

図5 賃金に対する出生率のインパルス応答

図5-1 20-24歳

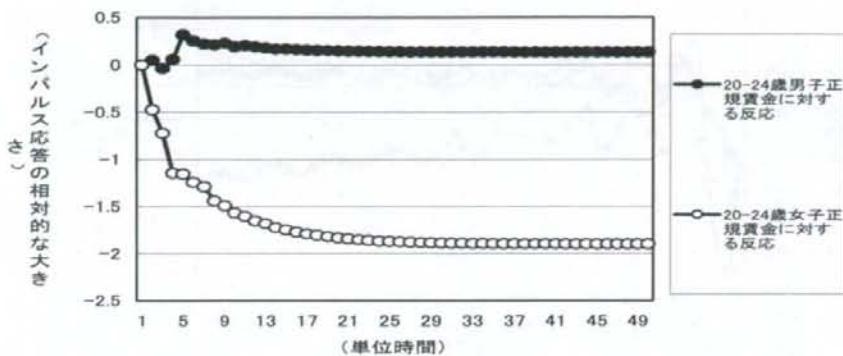


図5-2 25-29歳

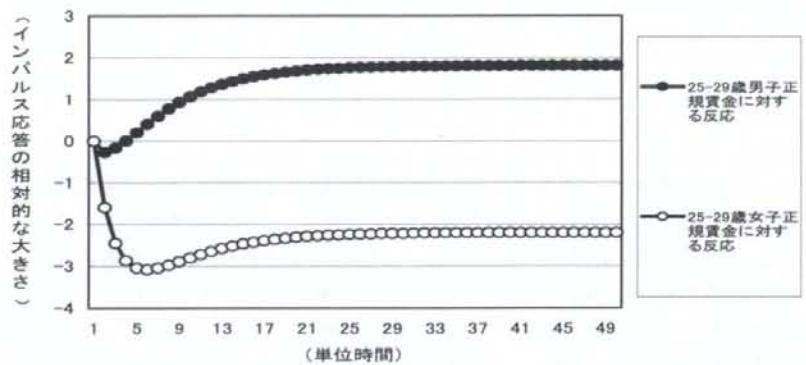


図5-3 30-34歳

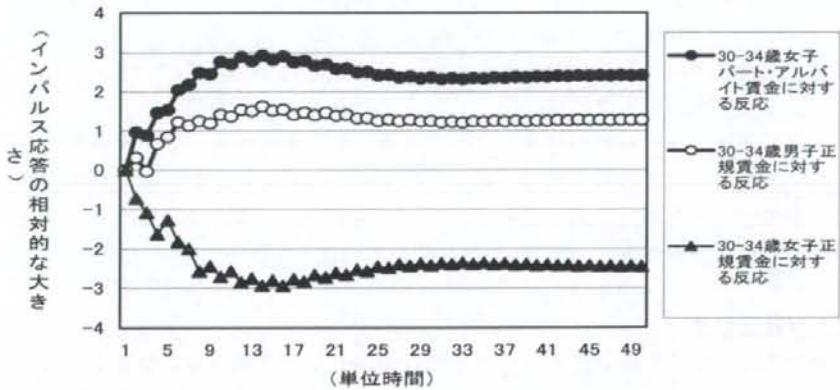
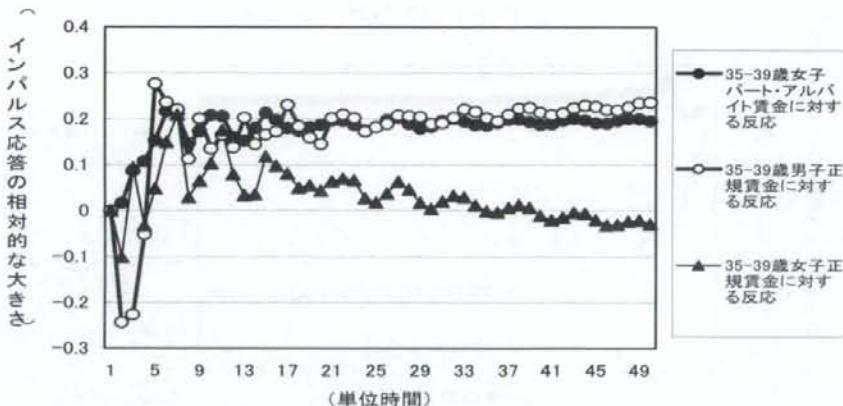


図 5-4 35-39 歳



注：35-39 歳の男子正規賃金だけは、モデルの適合度から所定内給与に賞与を加えたもののを使用。なお、パート・アルバイト賃金とは、賃金構造基本統計調査におけるパートタイム労働者の、所定内給与に賞与を加えたものを、消費者物価指数（2005 年を 100）で除した実質賃金である。

なるほどパート・アルバイト就業率も高くなっている。高年齢でないにも関わらず 20-24 歳で値が大きいのは、在学中のものを含んでいることによる。在学中のものを除いたデータもあるが、その場合 10 歳階級（15-24 歳）になってしまうので、5 歳階級別の出生率との整合性から、本研究では用いなかった。なおその場合、値は大きくなっていない。以上のように若年齢ではパート・アルバイト就業率が低いので、そのためにパート・アルバイトに関する変数がモデル内であまり適合的でないと考えることができよう。なお、35-39 歳の男子正規賃金だけは所定内給与に賞与およびその他特別給与額を加えたものを用いているが（それ以外はきまって支給する現金給与に賞与およびその他特別給与額を加えたもの）、これはモデルの適合度を考慮した結果である。

図 5 は、5 歳階級別に示した女子正規賃金、男子正規賃金、女子パート・アルバイト賃金に対する 5 歳階級別出生率の反応を示したものである。これを見ると、すべての年齢階級で機会費用効果、所得効果が発生していることが明らかとなる。また、年齢階級ごとに機会費用効果の強さを見ると、30-34 歳の負の値が一番大きく、この年齢階級の機会費用効果が一番大きいことが分かる。このことは 30-34 歳で、仕事を続けるために出産・子育てを断念する女性が最も多く、そのため機会費用の程度が強まっていることを示している。

総括および政策提言

以上の結果は、女子正規賃金の上昇は出生率を押し下げる機会費用効果を及ぼし、男子正規賃金や女子パート・アルバイト賃金の上昇は出生率を押し上げる所得効果を及ぼすことを明らかにした。この結果はまず、経済成長には出生率を押し上げる効果と押し下げる効果の二つがあることを示している。またこの結果は、少子化対策の必要性を示唆するも

のでもあり、その理由は下記の通りである。女子正規賃金の上昇が出生率を押し下げる状況は、まさしく出産・子育ての機会費用が発生・上昇していることを意味するので、まさしく機会費用を減じる少子化対策を実施する必要性を示唆するものである。就業と出産・子育ての両立支援策がこの少子化対策に該当するが、これを実施しなければ出生率は持続的に低下することを示唆しているのである。

また、男子正規賃金や女子パート・アルバイト賃金の上昇が出生率を押し上げる状況は、まさしく所得効果が発生していることを示すが、このことは出産・子育ての直接費用軽減策、すなわち経済的支援策が効果的であることを示唆するものである。なぜなら、直接費用軽減策が効果的であることを証明するためには、所得効果の妥当性を示さなければならないからである。すなわち、直接費用軽減策は個人や世帯の生活水準の上昇を通じて出生率に影響を及ぼすものなので、所得効果の妥当性を示すことができれば、それは直接費用軽減策の効果を証明することになるのである。したがって本研究は、就業と出産・子育ての両立支援策と、直接費用軽減策の必要性および妥当性を明らかにしたことになる。

