

4. 夫婦出生行動の世代分析：妻コーホート出生低下の ロジスティック回帰モデルによる要因分解分析

金子 隆一（国立社会保障・人口問題研究所）

1. はじめに

四半世紀以上に渡ってわが国が経験してきた出生力低下は、晩婚化、未婚化といった結婚発生の仕方の変化を主因としながらも、時期によっては結婚後の夫婦の出生行動にも変化が見られる。すなわち、わが国の少子化は1980年代末まで晩婚化による青年層の未婚率上昇（未婚化）を基調として進んだが、その後90年代を通して夫婦の出生に低下が見られるようになり、その動向の如何が今後の少子化の動勢を占う鍵となっている。本研究は、この80年代末以降の夫婦出生低下の実態を一連の全国標本調査（第7～12回出生動向基本調査）により、世代（出生コーホート）の観点から明らかにするとともに、その要因と定量的効果について回帰モデルを応用することによって人口学的に分析したものである。

本稿では、まず調査から得られる夫婦出生力指標（平均出生子ども数）、出生の累積過程を妻のコーホート（年齢コーホートおよび出生コーホート）別に比較観察した後、夫婦の出生順位別出生確率に対しロジスティック回帰モデルを適用し、平均出生子ども数および出生順位別出生確率のコーホート変化にたいする晩婚化、高学歴化、夫婦出生ペース変化の各要因の寄与を定量的に分解し、夫婦出生低下のメカニズムを探る。

2. データ

本分析が対象とするのは、国立社会保障・人口問題研究所が5年ごとに行っている全国標本調査、「出生動向基本調査—夫婦調査」のうち、第7回調査（1977年6月実施）以降、第12回調査（2002年6月実施）までの25年間、6回の調査によって捉えられた夫婦のデータである。

出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）は、1940（昭和15）年に第1回、ついで1952（昭和27）年に第2回が行われて以降、5年ごとに行われてきた全国標本調査である（第9回までは「出産力調査」の名称で実施され、第10回調査以降現行名称となっている）。本調査の対象は、全国の年齢50歳未満の妻のいる夫婦（回答者は妻）であり、調査方法は配票自計、密封回収方式による。

付表1に、調査回・妻の年齢階級別、標本数、および付表2に、調査回・妻の出生年別、標本数をそれぞれ示した。

3. 記述的結果

(1) 妻の年齢別にみた出生子ども数

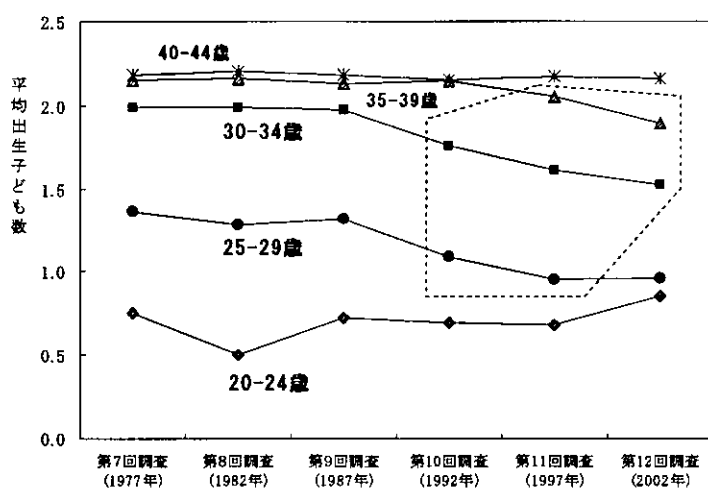
第7回以降の出生動向基本調査によって、妻の年齢階級ごとに夫婦の平均出生子ども数の推移を見ると、年齢層によっては、第10回以降の調査で低下が見られる(表1、図1)。その低下は1990年前後(第9～10回調査間)に20歳代後半から30歳代前半で始まり、さらに30歳代後半へも広がりながら90年代半ばへと継続したことがわかる(図1ではこの低下が見られる部分に破線の囲みを施した)。しかし、2000年前後(第11～12回調査間)になると、この減少は若い層で緩やかとなっていて、20歳代前半ではむしろ上昇が見られる。

