の分析、(2) 潜在クラス分析による子供を欲しない理由の類型と既存の子供数との関係の分析、(3) 既存の子供数が2子以下の有配偶者の出生意欲の決定要因の分析、(4) 既存の子供数が2子以下の有配偶者についての出生ハザード率の決定要因の分析である。

## 2. 理論的背景

### (1) ベッカーの経済理論と仮説

国が豊かになると出生率が下がる。経済学では

子供を財と考えるので、この傾向は一種のパラドクスであるが理論的には出生に対する収入効果だけでなく、「子供の質」の価格効果があり、後者は子供の数に比例して増大するという考えで説明されている。ベッカーモデル（Becker 1981; Becker and Lewis 1973）では子供を経済的消費財と見るが、通常の財と異なり消費を $\pi NQ$ で表す。ここでNは子供の数であり、Qは子供の「質」であって、夫婦が教育や養育の費用や時間を通じて子供1人当たりの質の向上にかける量を意味する。収入が高いと質Qが増加することが仮定されている。 $\pi$ は子供1人当たり質一単位当たりの価格であるが、その大きさは育児の機会コストにも依存する。こ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子供の「質の価格」効果がある。また質の価格は $pQ = \pi N$ 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。この結果収入の上昇は例えば第1子の出生率には（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）によって実証されており、Yamaguchi and Ferguson（1995）は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欲についても、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。この理論がデータで検証されれば、子供の「質」の向上にかかるコストの軽減が、出生率を高めるために重要であるとの結論を得る。

## (2) 夫婦の役割合意の理論

子供は夫婦にとって集合財であると見ると、妻から見て夫の「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る。理念的には以下の二つの異なった役割合意がある。

①伝統的役割合意：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。

②非伝統的役割合意：夫も妻もともに経済的役割も家事・育児の役割も担うという合意。

非伝統的役割合意の場合夫婦がともに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、夫婦が会話や家庭内の協業や共有体験を通じ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、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原因であると考えられる。伝統的役割合意が崩れる要因には離婚率の増大、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、夫の就業継続の不確定性の増大などがある。一方、非伝統的役割合意は家事・育児分担率の夫婦平等度や夫婦の会話や共有行動の時間の大きさに測られるが、わが国の場合後述のように夫の家事・育児分担率は極めて低く非伝統的役割合意は基本的には成り立たず、また妻のそのような合意への期待も小さいと考えられる。従って分析においては夫の家事・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夫婦の心理的共有体験度の影響を見ることにする。

## (3) 仕事と家族の役割の両立困難性の理論

年齢を制御して観察でき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まなければ就業を継続する傾向と、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、すなわち少子化が女性の就業を促進する傾向、の結果であり、女性の就業が少子化を促進する結果ではない。

しかし有配偶女性の雇用は出生率を低めるといふ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）してこの問題を解決し、また他の一部の女性は母親の役割を軽減して（子供にかける手間を減らすか、子供を少なく産む）この問題を解決すると考えられるからである。また仕事の役割を軽減する選択は機会コストを生む

図表-1 出生意欲別その後5年間の出生者数とセンサー数

出生意欲	継続年数					計	
		1	2	3	4		5
1	出生 0	4	4	2	2	78	90
	1	80	56	19	14	10	179
	計	84	60	21	16	88	269
2	出生 0	4	3	9	9	126	151
	1	35	32	14	12	9	102
	計	39	35	23	21	135	253
3	出生 0	12	12	9	11	210	254
	1	5	2	6	3	4	20
	計	17	14	15	14	214	274

注: 「出生意欲」: 「是非、欲しい」=1; 「条件によっては欲しい」=2; 「欲しくない」=3。  
「継続年数」: 1994年後何年目かを示す。

ので、この機会コストの高い女性ほど母親の役割を軽減し、子供を産まない傾向があると理論的には考えられる。

しかしここで第3の可能性が重要である。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・有配偶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オプション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ない、という仮説が成り立つ。家族に優しい職場環境はまた、有配偶女性の就業継続をもより可能にするため出産育児の機会コストを減少させる（樋口・阿部1999）。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以下の分析ではこの影響を調べることにする。わが国では育児休業制度は1992年制定の育児休業制度法に従って一定の条件を満たす常勤の雇用者には適用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。