付録 1) VEC モデル

VAR モデルとは

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_n Y_{t-n} + b_1 X_{t-1} + \dots + b_n X_{t-n} + \mu_{Yt} \quad ①$$

$$X_t = b_0 + c_1 X_{t-1} + \dots + c_n X_{t-n} + d_1 Y_{t-1} + \dots + d_n Y_{t-n} + \mu_{Xt} \quad ②$$

を言うが、VEC モデルとは、例えば①式を

$$\Delta Y_t = \rho + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \phi_n \Delta Y_{t-n} + \phi_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \phi_n \Delta X_{t-n} + \gamma \varepsilon_{t-1} + \mu_{Yt} \quad ③$$

もしくは

$$\Delta Y_t = \rho + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \phi_n \Delta Y_{t-n} + \phi_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \phi_n \Delta X_{t-n} + \gamma (Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}) + \mu_{Yt} \quad ④$$

に拡張したものである。 μ は誤差項であり、また③式の ε_{t-1} と④式の $Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}$ は同じものだが、これらは長期関係式、 $Y = \alpha + \beta X + \varepsilon$ における誤差項 ε のことである。本研究の例に即せば、例えば Y が 5 歳階級別出生率、 X が 5 歳階級別女子賃金ということになる。

付録 2) インパルス応答

インパルス応答とは、ある変数の誤差にショックが与えられた場合、それによって他の変数や自分自身に対して及ぼされる影響の動きを示すものである。①式を VMA (多変量移動平均) モデル

$$Y_t = a_{00} + \mu_{Yt} + a_{11}\mu_{Y_{t-1}} + \cdots + a_{nn}\mu_{Y_{t-n}} + \cdots + \mu_{xt} + b_{11}\mu_{X_{t-1}} + \cdots + b_{nn}\mu_{X_{t-n}} + \cdots$$

に変換し、各変数の係数 $a_{11}, \dots, b_{11}, \dots$ の動きを並べたものがインパルス応答であり、これを見ることで影響の動きが分かる。

注

- 1) パート・アルバイト賃金の上昇が出生率を押し上げる効果を所得効果と捉える議論は、まだ一般的になっていないことには注意を要する。
- 2) この経済成長が出生率に及ぼす二つの効果については、増田（2008）においても数量的に示されている。
- 3) 女子パート・アルバイト賃金の推移の図は、30-34歳、35-39歳の指標しか用いないという理由から割愛した。
- 4) 推定式のラグ次数は、基本的にはまず共和分方程式にトレンド項を含む推定式について、赤池情報量基準（AIC）が最小になるものを選び、その後トレンド項を含まない推定式と AIC について比較し、AIC が小さい方を選択するようにしている。ただし選択された推定式が、インパルス応答分析の際に、傾向を読み取るのに困難な場合があるほど振動・発散が大きくなる等という場合には、それらを避けるために他の推定式を選んでいる。ただしその場合も、残された選択肢から AIC が最小のものを選んでいる。
- 5) VEC モデルの推定結果は紙面の都合上割愛する。推定対象期間は 1975 年から 2005 年までであり、推定方程式やラグ次数は共和分検定の場合と同じである。なお、推定された VEC モデルの方程式の誤差項に系列相関があるかどうかを、Portmanteau 検定により調べた結果（検定結果は割愛）、すべての方程式について誤差におおむね系列相関がないという帰無仮説は棄却されていない。

参考文献

- Butz W. P. and M. P. Ward, (1979) "The Emergency of Countercyclical U.S. Fertility," *The American Economic Review*, Vol. 69, No. 3, pp. 318-328.
- 樋口美雄・酒井正（2003）「女性フリーターの増加要因とその後の生活への影響」『家計・仕事・暮らしと女性の現在』消費生活に関するパネル調査（第 10 年度）、55-69 ページ。
- （2005）「フリーターのその後：就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』 第 535 号、29-41 ページ。
- 増田幹人（2008）「出生率の将来シミュレーションと少子化対策効果の分析」『少子化関連施策の効果と出生率の見通しに関する研究』厚生労働科学政策科学推進研究事業報告書、47-67 ページ。

第7章 日本における第3子出生行動と子育て支援策の有効性に関する分析

守泉 理恵

はじめに

世界の主要先進諸国では、第二次世界大戦後のベビーブームを迎えた後、1960年代後半～1970年代初め（南欧諸国では70年代半ば）に次々と合計特殊出生率（TFR）の低下が開始された。そして、1980年代に入る頃には各国とも1.5～2.0未満の値をとるようになつた。しかし1980年代後半以降は、TFRが1.5～2.0未満を維持するか、あるいは反転上昇した国々と、1.5のラインを切ってTFRが低下した国とに分かれていった。前者は北欧諸国やフランス、オランダ、イギリス等の国々であり、後者は日本、ドイツ、イタリア、スペイン等の国々である。

こうした出生率低下の動きの原因には、出産タイミングの遅れ（晩産化）によるタイミング効果と、女性が生涯に生む子ども数（完結出生児数）の減少によるカントム効果の2つがある。ゆるやかな出生率低下の国々では、1960年代後半以降、20歳代の出生率低下によりTFRの低下が起こったものの、その後30歳代での出産取り戻し行動が増えた。そのため、女性の完結出生児数は若い世代でもそれほど低下していない。一方、TFR1.5未満の国々では、20歳代の出生率低下が30歳代で充分取り戻されおらず、出産の先延ばしがそのまま出産の逸失につながる形で、若いコーホートほど完結出生児数が減少する傾向にある（守泉 2007）。

出生率の低下は、タイミング効果、カントム効果の両面から分析する必要があるが、さらに出生順位別の観察も加味すると、出生率低下の局面では第3子以降の高順位児の減少が大きな役割を果たしている。Breton et al. (2005)では、コーホートごとの平均完結出生児数の水準は、第1・2子出生率より第3子以降の出生率と相関が高いと指摘している。日本の戦後の出生率低下も、第3子以降の出生の減少が影響を及ぼしている。

よって、出生率回復の問題を検討するとき、とくに置換え水準出生率（現在、先進諸国では約2.1）のラインを意識して考える場合、第3子の出生行動を分析することは重要であろう。「子ども二人」という規範が普及し、子育て費用が上昇する中で、現在の日本では約8割の夫婦が子どもは2人以下という社会である。こうした状況にあって、3子以上の子どもを持つ夫婦では、何が第3子を生む決定因となっているのか。出生行動の意思決定の際に、第1子・第2子では規範や社会的圧力（結婚したら子どもは持つべきという考え方やひとりっ子忌避、ふたりっ子規範など）の影響が大きいとみられる。また、1子にとどまる夫婦では、不妊など身体条件の問題が大きいケースも多い。理想子ども数は2人以上だが、予定子ども数は1人の夫婦では、理想と予定の差の理由に「ほしいけれどもできないから」を挙げる割合が、予定子ども数2人以上の夫婦より大幅に高くなっている（守泉 2004；本

稿第2節も参照のこと)。一方、第3子以上の子どもを持つかどうかの決定では、第1子・第2子の分析よりも、個々人の社会経済的要因や政策要因の影響が明確に示される可能性がある。本稿ではこれらの関心に基づき、日本における第3子出生の決定要因分析を行う。