表1 調査別にみた、妻の年齢階級別平均出生子ども数

	第7回調査 (1977年)	第8回調査 (1982年)	第9回調査 (1987年)	第10回調査 (1992年)	第11回調査 (1997年)	第12回調査 (2002年)
20～24歳	0.75	0.50	0.72	0.69	0.68	0.85
25～29歳	1.36	1.28	1.32	1.09	0.95	0.96
30～34歳	1.99	1.99	1.98	1.76	1.61	1.52
35～39歳	2.16	2.16	2.14	2.15	2.06	1.90
40～44歳	2.18	2.21	2.18	2.16	2.18	2.17
45～49歳	2.33	2.21	2.22	2.18	2.13	2.20

注：対象は、初婚どうし、妻の年齢15～49歳の夫婦。

図1 妻の年齢階級別にみた、平均出生子ども数の推移



注：図中、破線の囲みは夫婦の平均出生子ども数に低下が見られる部分。

これらは各調査時期に、特定の年齢階層にあった世代（年齢コーホート）の世代間の推移を見ていることになり、最近のコーホートでは20歳代後半から30歳代にかけて夫婦の出生低下が生じていることを示している。以降の節では、この低下とその要因について、妻の出生コーホートを基準として比較分析を行うことにする。

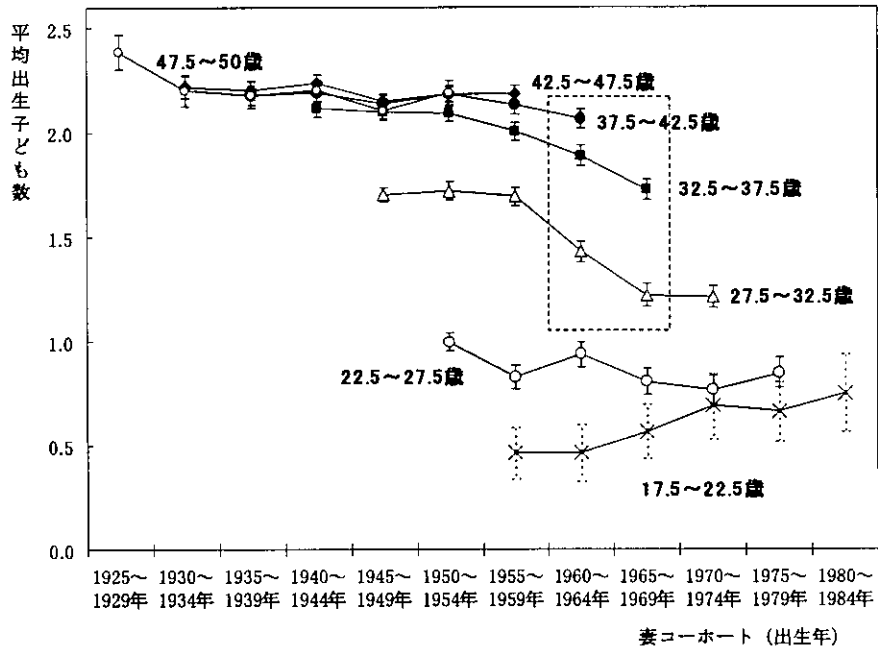
(2) 妻の出生コーホート別にみた出生子ども数

平均出生子ども数の動向を妻の出生年別にみると、1960年代生まれの世代で20歳代末から夫婦の出生力が低下していることがわかる(表2、図2)。しかし、最初にこの低下が見られた1960～64年生まれコーホートでは、その後にある程度のキャッチアップ(産み戻し)が見られ、20歳代後半から30歳代にかけての低下は、出生タイミングの遅れによる部分も大きいと見られる。続く1965～69年生まれでは、この20歳代末からの出生低下がますます大きくなっている。しかし、1970～74年生まれに至ると低下は一段落して、横ばいとなっている。

表2 調査別にみた、妻の年齢別平均出生子ども数

妻の年齢\出生年	1925～ 1929年	1930～ 1934年	1935～ 1939年	1940～ 1944年	1945～ 1949年	1950～ 1954年	1955～ 1959年	1960～ 1964年	1965～ 1969年	1970～ 1974年	1975～ 1979年	1980～ 1984年
17.5～22.5歳							0.46	0.46	0.56	0.69	0.66	0.75
22.5～27.5歳						1.00	0.83	0.94	0.81	0.77	0.85	
27.5～32.5歳					1.70	1.72	1.69	1.43	1.22	1.21		
32.5～37.5歳				2.11	2.10	2.09	2.01	1.89	1.73			
37.5～42.5歳			2.18	2.19	2.14	2.18	2.13	2.07				
42.5～47.5歳		2.22	2.20	2.24	2.15	2.19	2.18					
47.5～50歳	2.39	2.20	2.18	2.20	2.11	2.19						