### 3. 分析

#### (1) 出生意欲と出生行動の関係

現在の日本では出生は夫婦、特に妻、の意志決定の結果と考えられる。家計研の調査ではコーホートAに1994年に出生意欲を調べているが、図表-1は既存の子供の数

が2子以下の有配偶女性で1994年に25～35歳での出生意欲が「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（「出生」=1）と「センサーされた観察値」の数（「出生」=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準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。

図表-1の結果にカプランメーヤー法を用いて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、

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

となり、約68%の女性が5年間以内に出生経験があることが分かる。また5年間以内の出生確率を同様に「条件によっては欲しい」と「欲しくない」の場合を推定すると各々約42%と約8%となる。このように出生意欲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。後述する回帰分析でも出生意欲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。

#### (2) 子供を「欲しくない」理由についての潜在クラス分析

家計研の調査では子供が欲しくない場合にその理由を複数回答項目として調査している。コーホートAとBについて各々の出生意欲調査時（1994年に25～35歳と1997年に24～27歳）で既婚の子供

図表-2 潜在クラス分析結果

	クラス1	クラス2	クラス3	クラス4	計
総計	.50	.28	.12	.10	1.00
N=0	.00	.00	.31	.69	1.00
N=1	.40	.00	.51	.09	1.00
N=2	.55	.34	.04	.07	1.00
I-1	1.00	.21	.00	.48	.61
I-2	.35	.04	.00	.26	.21
I-3	.17	.14	.00	.38	.16
I-4	.31	.20	.13	.87	.32
I-5	.04	.01	.06	.44	.07
I-6	.64	.38	.31	.10	.48
I-7	.25	.04	.28	.18	.11
I-8	.49	.50	.51	.29	.47
I-9	.09	.05	.47	.05	.12

注: Nは既存の子供の数。  
I-1, …, I-9は項目別応答確率。

数が2子以下の有配偶女性で子供が「欲しくない」と答えた者について子供数を唯一の共変数としてその理由の潜在クラス分析を行った。分析に採用したのは以下の9つの理由項目である: ①教育費・養育費の負担が大きいから、②広い家が必要だから、③仕事を続けたいから、④自分自身の生活を大切にしたいから、⑤夫との2人の生活を大切にしたいから、⑥子供を一人前に育てるのは容易ではないから、⑦夫の育児協力が期待できないから、⑧体力的に大変だから、⑨丈夫な子供が生まれるかどうか不安だから。

潜在クラスモデルは各潜在クラス内でこの9つの理由の応答確率が独立であり理由項目間の相関が異質な応答確率を持つグループ(すなわち潜在クラス)が存在することによる見せかけの関連だと仮定して、そのような潜在クラスの数と各潜在クラス内の項目別の応答確率を推定する。この分析の結果、以下の4つの潜在クラスがあり、またこれらの潜在クラスは子供の数と強く関連することが分かった。図表-2は全標本と既存の子供数別の潜在クラスの割合と、各項目について各潜在クラスの応答確率を提示している。なお子供が「欲しくない」という女性の割合は、既存の子供数とともに大きく増加し、この分析で用いられた328標本のうち、0子の有配偶女性はわずかに4%、1子の母親は14%、2子の母親が大多数の82%であった。図表-2の結果は各潜在クラスに対し以下

の特徴を示している。

①予算制約型: 「I-1: 教育費・養育費の負担が大きい」「I-6: 子供を一人前に育てるのは容易ではない」「I-2: 広い家が必要」の応答確率が高い潜在クラスである。最大(50%)のクラスで大多数(89%)が2子の母親で占められている。

②2子理想型: 「I-8: 体力的に大変」が他の潜在クラスにも見られる高めの50%の応答確率を持つ以外は、どの理由も応答確率が低い潜在クラスである。標本全体の28%の大きさで、2子の母親で100%占められている。さしたる理由がないことから2子が理想であるタイプと考えられる。