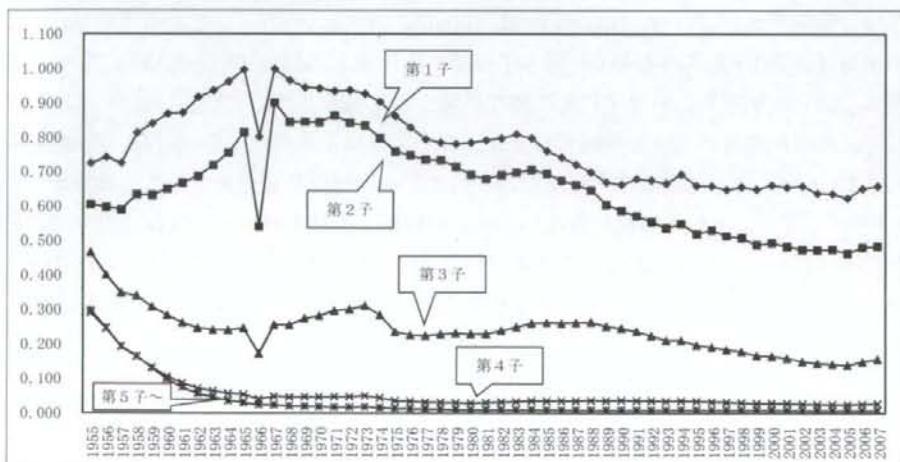
1. 日本における第3子出生の動向

図1は、1955～2007年の出生順位別合計特殊出生率の推移を示している。第1子のTFRは、1955～67年まで増加し、その後低下したが、1980年代末からは横ばいで推移している。第2子のTFRは、第1子と同じく1955～67年まで増加し、その後低下を始めたが、2005年まで低下が続いた。第3子のTFRは、1955～60年代初めにかけて大きく低下した後は安定的に推移していたが、1973～75年の3年間に大きな低下を見せた。そしてその低下した水準でしばらく安定したが、1980年代末から再び低下が始まり、第2子と同じく2005年まで続いた。第4子以降のTFRは、1955～60年代初めに低下した後は、ほとんど動きがなく横ばいで推移している。

そして、2006年には第1子～第3子のTFRにおいて若干の上昇が認められた。その後も同様で、総数のTFRは、2005年の1.26を底として反転上昇を見せており、2006年1.31、2007年と1.34となっている。

出生順位別に合計特殊出生率を考慮してTFRの動きを総括すると、1950年代のTFR低下はおもに第3子以降の出生率低下によるものであった。そして、1974年以降の低下は、1980年代末までは第1子・第2子のTFRの低下によるものであり、1990年代以降は第2子・第3子の低下の影響であった。

図1 出生順位別合計特殊出生率：1955～2006年



資料：国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集』

次に、出生順位別累積出生率を見てみよう。これは、毎年発表される年齢各歳別出生率のデータをブルルし、コホート別に並べ替えてグラフ化したものである。

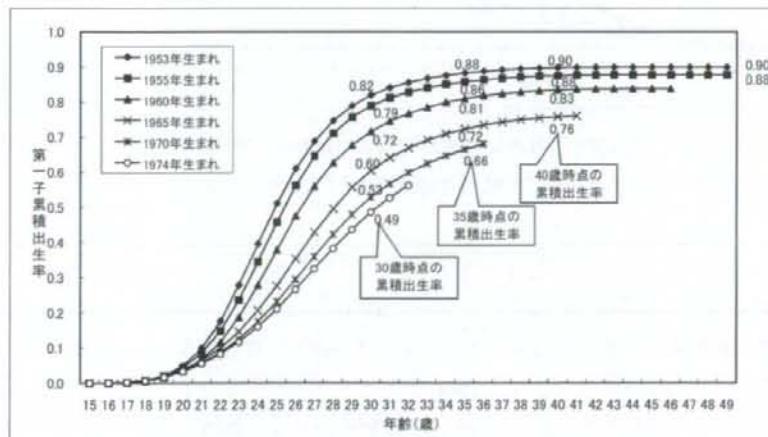
図2(1)は、第1子の累積出生率を示している。1953年、55年生まれではほぼ折れ線が重なっており、大きな行動変化はなかったことが分かる。1960年代生まれでは、20歳代の若い頃に累積のペースが遅く、50年代生まれのラインと差が出たが、その後はキャッチアップがみられ、40歳前後になる頃には上の世代の累積率に比較的近づいた。しかし、1965年生まれでは、20歳代の累積ペースの遅れが上の世代に比べて大きく、その後も30歳代でのキャッチアップがほとんど見られない。1970年生まれでも引き続き累積率が低くなっているが、1974年生まれは、1970年生まれとそれほど大きな差ではなく、累積率の低下も一段落した様子がみられる。

第2子については(図2(2))、1960年生まれから累積に明確な遅れがみられるが、第1子と異なり30歳代以降でのキャッチアップがあまり見られない。そして1960年生まれと1965年生まれの間でギャップが大きく、65年生まれでは累積出生率が大幅に低下した。1970年生まれでもさらに累積率が低下して、35歳時点の第2子累積出生率は、1970年生まれで50%を切った。

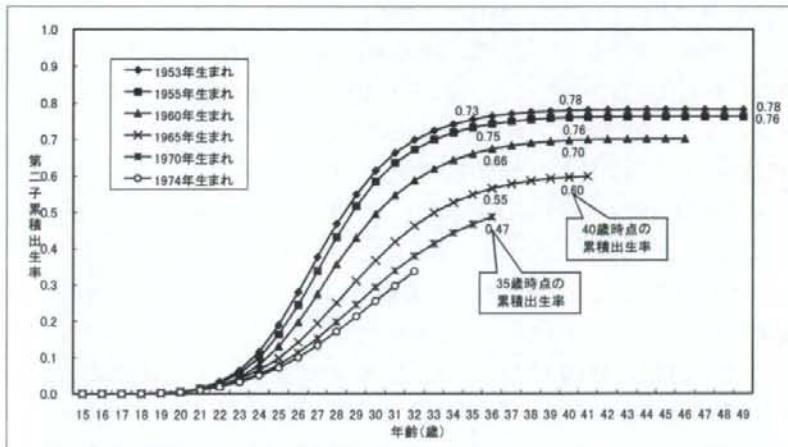
第3子(図2(3))は全体として出生率が低く、1950年代生まれでも3割程度しか生んでいないが、1960年生まれで累積率低下が認められ、1965年生まれで大きく低下した。1965年生まれでは40歳時点0.19であり、2割を切った。1970年生まれでは35歳時点0.15であり、1965年生まれよりもさらに低い値になる可能性がある。

図2 出生順位別累積出生率

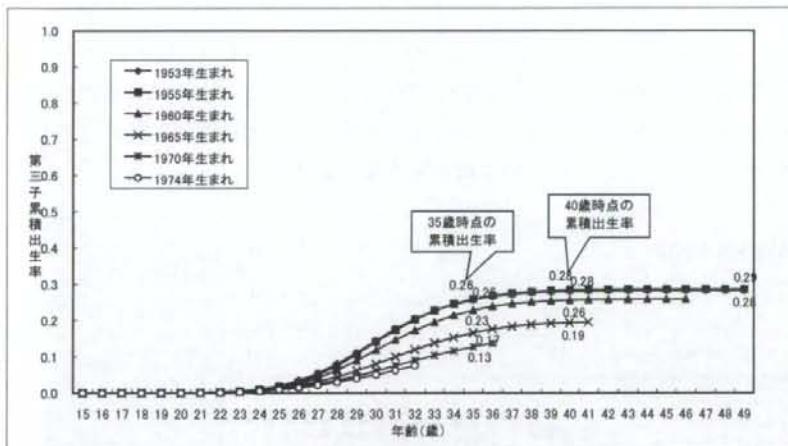
(1) 第1子



(2) 第2子



(3) 第3子



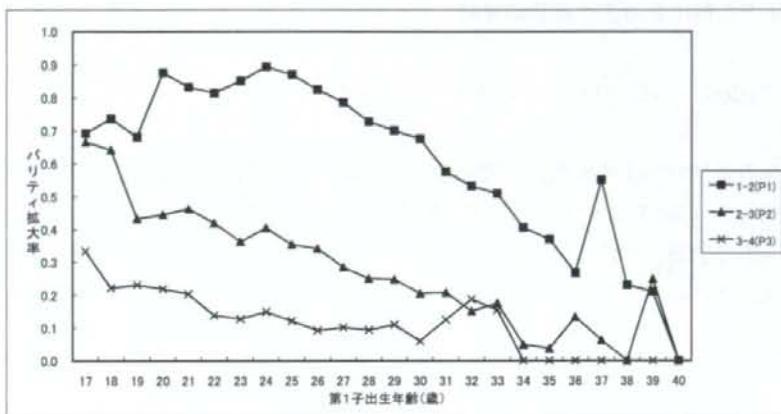
資料：(1)～(3)とも厚生労働省『出生に関する統計（平成 17 年度人口動態統計特殊報告）』、『人口動態統計年報（中巻）』平成 17・18 年；総務省統計局『平成 17 年国勢調査』『人口推計（2006 年）』。