図2 妻の年齢階級別にみた、妻コーホート別、平均出生子ども数



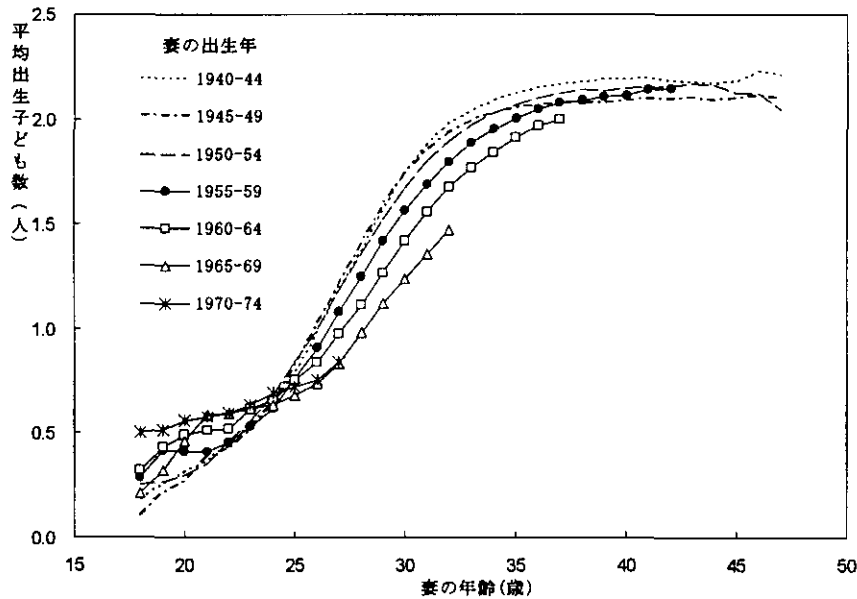
注：図中、波線の囲みは夫婦の平均出生子ども数に低下が見られる部分。誤差範囲は平均出生子ども数の95%信頼区間を示す。

一方で、20歳代半ばまでの出生子ども数には低下が見られず、22歳より下の最も若い年齢層ではむしろ上昇する傾向が見られる。これらはこの年代における婚前妊娠増加の影響と見られる。1970~74年生まれコーホートにおける20歳代末以降の出生子ども数の下げ止まりも、婚前妊娠増加が影響している可能性がある。

(3) 妻の出生コーホート別にみた出生累積過程

出生動向基本調査では対象夫婦の結婚から調査時点までの出産歴を調べているが、その結果から妻のライフコースに沿った出生累積過程を再構成することができる。これを妻のコーホート(出生年)別に比較したものを図3に示した。

図3 妻コーホート(出生年)別にみた、出生累積過程



注：第7～12回調査による初婚どうし夫婦。出生子ども数が不詳でなく、妻の第1～5子出生年齢不詳でない標本。数値は付表3参照。

若年層には婚前妊娠の影響により最近のコーホートほど、出生子ども数が多くなっている。しかし、その後の出生累積過程をみると最近のコーホートほど立ち上がりのペースが遅く、20歳代後半から30歳代前半の平均子ども数は少なくなっている。ただし、少なくとも1955-59年出生コーホートまでは、その後のキャッチアップ（産み戻し）が見られ、最終的な子ども数に低下は見られない。これが夫婦の完結出生児数（結婚持続期間15～19年夫婦の平均出生子ども数）が未だに安定していること（第2章参照）の背景である。その後の1960-64年以降出生のコーホートでは、さらに出生ペースの遅れが顕著となっている。これらコーホートは未だ出生過程途上であり、今後のキャッチアップの有無、あるいはその程度は不確定である。しかし、37歳までのデータが得られる1960-64年生まれコーホートについて見ると、29歳時には前のコーホートから0.15の低下が見られるのに対し、37歳時にはその低下幅は0.07にまで縮小しており、すでにある程度のキャッチアップが進行中であることがわかる。これに対し、次の1965-69年生まれコーホートは32歳時点で前コーホートからさらに0.21に及ぶ大幅な低下を示しており、これまでの完結出生児数のレベルを維持するためには、かなり急速なキャッチアップを要するとみられる。