③否定的育児経験型: 「I-9: 丈夫な子供が生まれるかどうか不安だ」「I-8: 体力的に大変」「I-7: 夫の育児協力が期待できない」の応答確率が高い潜在クラスである。標本全体の12%を占め、このクラスの60%は1子の母親で、標本全体での1子の母親の割合が14%であることを考えると1子の母親に出現確率(51%)の大きいタイプである。なおこのクラスの11%が0子の有配偶女性であるが0子の有配偶女性の標本中の割合は4%なので、0子の有配偶女性にも出現確率(31%)の比較的高い潜在クラスである。

④他の生き方重視型: 「I-4: 自分自身の生活を大切にしたい」「I-5: 夫との2人の生活を大切にしたい」「I-3: 仕事を続けたい」の応答確率が高い潜在クラスである。最小(10%)のクラスであるが、0子の有配偶女性の占める割合が27%と標本割合(4%)に比べ0子の有配偶女性に特に出現確率(69%)の大きいクラスとなっている。

以上の結果は、もし少子化対策が出生意欲、特に「欲しくない」という意向を「欲しい」という意向に変えるような政策を考える場合以下の意味を持つ。潜在クラス②と④は、個人の価値観を反映していると考えられるので、出生意欲を変えようと試みる対策には不向きなタイプと考えられる。0子の有配偶女性で子供を欲しくない場合はこのタイプが69%、2子の母親で子供を欲しくない場合はこのタイプが41%を占めているが、1子の母親で子供を欲しくない場合はわずか9%しかいない。1子の母親が子供を「欲しくない」のは価値

図表-3 出生意欲の決定要因——1：累積ロジットモデル

変数		モデル1	モデル2
1. 既存の子供数 (対 2子)	0子	-2.273	-2.575
	1子	-0.774	-0.822
2. 就業状態 (対 無職)	常勤	-0.324 #	-0.288
	パート・臨時	-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	0.438 *	0.662 **
4. 教育 (対 高卒以下)	大卒	-0.166	-0.149
	短大卒	0.016	0.023
5. 年齢		-0.101 ***	-0.103
6. 交互作用 「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		-0.136 *	-0.136 ***
8. 勤め先の従業者規模 (対 雇用者1,000人未満)	1,000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」		-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」		-1.376	-1.445

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

注: 「年齢」×「既存の子供数」の交互作用効果をモデル1から除くと「既存の子供数」の主効果の係数は「0子対2子」が2.804、「1子対2子」が2.060で共に正で0.1%有意であり、出生意欲に対して最大の説明力を持っている。当然のことながら既存の子供数が増えれば出生意欲は大きく減少する。

観のせいではない。

他の2つの潜在クラスは、子供を「欲しくない」という意向が、個人の価値観の反映というよりは女性を取り巻く社会状況の産物と考えられるケースである。まず潜在クラス①は子供を「欲しくない」といっても実際には教育費・養育費など子供にかかる費用の「予算制約」が軽減されれば、その意向が変わると考えられるタイプである。2子の有配偶女性で子供が欲しくない場合のこのタイプが55%、1子の有配偶女性で子供が欲しくない場合は40%を占めているが、0子の有配偶女性で子供が欲しくない場合には皆無である。子供の数が増すごとに「予算制約」が出生意欲の障害となることが分かる。

潜在クラス③は直接の経験や人の経験を学んだ結果、育児について否定的であるために子供は「欲しくない」となっている場合で、夫の育児協力などを得て育児経験がポジティブになる社会環境が生まれれば意向が変わる場合である。1子の母親で子供が欲しくない場合はこのタイプが51%と過半数を占め、0子で子供を欲しくない場合で

も31%と比較的大きい。一方2子の母親で子供が欲しくない場合はこのタイプは4%と極めて低い。自らのネガティブな育児経験が1子から2子への移行の主たる障害であり、また育児の否定的イメージは直接出産経験のない女性の出生意欲の減退も促進していることがわかる。

### (3) 出生意欲の回帰分析

図表-3は1994年(コーホートA)か1997年(コーホートB)に2子以下の出生数を持つ1,028人の24~35歳の既婚女性について、今後子供がもつ

と欲しいか否かについての出生意欲(標本中「是非、欲しい」が36%、「条件によっては欲しい」が32%、「欲しくない」が32%)を順序のついたカテゴリーを持つ従属変数として用いた累積ロジット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)(標本中各々19%、34%、47%)、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。なお出生意欲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含めている。図表-3で正の回帰係数はもう1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。