1950 年代以降のコホートは、晩婚化、晚産化が進んだ世代である。累積出生率の累積ペースの遅れと水準の低下もその影響を受けている。金子（2004）によれば、1950 年代出生コホートで晩婚化、晚産化が始まったが、この世代はタイミングの遅れだけであり、生涯未婚率や夫婦の完結子ども数は安定的であった。しかし、1960 年代出生コホートでは、晩婚化だけでなく、生涯未婚率上昇による非婚化が見られ、夫婦の出生行動も変化して完結子ども数の低下が観察されるようになった。

出産のタイミングがその後の出生行動に影響を及ぼすことは、図 3、4 を見てもはっきりと示

されている。これらはそれぞれ、第1子・第2子出生年齢別のパリティ拡大率¹を示している。これによると、両図ともはっきりと右肩下がりの値になっており、出生年齢が遅いほどパリティ拡大率は小さくなる。つまり、高い年齢で出生するほど、その後の順位の子どもの出生が続く確率は低くなっている。

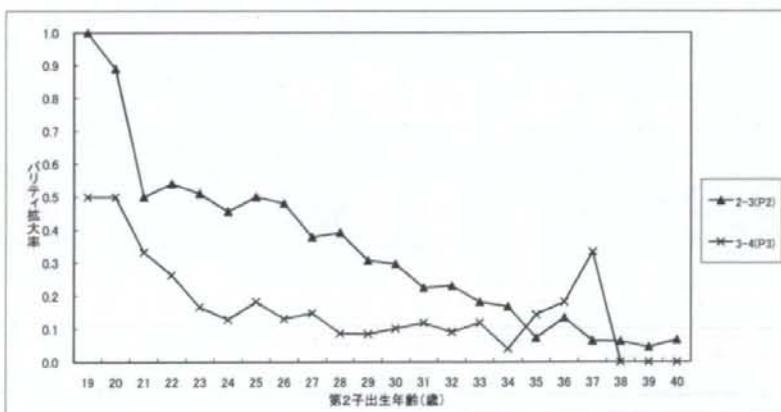
図4 女性の第1子出生年齢別にみたパリティ拡大率



注：夫婦調査、独身者調査のサンプルを合わせて計算した。

資料：『第13回出生動向基本調査』（2005年）のデータを用い筆者集計。

図4 女性の第2子出生年齢別にみたパリティ拡大率



注・資料：図4と同じ。

¹ パリティ拡大率とは、「ある年齢までにn子を産んだ女性のうち、もう1子以上産んでいる割合」（山口他 1989）である。この指標は、出生順位別女性数のデータがないため人口動態統計から集計ができない。よって、『第13回出生動向基本調査（2005年）』（国立社会保障・人口問題研究所）の個票データを使用して算出した。

出生タイミングの遅れの影響は、高順位の子どもほど大きくなる。妊娠・出産には生物学的な制限があり、生み始める年齢や第2子以降の出生年齢が高くなるほど、高順位の子どもを生むことが可能な期間が短くなるからである(d'Addio and d'Ercole 2005; Frejka and Sardon 2006)。よって、出生開始年齢や、第1～2子の出生間隔といった人口学的要因は、第3子出生の分析に重要な変数であるといえる。

2. 理想・予定子ども数に見る出生意欲の推移

表1は、1982～2005年の約20年間における、理想・予定子ども数の組合せの推移を示している。

理想子ども数3人の部分に注目すると、理想子ども数3人という回答が総数に占める割合は、第8回(1982年)調査の44.6%から第13回(2005年)調査の41.0%と微減傾向にある。また、理想と予定が一致しない割合は理想子ども数3人以上のカテゴリで高くなる。理想子ども数3人と回答する人のうち、予定子ども数も3人とする妻とほぼ同数の妻は予定を2人としている。3人目の壁が高いことを推測させるデータである。

表1 理想・予定子ども数組合せの内訳：第8回～第13回調査

理想-予定：内訳	第8回(1982年) 割合(標本数)	第9回(1987年) 割合(標本数)	第10回(1992年) 割合(標本数)	第11回(1997年) 割合(標本数)	第12回(2002年) 割合(標本数)	第13回(2005年) 割合(標本数)
理想0人予定0人	1.0% (76)	0.6% (51)	1.0% (87)	1.3% (82)	1.1% (71)	2.0% (111)
理想1人予定1人	1.9 (148)	1.6 (127)	2.0 (164)	2.8 (180)	2.6 (164)	2.7 (148)
理想1人以上予定0人	1.1 (88)	0.9 (75)	1.5 (123)	1.4 (87)	2.0 (128)	1.7 (92)
小計	3.0 (236)	2.5 (202)	3.5 (287)	4.2 (267)	4.6 (292)	4.3 (240)
理想2人予定2人	34.2 (2660)	31.7 (2515)	31.1 (2581)	37.2 (2387)	33.7 (2125)	35.2 (1945)
理想2人予定1人	4.0 (312)	3.9 (306)	4.4 (368)	4.3 (278)	6.1 (386)	7.0 (389)
小計	38.3 (2972)	35.6 (2821)	35.6 (2949)	41.5 (2665)	39.8 (2511)	42.3 (2334)
理想3人予定3人	21.2 (1650)	21.7 (1717)	21.0 (1737)	20.9 (1340)	19.6 (1236)	19.3 (1064)
理想3人予定2人	20.8 (1616)	22.4 (1777)	23.4 (1936)	19.5 (1251)	19.4 (1222)	19.4 (1071)
理想3人以上予定1人	2.6 (199)	2.8 (218)	2.7 (223)	2.6 (166)	2.4 (153)	2.3 (127)
小計	44.6 (3465)	46.8 (3712)	47.0 (3896)	42.9 (2757)	41.4 (2611)	41.0 (2262)
理想4人以上予定4人以上	1.9 (151)	2.1 (163)	1.6 (129)	1.7 (112)	1.7 (109)	1.5 (85)
理想4人以上予定3人	3.7 (290)	4.8 (377)	4.6 (381)	2.8 (180)	3.6 (228)	2.7 (147)
理想4人以上予定2人	4.2 (327)	4.4 (346)	3.6 (295)	2.6 (167)	3.6 (227)	2.0 (113)
小計	9.9 (768)	11.2 (886)	9.7 (805)	7.1 (459)	8.9 (664)	6.2 (345)
理想5人以上予定4人以上	0.2 (13)	0.1 (5)	0.1 (10)	0.2 (11)	0.1 (8)	0.2 (10)
理想く予定	3.1 (237)	3.1 (249)	3.1 (254)	2.8 (179)	4.1 (256)	4.0 (220)
総 数	100.0 (7767)	100.0 (7926)	100.0 (8288)	100.0 (6420)	100.0 (6313)	100.0 (5522)

注：初婚どうしの夫婦について。

何が3人目の壁になっているのか、理想子ども数より予定子ども数が少ない夫婦にその理由をたずねたデータで確認してみよう。第13回調査(2005年)のデータを用い、理想・予定子ども数の組合せ別に「理想子ども数を持たない理由」の選択率を集計した結果が表2である。