4. 分析方法

各夫婦の出生順位別出生確率は、夫婦の様々な属性によって規定されているであろう。たとえば、妻の結婚年齢は若いほど完結出生子ども数は多く、晩婚なほど少なくなる傾向が見られる(図4-実測値)。その理由としては、(1)結婚内で過ごす期間が短くなり、出生への exposure が減ること(機会的効果)、(2)結婚年齢が上がることによって、出生行動の夫婦の生理的な妊孕力が低下する時期に行われるようになること(生理的効果)、さらに(3)慣習や規範などの社会心理的圧力を避けるためや、有職の女性などにおける高い年齢での高い機会費用の遺失を避けるために出産を避けること(社会経済的効果)、などが考えられる。完結出生子ども数の初婚年齢への依存については、初婚年齢を2次以上の多項式として導入したロジスティック・モデルがよく当てはまる(図4-モデル値)。各出生順位の出生確率が推定できれば、これらを合計することによって平均出生子ども数に対する効果として算出することができる。図5は、こうして算出された平均出生子ども数の観察値とモデル値を比較している。

ここではさらに、他の出生に影響する要因の中からも、妻の学歴、就業状態についても説明変量としてモデルに取り入れることにより、それらの構造的変化(高学歴化など)の夫婦の持つ出生子ども数の変化に対する効果を定量的に算出することを試みる。

図4 出生順位別にみた初婚年齢による出生確率の推移：
実測とモデル(2次-Logistic モデル)

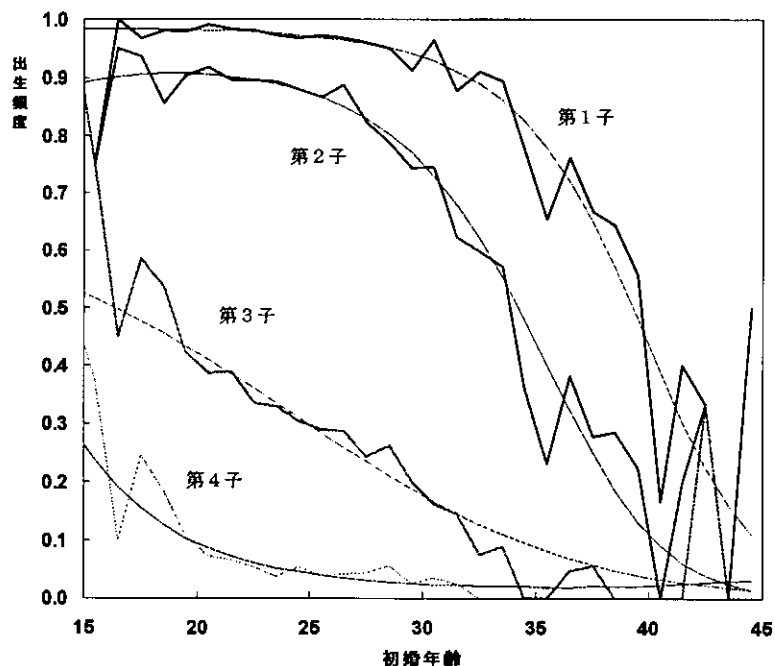
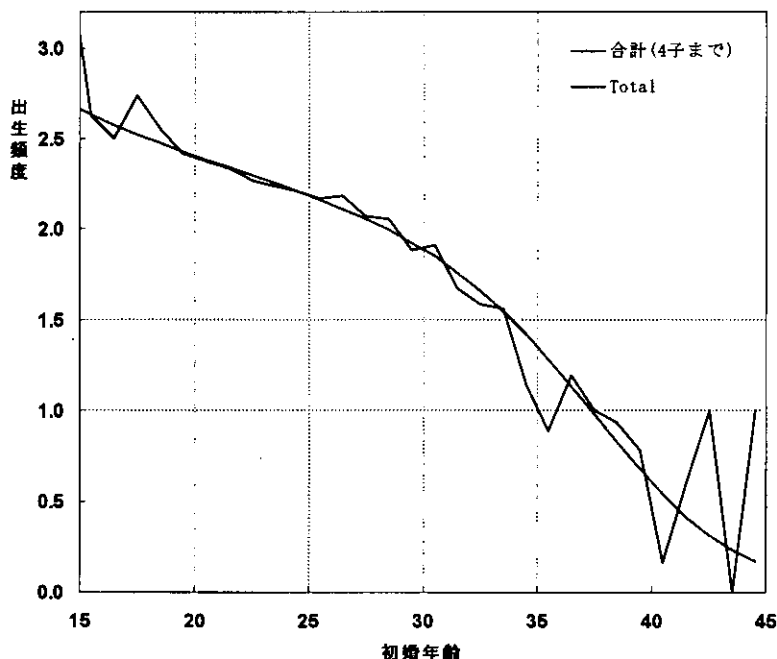