図表-3は本人の就業状態(標本中「常勤」は28%、「パート・臨時」は17%、「無職」は55%)と勤め先の従業者規模(従業者数1,000人以上の

図表-4 出生意欲の決定要因——2: 累積ロジットモデル

変数	モデル3	モデル4
1-8. 既存の子供数、就業状態、育児休業制度の有無、教育、年齢、交互作用 (年齢×既存の子供数)、現状の継続年数、勤め先の従業者規模 (係数提示略)		
9. 本人の収入(万単位)/100 <sup>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>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」×「既存の子供の数(対2子)」		
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」×「既存の子供の数(対2子)」		
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>2)</sup>	—	0.370 ***
13. 託児所が身近にある度合い <sup>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 (係数提示略)		

\*\*\*p&lt;.001; \*\*p&lt;.01; \*p&lt;.05; #p&lt;.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。

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

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。

「大企業」が5%、「官公庁」が5%、「中小企業」が35%、「非該当」が55%) が出生意欲に与える影響について分析している。なお育児休業制度の有無(標本中「有り」が14%、「無し・不明」が31%、「非該当」が55%)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、育児休業制度が有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就業状態間の差を見ることになる。勤め先の従業者規模の「非該当」の扱いも同様である。モデル1は基本制御変数に本人の就業状態と育児休業制度の有無の2変数を加えたモデルである。モデル2はモデル1に本人の勤め先の従業者規模を加えたモデルである。なおモデル2の前に夫の教育、本人の職業(自営業・家族従業、専門技術、管理・事務、販売・サービス、作業の5区分)と勤め先の従業者

規模、夫の職業と夫の勤め先の従業者規模、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従業者規模だけであった。モデル2の結果を以下に示す。

①中小企業に勤める女性は育児休業制度が有れば常勤者は無職者より出生意欲がむしろ有意に高くなり、パート・臨時の場合は無職者と有意に異ならない。しかし育児休業制度が無ければ、常勤の場合は無職者と出生意欲が

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。

②大企業に勤める女性は育児休業制度が有れば無職者と出生意欲は有意に異ならないが、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欲が低くなる。

③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、今後子供が「より欲しい」確率のオッズ比は育児休業制度が有る職場に勤める女性は無い職場の女性に比べて約1.9倍も大きい。

④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欲が有意に低い。

育児休業制度の有無の認識は勤め先の従業者規模(官公庁・大企業は「有り」が標本中68%、中小企業は18%)や雇用形態(常勤は「有り」が標本中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(最近の育児休業法改正の効果が望まれる)。

収入の影響については、図表-4のモデル3の結果に見られるように夫の収入の主効果に加えて、夫の収入と既存の子供の数の交互作用効果が1%

図表-5 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
1. 既存の子供数 (対 2子)	0子	2.812 ***	2.647 ***
	1子	1.283 ***	1.288 ***
2. 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 ***
	1,000人以上 (対 雇用者1,000人未満)	—	-0.740 *
4. 勤め先の従業者規模 (対 雇用者1,000人未満)	官公庁	—	-0.356
	大卒	0.183	0.216
5. 教育 (対 高卒以下)	短大卒	-0.165	-0.136
	6. リスク開始時年齢	-0.102 ***	-0.102 ***
7. リスク時(時間で可変)と結婚時の年数差: 第1子出生のみ (7つのダミー変数 <sup>1)</sup> の係数提示略)			
8. リスク時と前出生時との年数差: 第2子、第3子出生のみ (7つのダミー変数 <sup>1)</sup> の係数提示略)			

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

注: 1) 1年目、2年目、3年目、4年目、5~6年目、7~9年目、10年以上(対 0年)

有意で、既存の子供数が2の時は夫の収入が大きければ出生意欲が減少し、既存の子供数が0か1の時には夫の収入は出生意欲に有意に影響しないことを示している。この結果は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。