予定子ども数に注目してこの表を観察すると、興味深い傾向が見出せる。理想子ども数が何人であれ、予定子ども数が0人あるいは1人の場合、「欲しいけれどもできないから」という身体的な理由の選択率が非常に高い。しかし、理想子ども数3人・予定子ども数2

人以降のカテゴリでは、「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」「家が狭いから」といった社会経済的要因を挙げる率が高くなる。このことから、第3子以上の子どもの出生意思決定に際しては、第1子・第2子よりも社会経済要因が大きくかかわっているのではないかと考えられる。

表2 理想子ど�数を持たない理由（理想>予定の夫婦のみ）：第13回調査（2005年）

理想予定差内訳	標本数	る子からで生むのはいかばかりすぎ	高年齢で生むのはいやだから	負担相手に以上で育児の心から	支えられるから	健康上の理由から	欲しいけれどもできないから	家が狭いから	夫の家事・育児への協力が得られ	子どものびのび育つ社会環境で	成年番目の子が夫の定年退職までに	その他	夫が望まないから	から自分や夫婦の生活を大切にしたい
理想1人以上予定0人	(92)	17.4%	30.4	3.3	5.4	13.0	46.7	1.1	3.3	8.7	0.0	12.0	5.4	9.8
理想2人予定1人	(389)	52.4	34.7	18.0	17.0	18.3	25.7	9.5	14.1	15.2	5.7	6.2	8.0	9.5
理想3人以上予定1人	(127)	31.5	41.7	18.9	12.6	24.4	38.6	8.7	10.2	9.4	9.4	5.5	3.9	5.5
理想3人予定2人	(1,071)	70.4	34.7	22.0	17.7	14.6	8.5	15.1	13.0	12.7	8.8	8.2	8.4	6.9
理想4人以上予定2人	(113)	74.3	37.2	21.2	19.5	20.4	7.1	25.7	19.5	21.2	15.9	9.7	6.2	8.0
理想4人以上予定3人	(147)	66.7	42.2	25.2	11.6	9.5	4.1	21.1	12.2	6.1	6.8	8.8	8.2	7.5
理想5人以上予定4人以上	(10)	70.0	20.0	0.0	30.0	20.0	-	30.0	20.0	10.0	0.0	10.0	20.0	-
総数	(1,949)	61.7	35.6	20.2	16.4	15.9	15.2	14.1	12.9	12.8	8.0	8.0	7.8	7.5
参考 第12回総数	(2,352)	57.1	30.1	19.8	15.5	17.9	14.3	13.2	11.0	18.5	8.7	5.1	6.5	10.5

*初婚どうしの夫婦について。不詳を含む選択率。項目は総数において選択率の高い順に並べてある。

3. 少子化関連施策の展開（1990～2006年）と出生率

日本では、1990年の「1.57ショック」を契機に、出生率の低下に対する社会的関心が高まり、政府の対応も開始された。これまでの次世代育成支援対策の政策展開を概観すると、1990年代前半は保育サービスの拡充と少子化問題に対する国民的議論の喚起を中心であった。1994年に策定されたエンゼルプラン（実施期間1995～99年）も、その重点施策は保育サービスの拡充であり、「働く女性への支援」という見方が強かった。しかし、1990年代後半になると、固定的な男女の役割分業や仕事優先の職場環境・企業風土が、結婚・出産や仕事と家庭の両立を妨げる大きな要因ではないかという批判的視点が提起され、広く「働き方の改革」が取り上げられるようになった。1999年に策定された新エンゼルプラン（実施期間2000～04年）では、固定的な性別役割分業を前提とした職場優先の企業風土の是正という点を大きく扱っている。

2000年以降も出生率の改善がみられなかつたことから、政府の取り組みはさらに本格的になり、2003年には少子化社会対策基本法や、自治体や大企業に子育て支援行動計画策定を義務付けた次世代育成支援対策推進法といった少子化関連法も制定された。次世代法の企業への行動計画策定義務化は、働き方の改革においてさらに企業と男性を巻き込んだも

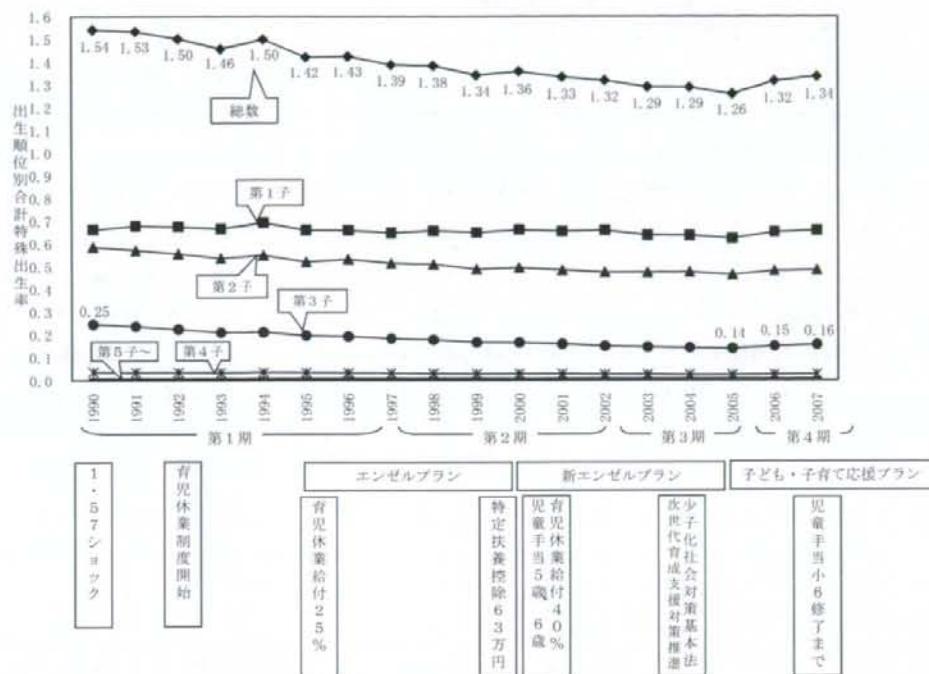
のにするべく行われたものである。行動計画策定を行った企業には、その後男性社員の育児休業取得などの要件を満たした場合に「認定事業主」とし、特定のマーク（くるみんマーク）を使用できるようになるなど、政府・企業・国民が一体となった運動へ発展させる努力がなされるようになった。また、働き方と低出生率の問題の解決策として、当初は「ファミリーフレンドリー」という「仕事と子育て」の両立の観点を中心だったのが、子どもや配偶者の有無にかかわらず、広く「ワーク」中心の生活スタイルを見直そうという形で「ワーク・ライフ・バランス」というキーワードが使われるようになった。2007年末には「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章」および「仕事と生活の調和推進のための行動指針」が策定された。

2005年以降は、新エンゼルプランにつづく「子ども・子育て応援プラン」が実施されており、若者の自立とたくましい子どもの育ち、仕事と家庭の両立支援と働き方の見直し、生命の大切さ、家庭の役割等についての理解、子育ての新たな支えあいと連帶の4つの柱のもと、政策が展開されている。

日本では、フランスのような明確な多子奨励型の政策を展開してきてはいないが、いくつかそうした動きもみられるようになってきている。第1子・2子と第3子以降で差がみられる施策としては、まず児童手当が挙げられる。児童手当は、第1子・2子は5千円だが、第3子以降は1万円となる。また、いくつかの自治体では、3人以上の子どもを持つ家庭に「プレミアムパスポート」を発行して買い物の際に特典を受けられるようにしたり、第3子以降の保育費割引や無償化や、出産祝い金制度がある場合に第3子以降での増額を行ったりするところも出てきている。