図5 初婚年齢による平均出生子ども数の推移：
実測とモデル(2次-Logistic モデル)



分析モデルについて、第1子出生確率を例に説明すると、個人*i*の第1子出生確率の推定値 \hat{p}_i は、次のロジスティック回帰式で与えられる。

$$\ln \hat{p}_i / (1 - \hat{p}_i) = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{i,j} + \sum_{m=1}^{k_m} \gamma_m a_i^m + \sum_{c=1}^{k_c} \delta_c Y_{i,c}$$

ここで、 a_i 、 $X_{i,j}$ 、 $Y_{i,c}$ は、それぞれ個人*i*の結婚年齢、共変量属性カテゴリー・ダミー変数、コーホート・ダミー変数であり、 β_j ($j=1 \dots k$)、 γ_m ($m=1 \dots k_m$)、 δ_c ($c=1 \dots k_c$)は、それら回帰変数の回帰係数である。なお、 k 、 k_m 、 k_c はそれぞれの回帰変数の個数であり、具体的には夫妻の学歴カテゴリーの数は10個としたので、 $k=10$ 、コーホートの数は8個で、 $k_c=8$ 、さらに、出生確率の結婚年齢との関係は3次式とし、 $k_m=3$ とした(ただし、レファレンス・カテゴリーに対応する β_j は0とする)。第2子以上の出生確率についても同様である。以上のよう

に求められる出生順位*n*、個人*i*の出生確率を改めて $\hat{p}_{n,i}$ と表せば、その出生子ども数のモデル値 \hat{Z}_i は、 $\hat{Z}_i = \sum_n \hat{p}_{n,i}$ で与えられる。要因効果を除去したモデル値は、その