またモデル4の結果は、会話を通じた妻の夫との「悩みや楽しいこと」の共有度は出生意欲に強く影響することを示している。「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」という問いに対し「よく話す」「時々話す」「あまり話さない・ほとんど話さない」の区別の影響は制御変数である「既存の子供の数」と「現状の継続年数」につく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欲に対し3番目の説明力を持つ変数であった。妻の夫との心理的共有体験度は出生意欲を高める。一方「ご主人は、あなたに心の悩みや楽しい体験などをよく話しますか」の回答は出生意欲に有意に影響しなかった。夫が自分の「悩みや楽しいことを」妻と会話で共有しようとするのではなく、妻が自分の「悩みや楽しいことを」話すことを夫が受け止めていると妻が認識しているか否かが問題なのである。

夫の家事分担度と育児分担度は有意な影響がなかった。データは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)のどれも全くしない(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、無職の別)により変わらなかった。育

児については0%分担度の夫が18%で、家事よりは夫の分担が増えるが半数以上が分担度10%以下であった。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樣に低くなり、また分布も値0に偏り過ぎ、出生意欲への説明力を持たないという結果になると思われる。結果として夫の家事・育児参加を望めない時、会話を通じた妻の心理的な夫との共有体験度が出生意欲の決定に大きな役割を持つことが分かる。またモデル4の結果は「託児所が身近にあるか否か」は出生意欲に有意に影響しないことを示した。

#### (4) 出生ハザード率の決定要因

以下では第1子、第2子、第3子の出生ハザード率の決定要因について、直接的な影響と出生意欲を通じての間接的影響をともに明らかにする。出生ハザード率というのは出生率を個人レベルで想定したものである。出生ハザード率のモデルでは出生意欲を調べた時点(コーホートAでは1994年、コーホートBでは1997年)の次年から1999年までの条件付き出生ハザード率の分析を行う。パネル調査からの標本脱落はセンサーされた観察値として取り扱っている。ここで条件とはコーホートAとBの各々について、出生意欲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

図表-6 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3	モデル4
1-4. 既存の子供数、本人の就業状態、育児休業制度の有無、勤め先の従業者規模 (係数提示略)		
5. 本人の収入 (万単位) /100	0.012	0.013
5.1 本人の収入不詳ダミー	0.051	0.094
6. 夫の収入 (万単位) /100	-0.011	-0.022
6.1 夫の収入不詳ダミー	0.037	-0.046
7. 交互作用: 「夫の収入/100」×「既存の子供数 (対1子または2子)」		
0子	0.156 #	0.138
7.1 交互作用: 「夫の収入不詳ダミー」×「既存の子供数 (対1,2子)」		
0子	0.837	0.722
8. 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
9.10.11. 教育、リスク開始時年齢、リスク時と結婚時の年数差 (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

図表-7 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5	モデル6	モデル7
1. 既存の子供数 (対 2子)	0子 2.653 *** 1子 1.268 ***	2.614 *** 1.244 ***	1.868 *** 0.655 ***
2. 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. 勤め先の従業者規模 (対 雇用人1,000人未満)			
1,000人以上	-0.722 *	-0.733 *	-0.631 #
官公庁	-0.416	-0.382	-0.343
4-6. 夫の職業: (対 管理・事務職)、本人の教育、リスク開始時年齢 (係数提示略)*			
7. 「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
8. 出生意欲 (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) と結婚時の年数差 (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

条件である。このような条件付きハザード率の分析は、出生意欲を制御した場合としない場合の結果を比較できるという長所がある。また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。ただし各標本については出生意欲について尋ねた次の出生のみをイベントとし、その後の出生は分析に含めていない。第1子から第3子までの分析を併せて行うとい

う選択の主な理由は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。ただ第1子の出生のリスクは (婚内出生を対象とするため) 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。このことは予備分析で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併せて確認した。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ている。一般に出生ハザード率の決定要因が

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含めている。

以下の分析で就業状態、育児休業制度の有無、勤め先の従業者規模など説明変数はみな出生意欲の測定年 (コーホートA、Bで各々1994年と1997年) で特徴づけている。これらを時間に依存して変化する変数として扱わなかったのは、タイムラ

グの取り方に依存する逆因果関係効果の排除と、出生意欲の影響との相対的大きさの比較で利点があるためである（関連する詳細な議論については山口（2004）を参照）。

図表-5は就業状態と育児休業制度の有無の影響に焦点を当てて分析している。また出生意向への影響と同様、結果は勤め先の従業員規模にも依存するのでモデル2はこの効果を含めている。モデル2の結果は就業と勤め先の従業員規模が出生ハザード率に与える影響について以下に示す。