以上のような政策展開と出生率との関連をみると（図5）、合計特殊出生率は1990年以降低下を続けており、政策の効果が推測できるような動きは観察できない。しかし、2005年の1.26を境に若干出生率が回復してきており、第3子の値も漸増している。出生率低下に対する少子化関連施策の効果は、今後もう少し長期間観察していくべきは明確に表れてくるかもしれない。

図5 出生順位別合計特殊出生率と主要な少子化関連施策の変化



資料：出生順位別出生数の部分は、国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集』

4. データとモデル

第3子出生に関する分析は、国内外で先行研究がみられる。海外のデータを用いた分析では、第3子出生と社会経済要因、とくに女性就業や女性の教育水準との関連を分析したものに Wright et al. (1988)、Kravdal (1992a; 1992b)、Berinde (1999)、Corman (2002)、Breton et al. (2005) などがある。いずれも、第1子出生年齢、第2子出生間隔、現存児の性別構成といった人口学的要因に加え、社会経済要因の変数を取り入れてロジスティック回帰やイベント・ヒストリーといった手法で分析を行っている。

Wright et al. (1988) はイギリスにおける女性の就業と第3子出生確率の関連を分析しており、主婦期間が短いほど第3子出生確率が高いことを見出した。この論文では教育の影響は弱いことが示されたが、ノルウェーのデータを用いた Kravdal (1992 b) では教育は有意に影響しているとし、高学歴者は出産開始は遅いが第3子出生確率は高いと指摘した。同様に、Berinde (1999) や Corman (2002) もスウェーデンのデータで実証分析を試み、高学歴、就業継続の女性で第3子出生確率が高いことを見出した。

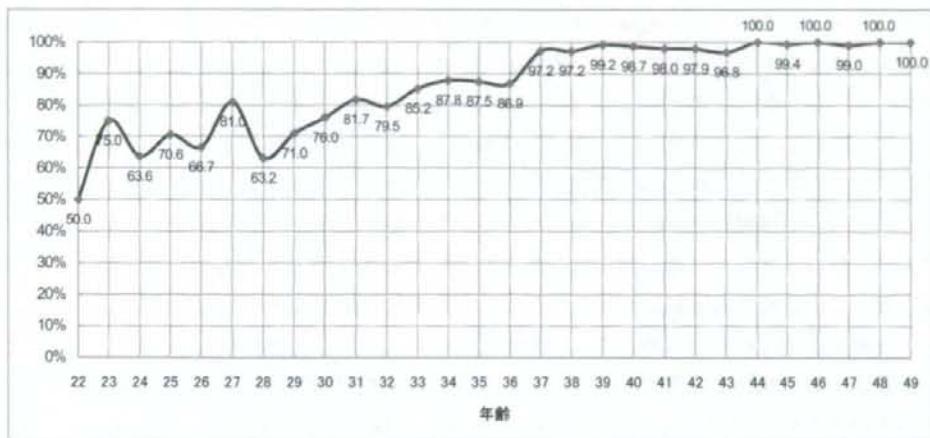
Breton et al. (2005) は、フランスの第3子出生と家族政策・社会経済要因の関連の分析を行っている。図5と同様の人口統計と政策展開を並べて比較する方法で政策効果をみたとき、第3子以上優遇の政策が手厚くなったときに第3子へのパリティ拡大率が上昇しており、政策効果が表れていると述べた（ただし、正確な効果の計量は困難であるとも述べている）。また、第3子出生の分析では、社会経済要因として国籍、雇用、結婚履歴の変数が有意になっているとした。

日本のデータでの先行研究はそれほど多くないが、いくつかある。大谷（1989）は、第8・9次出産力調査のデータを用い、第1子～第3子の出生確率の比例ハザード分析を行った。その結果、第3子出生確率は、初婚年齢、結婚直後の同別居、妻の学歴、夫の職業、第1～2子出生間隔、現存児の性別構成で有意な影響がみられた。また、小島（1995）は第10回出生動向基本調査データを用いて第1～3子の比例ハザード分析を行い、結婚年齢、出生間隔、親同別居、現在の居住形態、子どもの性別構成、夫妻の職業、学歴において有意な結果を得ている。織田（1994）は社会政策と出生順位別出生確率の分析を行っており、児童手当、0歳児保育、育児休業給付といった政策の拡充の効果は、1人目の子どものとき影響が小さく、3人目の子どものときにもっとも効果が大きいことを見出している。

以上の分析知見をふまえ、本稿ではさらに新しいデータを使用して、日本における第3子出生の有無に関するロジスティック回帰分析を行う。先行研究では、第3子出生について人口学的要因のほか、学歴や就業等の社会経済要因を入れて分析しているが、政策要因を取り込んで分析しているものは少ない。第3節でみたように、日本の少子化対策は1990年代以降行われてきたが、明確な効果が確認できない中、少子化関連施策は出生行動に影響を及ぼしているのかどうか検証するのは重要な課題である。本稿は、政策変数もモデルに取り入れて実証分析を行い、その結果から政策効果についても検討する。

本研究で用いたデータは、「第13回（2005年）出生動向基本調査」（国立社会保障・人口問題研究所）の夫婦調査データである。第3子出生有無に関する分析のため、多変量解析に用いたサンプルは、初婚どうしの夫婦で、すでに2子以上生んでいる妻を対象とした。また、年齢は追加出生意欲がほぼゼロ、つまり子どもを生み終わったとみられる40歳以上の妻に限った。図6は現存子ども数2人の妻について、追加で生むつもりの子ども数が0人である割合を年齢別に示したものだが、37歳を境として、追加で生むつもりの子ども数はほぼ100%がゼロと答えることがわかる。それ以前の年齢層の妻を入れると、第3子まで生むつもりだが、まだ第1子・第2子を出産していない段階の妻や、これから第3子を生むつもりの妻が入り、分析結果が安定しなくなるためである。

図6 追加子ども数0人の割合：現存子ども数2人の妻



注) 初婚どうしの夫婦について。

資料) 第13回出生動向基本調査(夫婦調査)について筆者集計。

従属変数である第3子の出生有無は、出生数が3人以上の妻を1、出生数が2人の妻を0とした。説明変数には、人口学的変数として第1子出生年齢、第1～2子出生間隔(月数)、第2子出生時の夫の年齢、第1子・第2子性別構成を入れた。第1子出生年齢、つまり子どもを生み始めた年齢が高いほど、またその後第2子を生んだ時期が遅いほど第3子出生確率を引き下げると考えられる。また、夫の年齢も高いほど確率を下げると予想される。また、子どもを持つ際は、数だけでなく性別構成も関心がもたれることが多い。これまでにも子どもの性別構成と出生行動の関係について分析した研究は数多くあり(例えばPollard and Morgan 2002、Hank and Kohler 2003、Dahl and Moretti 2004、Breton et al. 2005、守泉 2008など)、多くの研究で子どもの性別構成は第2子・第3子出生に有意に効果を持つとされている。よって、今回の分析にも子どもの性別構成を入れることとした。

社会経済要因としては、まず、多子選好の代理変数として夫妻のきょうだい数を入れた。自身が多くのきょうだいを持っているほど、子どもも多い方が良いという価値観を持っている可能性が高いと想定した。また、夫妻の学歴に関しては、妻の学歴は教育水準の効果を見るために入れ、夫の学歴は所得水準の代理変数とみなして投入した。本データでは、第2子出生時の世帯所得水準は調べておらず、分からぬいためである。さらに、第2子1歳時の妻の就業状態を入れ、第3子出生に対して妻が就業している場合の効果をみるとした。

政策変数としては、公的サービスの利用の有無と、夫妻の母親の手助けの有無を用いた。出産・子育て支援に関する制度やサービスの利用に関して、第13回出生動向基本調査では、第1子～第3子のそれぞれについて3歳になるまでの間の利用状況をたずねている。その選択肢には、産前・産後休業制度、育児休業制度、育児時間制度・短時間勤務制度、公立