要因を含めたモデル式の δ_c を用いて、要因を含まないモデル式を構成し、 $\hat{p}_{n,i}$ 、 \hat{Z}_i を求めることによる。

5. 分析的結果

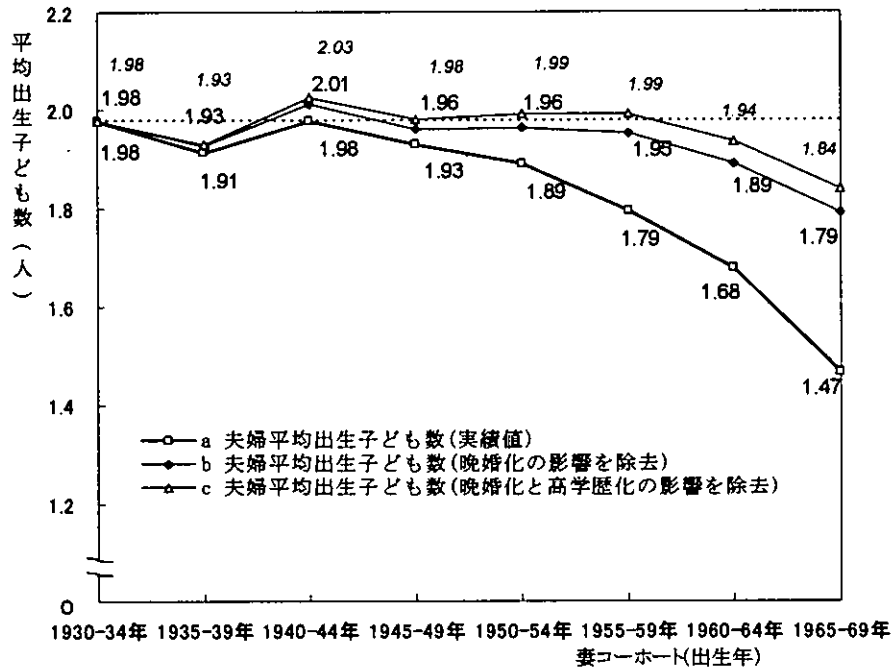
(4) コーホート出生低下の要因分析

以上に見てきたように、現在出生途上にあるコーホートの平均出生子ども数はかなり低下している。しかし、必ずしもその低下のすべてが夫婦の出生行動の変化によるとは限らない。というのは、出生低下の原因としては、他にも晩婚化に伴う出生の遅れと、この遅れに伴って生ずる出生の逸失¹が考えられるからである。また、夫婦の子ども数には、夫妻の学歴、就業状態など社会経済属性によって違いがあることがわかっているから、若いコーホートにおける高学歴化などの変化も夫婦出生低下の原因となり得る。ここでは以下、低下が著しく、注目される1965-69年生まれのコーホートを比較観察することが可能な、妻32歳時の出生子ども数に着目し、そのコーホート変化を上記の各要因の寄与に分けてみよう。社会経済属性については、ここで用いる複数の調査に共通に用いられ、また出生力と関係が深いと考えられる夫妻の学歴、妻の就業状態を取り上げて調べた。ただし妻の就業状態は出生のコーホート変化に対してはほとんど効果が認められなかった²ので、ここでは夫妻の学歴についてのみ分析結果を示す²。なお、ここでは前節、「分析方法」に示したとおり、出生順位別出生確率に対してロジスティック回帰モデルを用いて各要因の寄与を求めた。その結果を図6に示す（出生順位別出生確率の回帰結果は、付表4-1～5を参照）。

¹ 夫妻の結婚年齢が高くなると、生理的出生力低下などにより夫婦の最終的な子ども数が少なくなる傾向がある。したがって、結婚後の夫婦の子ども産み方に変化がなくても、晩婚化の進行は夫婦出生に逸失をもたらす、集団の最終的な平均子ども数を減少させる効果を持つ。

² 妻の就業状態については、出生子ども数のコーホート変化、すなわち時間的変化に対しては効果が見られなかったものの、出生子ども数の格差は有意に存在している。本分析(妻コーホート、結婚年齢、夫妻の学歴コントロール)では、調査時正規雇用の妻の非正規就業に対する32歳時点までにおける出生確率のオッズ比は、第1子0.65、第2子0.77、第3子0.83となっており、正規雇用の妻では非正規就業をしている妻よりこの時点でかなり出生が遅れている(あるいは出生の進んでいる妻は非正規就業している)という結果となっており、いずれにせよ妻の就業と出生のペースには強い相関がある(ただし、この相関は出生のコーホート変化にはあまり関与していない)。

図6 妻コーホート(出走年)別にみた、32歳時平均出生子ども数
: 実績値、および晩婚化、高学歴化効果を除去した値



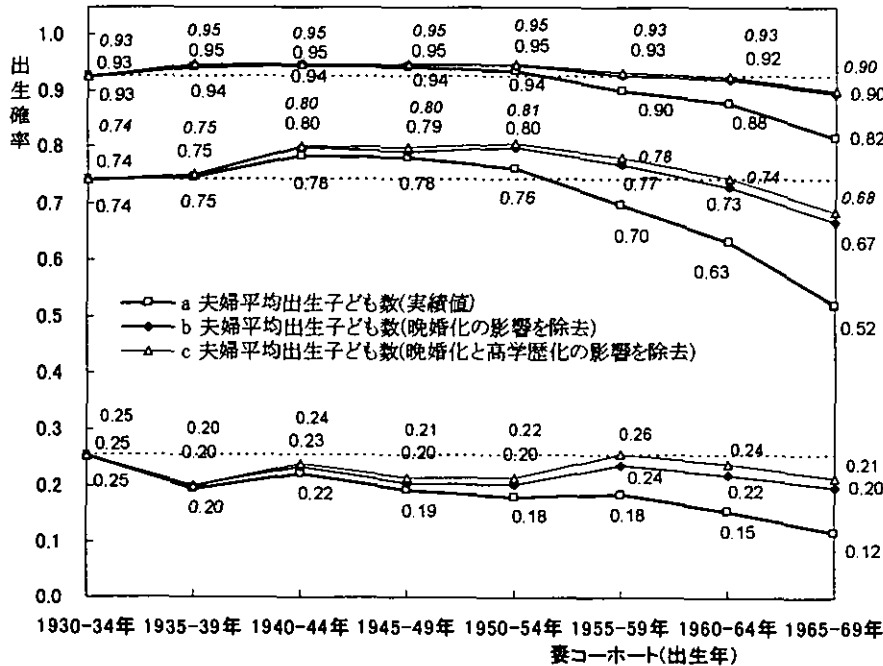
妻が32歳時点の夫婦の平均出生子ども数(図6中、実績値)は、戦後生まれ(1945~49年以降生まれ)のコーホートで最近ほど加速的な低下を示しており、最新の1965~69年生まれコーホートでは1.47人と、1940~44年生まれの1.98から26%もの低下が生じている。しかしながら、1955~59年までのコーホートでは、この低下は夫婦が子どもの産み方を変えたというより、晩婚化による出生の遅れ、あるいはその遅れのための出生逸失によって引き起こされていたと見られる。同図では、平均出生子ども数の実績値とともにこの晩婚化の効果を除外した平均子ども数の推移を示しているが、これによると1955~59年生まれコーホートまではごくわずかな低下しか生じていない。さらに、夫妻の高学歴化の出生子ども数への効果を除外すると、これらコーホートでは平均出生子ども数には全く変化がなかった。すなわち、これらのコーホートで観察された夫婦出生低下は、すべて晩婚化と高学歴化の効果であったことになる。とりわけ晩婚化の効果が大部分を占めていた。