①中小企業に勤める女性は育児休業制度が有れば、「常勤」も「パート・臨時」の者も「無職」の者より出生ハザード率が有意に高くなるが、育児休業制度が無ければどちらも無職者より出生ハザード率は有意に低くなる。

②大企業に勤める女性は育児休業制度が有れば「常勤」も「パート・臨時」の者も「無職」の者と出生ハザード率は有意に異ならないが、育児休業制度が無ければどちらも無職者より出生ハザード率は有意に低くなる。

③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、育児休業制度が有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。

④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ハザード率が有意に低い。

図表-6は夫の収入と職業の出生ハザード率への影響を分析している。収入の出生ハザード率への影響は収入効果と子供の質の価格効果の存在により、既存の子供の数に依存して変化すると考えられる。モデル3の結果は、本人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。

またモデル4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を示している。なおこのモデルの前に夫の教育、本人の職業、夫の勤め先の従業員規模、住居が持ち家か賃貸かの別の影響を調べたが、いずれも有意な効果を持たなかった。夫の収入は職業と相関しており理論は職業の影響を考えない収入の影響についてであるので、モデル4の結果は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。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考えられる。

図表-7のモデル5は「常勤」と「パート・臨時」について各々を「無職」に比べた効果に差がないので、就業状態と育児休業制度の有無の効果を結合して簡明に示している。モデル6はモデル5に妻の夫との共有体験度の変数を加えたもので、妻が夫と「悩みや楽しいこと」の会話を「よくする」と出生率が高まり、またこの影響は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7はさらに出生意欲を説明変数として加えたもので結果は出生意欲が出生ハザード率に強く影響することを示している。モデルの説明力の貢献度では、出生意欲は第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いる。ハザード率のリスク継続時間依存は基本制御変数なので、説明変数の中で出生意欲は飛び抜けた説明力を持つと言える。またモデル7の結果は出生意欲を制御すると妻と夫の「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を示している。夫との会話を通じた共有体験度は出生意欲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。また出生意欲の追加は、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が、出生意欲に影響する本人の就業状態、育児休業制度の有無、勤め先の従業者規模は、出生意欲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、出生意欲を制御しても出生ハザード率に直接的に影響していることを示している。

#### 4. 少子化対策——結論と議論

##### (1) 少子化対策理念について

少子化対策には①子供を欲しながら実現できない女性の障害を取り除くことと②子供の質のコスト軽減（教育費・養育費の政府負担の増大など）と育児の機会コスト軽減（家庭に優しい職場環境の推進と託児所施設の充実など）による「予算制約緩和」政策を旨とすべきであり女性の価値観・選好（効用関数のパラメーター）を変えようとする政策をとるべきではない、という理念がある。この理念は正しいであろうか。この理念の背景には、個人の選好（効用関数のパラメーター）は不変であり、それを換えようとするのは自由を制限し効用を下げることになるという経済学論理がある。また戦前のような「産めよ殖やせよ」といった規範的出生促進政策に対する否定もある。規範的制約を課して出産・育児についての価値観の変更を図ろうとする政策は女性の自由な意志決定による出産を保証するリプロダクティブ・ライツを侵し、無論否定されるべきである。

しかし経済学者の通念とは異なり出生意欲はもとより一般に個人の価値観・選好は社会的産物であり、与えられた社会環境のもとでの経験と学習を通じたソーシャライゼーションを通じて変化し、結婚・出産・育児もそのソーシャライゼーション過程である。現在の少子化傾向は「予算制約」の問題だけでなく、出産・育児がその否定的体験を通じて、それらの価値を下げるネガティブ・ソーシャライゼーションになっていることにも大きな問題がある。これは子供を「欲しない」理由について1子の母親に見られた「否定的育児経験型」の意識に顕著であり、また目黒・西岡編（2004）も結婚・出産・育児の忌避感が若い女性に蔓延し