の認可保育所、私立の認可保育所、認可外保育施設・認証保育所、企業内保育所、保育ママ・ベビーシッターなど、地域の子育て支援センターやファミリーサポートセンター、保育所・幼稚園等の一時預かりの 10 個の項目が並べられているが、これらは女性の就業状況によって利用可能なものとそうでないものがある。また、ファミリーサポートセンターのように近年広まってきたサービスや、一時預かりのように自治体によっては実施していないサービスもあり、これらの利用状況をモデルに投入するのは難しい。そこで、11 番目に設けられている選択肢「どれも利用しなかった」を取り上げ、これに該当する人を 1、しない人（=制度・サービスのどちらかは利用した人）を 0 とするダミー変数をモデルに投入することとした。政策効果が見られるならば、この変数の係数はマイナスの符号を取り、第 3 子出生確率を下げるという推定結果が出るだろう。同様に、夫妻の母親の手助けについても、第 2 子が 3 歳になるまでの間にほとんど手助けを受けなかったか、すでに母親が亡くなっていた人を 1、両方の母親あるいはどちらかの母親から支援を受けた人は 0 とするダミー変数としてモデルに投入した。この 2 つにより、公的支援と私的支援の効果を観察する。

また、本分析では、40 歳以上のサンプルすべてを用いた分析だけでなく、サンプルを 45 ~ 49 歳（1955~59 年生まれ²）と 40~44 歳（1960~64 年生まれ³）に限定した分析も行い、コーホートの効果をみるとこととする。第 1 節の累積出生率の観察のところで、コーホートによる違いが大きいことを指摘したが、特に 1950 年代生まれの女性と 1960 年代生まれの女性では、累積のペースや水準に大きな差がみられたためである。

以上、分析に用いた変数の記述統計量は、表 3~5 にまとめた。

² 「第 13 回出生動向基本調査」は 2005 年 6 月 1 日現在の事実を調査したものであるため、45~49 歳のデータには、2005 年 1~5 月に誕生日を迎えてすでに 45 歳となっている 1960 年生まれの妻も一部含まれている。

³ 注 2 と同様、40~44 歳のデータには、1965 年生まれの妻も一部含まれている。

表3 記述統計量：40～49歳（1955～64年生まれ）

変数	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
第3子出生有無（3人以上=1/2人=0）	2,103	0	1	0.36	0.480
妻出生年齢（第1子）	2,323	17	42	26.99	3.789
出生間隔（第1子～2子）	1,974	11	169	35.01	18.185
第2子出生時の夫年齢	2,113	18	59	30.17	4.311
第1・2子性別組合せ（男男）(D)	1,996	0	1	0.26	0.440
第1・2子性別組合せ（男女）(D)※	1,996	0	1	0.49	0.500
第1・2子性別組合せ（女女）(D)	1,996	0	1	0.24	0.429
妻きょうだい数3人以上(D)	2,528	0	1	0.47	0.499
夫きょうだい数3人以上(D)	2,496	0	1	0.49	0.500
妻中卒(D)	2,618	0	1	0.03	0.182
妻高卒(D)※	2,618	0	1	0.46	0.499
妻専修・短大・高専卒(D)	2,618	0	1	0.36	0.480
妻大卒(D)	2,618	0	1	0.14	0.350
夫中卒(D)	2,601	0	1	0.07	0.251
夫高卒(D)※	2,601	0	1	0.41	0.492
夫専修・短大・高専卒(D)	2,601	0	1	0.09	0.288
夫大卒(D)	2,601	0	1	0.43	0.495
第1子1歳時妻の就業（無業）(D)※	1,925	0	1	0.71	0.455
第1子1歳時妻の就業（正規）(D)	1,925	0	1	0.16	0.366
第1子1歳時妻の就業（非正規）(D)	1,925	0	1	0.05	0.219
第1子1歳時妻の就業（自営家從）(D)	1,925	0	1	0.08	0.277
第2子利用制度（どれも利用しなかった）(D)	1,942	0	1	0.64	0.480
母親手助け有無（第2子/なし）(D)	2,006	0	1	0.48	0.500
有効なケースの数（リストごと）	1,446				

注1) ※はレファレンスカテゴリを示す。

注2) 妻の就業の「非正規」は「パート・アルバイト」、「派遣・嘱託・契約社員」の2カテゴリを合わせたもの。「学生」は除く。

注3) 母親の手助け有無は、「ほとんどなかった」「すでに亡くなっていた」を無=1、「ときどきあった」「ひんぱんにあった」「日常的にあった」を有=0とした。夫方・妻方の母親それぞれについて、両方あるいはどちらかから手助けがあれば「有」とした。

表4 記述統計量：45～49歳（1955～59年生まれ）

変数	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
第3子出生有無（3人以上=1/2人=0）	1,059	0	1	0.39	0.489
妻出生年齢（第1子）	1,144	18	42	26.57	3.670
出生間隔（第1子～2子）	990	11	158	34.64	17.822
第2子出生時の夫年齢	1,027	18	51	29.75	4.172
第1・2子性別組合せ（男男）(D)	1,007	0	1	0.26	0.437
第1・2子性別組合せ（男女）(D)※	1,007	0	1	0.51	0.500
第1・2子性別組合せ（女女）(D)	1,007	0	1	0.24	0.425
妻きょうだい数3人以上(D)	1,226	0	1	0.54	0.498
夫きょうだい数3人以上(D)	1,196	0	1	0.56	0.497
妻中卒(D)	1,278	0	1	0.04	0.199
妻高卒(D)※	1,278	0	1	0.47	0.499
妻専修・短大・高専卒(D)	1,278	0	1	0.34	0.475
妻大卒(D)	1,278	0	1	0.14	0.352
夫中卒(D)	1,276	0	1	0.08	0.274
夫高卒(D)※	1,276	0	1	0.43	0.495
夫専修・短大・高専卒(D)	1,276	0	1	0.08	0.276
夫大卒(D)	1,276	0	1	0.41	0.492
第1子1歳時妻の就業（無業）(D)※	965	0	1	0.69	0.464
第1子1歳時妻の就業（正規）(D)	965	0	1	0.17	0.379
第1子1歳時妻の就業（非正規）(D)	965	0	1	0.04	0.192
第1子1歳時妻の就業（自営家從）(D)	965	0	1	0.10	0.299
第2子利用制度（どれも利用しなかった）(D)	978	0	1	0.64	0.480
母親手助け有無（第2子/なし）(D)	999	0	1	0.51	0.500
有効なケースの数（リストごと）	693				

注) 表3に同じ。

表5 記述統計量：40～44歳（1960～64年生まれ）

変数	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
第3子出生有無（3人以上=1/2人=0）	1,044	0	1	0.33	0.469
妻出生年齢（第1子）	1,179	17	40	27.40	3.858
出生間隔（第1子～2子）	984	11	169	35.37	18.544
第2子出生時の夫年齢	1,086	19	59	30.56	4.404
第1・2子性別組合せ（男男）(D)	989	0	1	0.27	0.443
第1・2子性別組合せ（男女）(D)※	989	0	1	0.48	0.500
第1・2子性別組合せ（女女）(D)	989	0	1	0.25	0.434
妻きょうだい数3人以上(D)	1,302	0	1	0.39	0.488
夫きょうだい数3人以上(D)	1,300	0	1	0.44	0.496
妻中卒(D)	1,340	0	1	0.03	0.164
妻高卒(D)※	1,340	0	1	0.46	0.499
妻専修・短大・高専卒(D)	1,340	0	1	0.37	0.484
妻大卒(D)	1,340	0	1	0.14	0.347
夫中卒(D)	1,325	0	1	0.05	0.225
夫高卒(D)※	1,325	0	1	0.40	0.490
夫専修・短大・高専卒(D)	1,325	0	1	0.10	0.300
夫大卒(D)	1,325	0	1	0.45	0.498
第1子1歳時妻の就業（無業）(D)※	960	0	1	0.73	0.447
第1子1歳時妻の就業（正規）(D)	960	0	1	0.14	0.352
第1子1歳時妻の就業（非正規）(D)	960	0	1	0.06	0.242
第1子1歳時妻の就業（自営家徒）(D)	960	0	1	0.07	0.251
第2子利用制度（どれも利用しなかった）(D)	964	0	1	0.64	0.481
母親手助け有無（第2子／なし）(D)	1,007	0	1	0.45	0.498
有効なケースの数（リストごと）	753				