しかし、これらの効果を除外した場合でも、1960年以降生まれコーホートでは出生子ども数に低下が生じており、この世代から夫婦の子どもの産み方に変化が生じていることを示している。ただ、これらの世代でも晩婚化の影響除去の効果は大きく、夫婦出生低下に対する晩婚化の効果はいぜん大きい。1960~64年コーホートでは実績が1.68であ

るに対して、晩婚化が無ければ 1.89、さらに高学歴化が無ければ 1.94 と従前からの低下はわずかに過ぎない。続く 1965～69 年コーホートでは実績で 1.47 と大幅に落ち込んでいるが、晩婚化効果、高学歴化効果を除去した場合は 1.79、1.84 と高いレベルを保っている。

これらの変化を出生順位に分けて観察したものが図 7 である。実績値について 1955-59 年以降のコーホートの夫婦出生低下について見た場合、第 2 子出生確率の低下の寄与が大きくなっている。晩婚化、高学歴化効果を除去した場合について見ると、第 1 子出生確率では、1960-64 年コーホートまではほとんど低下を示していない。最新の 1965-69 年コーホートにおける低下もわずかな幅(0.02)にとどまっている。これに対し第 2 子では 1955-59 年コーホートからわずかずつ低下が始まっており、1960-64 年コーホートから 1965-69 年コーホートへの低下は比較的大きい(0.06)。これらのことは、1955-59 年コーホートから妻 32 歳時点で第 2 子を持たない(一人っ子に止まっている)夫婦出生行動変化が生じつつあることを示す。第 3 子については晩婚化が無かった場合には戦前の 1935-39 年生まれ以降ほとんど同じ出生確率のレベル(20%前後)で推移しており、1955-59 年コーホートではむしろ第 3 子をより多く持つ夫婦出生行動が生じている(ただし、それは晩婚化の効果と相殺しており、実績としては第 3 子の増加にはつながっていない)。

図7 妻コーホート(出走年)別にみた、32歳時第1～3子出生確率：実績値、および晩婚化、高学歴化効果を除去した値



(5) コーホート出生低下の要因分解

次に、各コーホート間の平均出生子ども数、ならびに出生順位別出生確率の変化に対する各要因の寄与を調べよう。図8には夫婦平均出生子ども数のコーホート変化とその要因の寄与による内訳を示した。平均出生子ども数の低下幅は最近のコーホートほど大きくなっており、加速的な低下があることを示している。とくに低下幅が大きくなった1955-59年コーホート以降の変化について、その要因の内訳を見ると、まず1955-59年コーホートではその平均出生子ども数低下(-0.10)のほとんどが晩婚化効果で占められている。また、高学歴化の効果も他の時期に比べると大きい。低下に占める割合は晩婚化効果が87%、高学歴化効果が13%であった。次の1960-64年コーホートでは、-0.12の低下を示しているが、夫婦の出生ペースの低下がはっきりと現れてきており、低下の49%の寄与をしている。他方で晩婚化効果、高学歴化効果はそれぞれ46%、5%を占めている。さらに次の1965-69年コーホートでは、-0.21という大幅な低下を示しており、その原因が注目される場所であるが、その低下の47%に当たる0.10が夫婦の出生ペースの低下によるもので、残りの52%が晩婚化効果、1%が高学歴化効果である。すなわち、このコーホートでは結婚行動変化と結婚後の出生行動変化の拡大が同時に生じたことが、出生低下の幅を大きくしたと考えられる。また、それらは同程度の寄与をして