つつあることが少子化傾向の主な原因と論じている。従って、この傾向を逆流させ、家庭・職場・政府・コミュニティーのサポートによる出産・育児の喜びや、安全で健康な子供を産み育てられる社会環境を促進し、出産・育児をポジティブ・ソーシャライゼーションに変えていくこと、つまり出産・育児についての経験と学習がそれらの価値を高める結果に導くようにすること、が重要である。具体的には夫が妻とともに育児休業が取りやすい社会環境を作ることによる（佐藤・武石2004）夫婦共同の育児経験の促進や、地方自治体や教育・保育施設による親子参加の楽しく有益なプログラムの促進などが考えられよう。

##### (2) 夫の役割、職場の役割、政府の役割、 社会の役割

以上の分析から少子化対策について以下の結論が得られる。

①有配偶女性では出生意欲が出生行動に大きく影響しており、従って子供が欲しいという意欲の実現がまず重要である。

②夫の役割が重要である。夫の育児への協力が期待できないとの意識が1子以下で子供を「欲しない」有配偶女性を生み出している。また妻の夫との会話を通じての「悩みや楽しいこと」の共有体験度は出生意欲に大きく影響している。夫の妻との会話や家事・育児の役割分担の増加は、妻の出生意欲を高め間接的に出生率を上げると期待できる。

③職場の役割も極めて重要である。育児休業制度の適用の普及とともに、より一般的に職場が「家族に優しい」環境となることを推進することが、有業・有配偶女性の出生意欲を高め、出生率を直接・間接的に高める。育児休業制度が有ると、無い場合より出生ハザード率が2.6倍にもなるということは、極めて大きな影響を意味する。

④政府の役割では、女性の就業と家族の役割を両立しやすくすることにより出産・育児の機会コストを軽減する施策のほかに、子供の「質コスト」の軽減が特に重要である。子供の「質コスト」の影響は、特に2子の母親が子供を欲しない主な理由が教育費・養育費負担などの育児の予算

制約であることに加え、出生意欲と出生行動への収入の影響の結果とも整合している。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もの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。また健保外の出産費用や幼児医療費への部分的政府負担も考えられよう。

⑤社会の役割も重要である。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、本稿では関連分析はなかったが出生行動も時に人々のあいだで流行のように伝播する（Casterline 2001）。出産・育児を、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う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ある。出産・育児の「予算制約緩和」を目的とする少子化対策に加えて、出産・育児について直接、および他者の経験を通じた間接、の肯定的経験と学習を通じたポジティブ・ソーシャライゼーションの促進が極めて重要である。特に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。

〔謝辞と要望〕

本研究は経済産業研究所の客員フェローシップの援助を受けて行われた。家計経済研究所の永井暁子氏と村上あかね氏には主としてデータ利用についてご助言・ご助力いただいた。樋口美雄氏、津谷典子氏、加藤久和氏には初期原稿に対し貴重なご意見をいただいた。記して感謝したい。

本稿は同名の経済産業研究所ディスカッションペーパーを下地にし、その主要分析を取り出し、新たに分析を一部追加し、また議論を改善したものである。経済産業研究所のディスカッションペーパーは暫定的なもので随時改稿もされ正式の公表ではないワーキングペーパーである。本稿と重複する部分については本稿を正式出版物とし引用することを要望する。

文献

- 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.
- 佐藤博樹・武石恵美子, 2004, 『男性の育児休業』中央公論新社.
- 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.
- 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.
- 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」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性』東洋経済新報社, 25-65.
- 目黒依子・西岡八郎編, 2004, 『少子化のジェンダー分析』勁草書房.
- 山口一男, 2004, 「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」『経済産業研究所ディスカッションペーパー』.
- Becker, Gary S., 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge: 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): S279-288.
- Casterline, John B., 2001, *Diffusion Processes and Fertility Transition*, Washington, D.C.: National Academy Press.
- Eun, Ki Soo, 2003, "Understanding Recent Fertility Decline in Korea," *The Japanese Journal of Population*, Supplement to Volume 1: 574-595.
- Seiver, Daniel A., 1978, "Which Couples at Given Parities Have Additional Births?" *Research in Population Economics*, 1: 309-319.
- 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: 272-298.

やまぐち・かずお シカゴ大学社会学部教授。主な著書に *Event History Analysis* (Sage, 1991)。社会統計学専攻。