注) 表3に同じ。

4. 分析結果

表6はロジスティック回帰分析を行った結果である。妻の第1子出生年齢、第1子～第2子出生間隔は、予想通り第3子出生の有無に対して強い効果を持っている。第1子出生年齢が高いほど、第1子～第2子出生間隔が長いほど、第3子の出生オッズを下げる。特に第1子出生年齢の引き下げ効果が大きい。晩産化が第3子出生に大きな影響を及ぼしていることが分かる。しかし、第2子出生時の夫の年齢は、係数はマイナスだが有意ではなかった。

第1子・第2子の性別組み合わせでは、40～44歳の妻で「男・男」の組合せのとき有意に第3子出生のオッズを引き上げており、「男・女」の組合せである場合と比べて約53%高い。日本は子ども2人・男女一人ずつというバランス選好がもっとも支持されているが、近年は特に女児の有無を重視する形で子どもの性別選好が推移してきているとみられる（守泉 2008）。よって、第1子・第2子とも男児の場合は、女児を得たいという希望から第3子出生のオッズが高くなるのかもしれない。40～44歳層のみ有意となったのは、若い世代ほど女児選好傾斜が進んできているからだろうか。

多子選好の代理変数として用いた夫妻のきょうだい数については、総数と45～49歳では妻のきょうだい数が3人以上の場合、2人以下に比べて有意に第3子出生のオッズが引き上げられている。40～44歳では、夫のきょうだい数が有意であった。親自身が多子の中で育

った場合、子どもの数も多い方が良いと考えるようである。

妻の学歴は、総数・年齢別のいずれも有意ではなかった。一方、世帯所得の代理変数として用いた夫の学歴では、45～49歳層のみ、「専修・短大・高専卒」でマイナスに有意となっている。夫の学歴は、高卒と比べてそれ以上であるほど、つまり所得水準が高いと見られるほどオッズが低い。所得が高いと、かえって1～2人の子どもにして、教育コストをかけるという関係があるのかもしれない。ただ、直接第2子出生時の世帯所得水準を測った変数ではないので、はっきりしたことは別のデータを用いて分析する必要があるだろう。

妻の就業では、第2子1歳時に無業の妻に比べ、正規・非正規ではいずれの係数もマイナスとなっている。40～44歳層では、妻が正規の職員の場合、第3子出生確率を有意に引き下げている。現在の就業形態別に理想子ども数の分布をみると（表7）、必ずしも正規就業の妻で3人と回答する人が少ないわけではないため、仕事と家庭の両立支援の難しさが3人目を持つことを断念させているのかもしれない。一方、有意ではないが、自営業主・家族従業者・内職の妻では係数がプラスである。子ども数や子どもに関する意識（理想・予定子ども数など）は、平均値でも自営業等のカテゴリでは高い傾向が見られるが、この分析においても自営業の多子傾向が認められる。

最後に、子育て支援の効果であるが、40～44歳層では、公的な子育て支援制度・サービスを「どれも利用しなかった」妻で係数がマイナスであり、制度・サービスを1つ以上利用した妻に比べて、利用しなかった妻では第3子出生の確率が有意に低いという結果が出た。母親の手助けについては、総数・年齢別のいずれも有意ではなかった。

表6 第3子出生有無に関するロジスティック回帰分析

説明変数	40~49歳 (1955~64年生まれ)		45~49歳 (1955~59年生まれ)		40~44歳 (1960~64年生まれ)	
	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比
妻出生年齢(第1子)	-.127	.881 **	-.118	.888 **	-.128	.880 **
出生間隔(第1子~2子)	-.041	.960 **	-.046	.955 **	-.039	.962 **
第2子出生時の夫年齢	-.027	.974	-.007	.993	-.045	.956
第1・2子性別組合せ(男女)						
第1・2子性別組合せ(男男)(D)	.097	1.101	-.225	.799	.425	1.529 *
第1・2子性別組合せ(女女)(D)	.132	1.141	.022	1.023	.255	1.291
妻きょうだい数3人以上(D)	.302	1.352 *	.371	1.450 *	.214	1.239
夫きょうだい数3人以上(D)	.153	1.165	-.004	.996	.320	1.377 +
妻高卒(D)						
妻中卒(D)	-.457	.633	-.348	.706	-.982	.375
妻専修・短大・高専卒(D)	.102	1.107	-.025	.975	.239	1.270
妻大卒(D)	.033	1.034	-.162	.851	.197	1.217
夫高卒(D)						
夫中卒(D)	.375	1.455	.502	1.652	.134	1.143
夫専修・短大・高専卒(D)	-.127	.880	-.694	.500 +	.219	1.245
夫大卒(D)	-.234	.791	-.270	.763	-.183	.833
第2子1歳時妻の就業(無業)(D)						
第2子1歳時妻の就業(正規)(D)	-.143	.867	.076	1.079	-.510	.600 +
第2子1歳時妻の就業(非正規)(D)	-.306	.737	.080	1.084	-.600	.549
第2子1歳時妻の就業(自営家従)(D)	.193	1.213	.297	1.346	.059	1.061
第2子利用制度(どれも利用しなかった)(D)	-.221	.801	-.054	.948	-.457	.633 *
母親手助け有無(第2子/なし)(D)	-.087	.917	-.147	.864	-.017	.983
定数	4.903	134.635 **	4.469	87.257 **	5.268	194.096 **
-2対数尤度	1696.437		825.027		850.018	
Cox-Snell R2 乗		.131		.145		.134
N		1,446		693		753

注) 初婚どうし、2子以上出生の妻について。有意水準は**<0.01、*<0.05、+<0.1。

表7 妻の現在の就業状況別にみた、理想子どもの分布

妻の現在の就業状況	総数	標本数	理想子どもの数(%)					
			0人	1人	2人	3人	4人	5人以上
正規の職員	100.0	(544)	4.0	1.7	34.2	45.2	6.6	0.7
パート・アルバイト	100.0	(921)	1.7	2.8	39.2	41.5	7.9	0.9
派遣・嘱託・契約社員	100.0	(107)	8.4	0.0	42.1	38.3	3.7	0.0
自営業主・家族従業者・内職	100.0	(274)	3.6	1.1	26.6	52.6	9.9	0.7
無職・家事	100.0	(702)	3.0	2.4	44.3	36.3	7.3	0.9
学生	100.0	(3)	0.0	0.0	0.0	33.3	0.0	66.7
不詳	100.0	(93)	0.0	4.3	36.6	31.2	4.3	3.2
総数	100.0	(2,644)	3.0	2.2	38.2	41.5	7.4	0.9
								6.8

注) 初婚どうしで 40~49歳の妻について。

5. 考察

第3子の出生決定要因分析からは、出生開始年齢、出生間隔といった人口学的要因の影響が世代を通じて大きいことが分かった。加えて、夫妻のきょうだい数、夫の学歴（所得の代理変数）や妻の就業、子育て支援制度・サービスの利用状況といった変数も有意になっており、第3子出生行動に対する社会経済要因の影響も見ることができた。とくに、年齢別でみると、45~49歳では第1子出生年齢や第2子出生間隔といった人口要因のほかは、