いた。

図8 妻32歳時平均出生子ども数コーホート変化の要因分解、
：高学歴化、晩婚化、夫婦出生行動変化

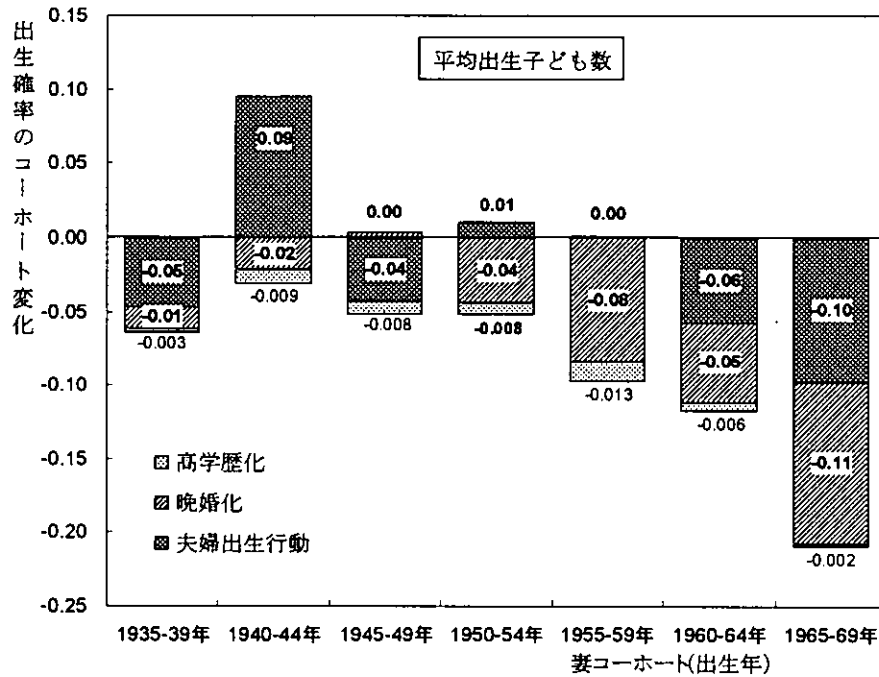
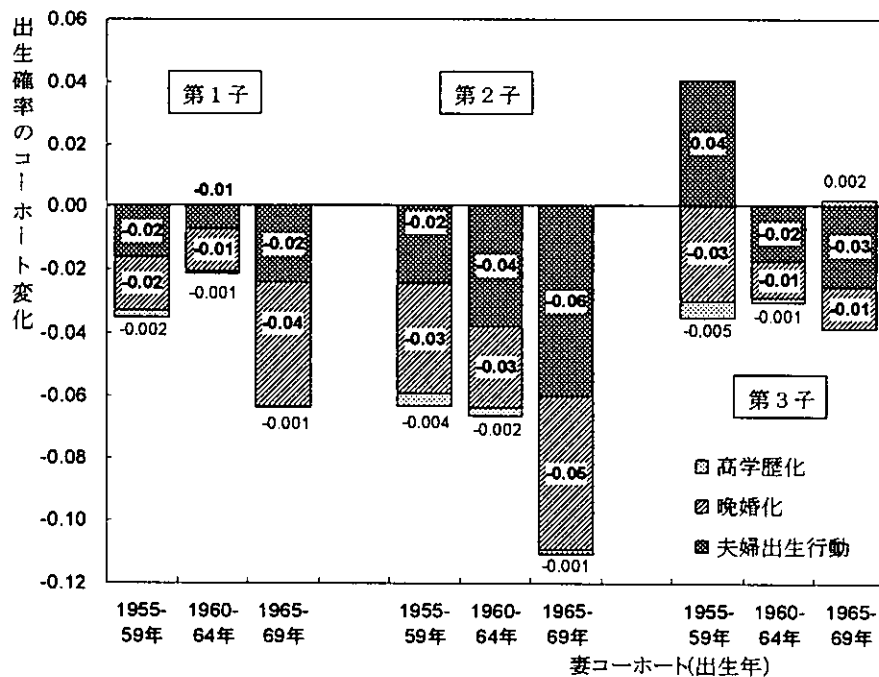


図9 妻32歳時第1～3子出生確率コーホート変化の要因分解、
：高学歴化、晩婚化、夫婦出生行動変化



そうした行動変化をより詳しく見るため、出生順位別変化について見よう(図9)。ただし、ここでは1955-59年以降のコーホートについてのみ示した。まず、1955-59年コーホートでは、先に平均出生子ども数では夫婦の行動変化は全く現れなかったが、出生順位別に見ると第1子、第2子では実は夫婦の出生ペースの低下がわずかに見られ、それを第3子の出生ペースの増加が相殺していたことがわかる。つまり、このコーホートでは第1子、第2子を産もうとする夫婦がわずかに減る一方で、2人以上子どもを持った夫婦の第3子以上を持つペースはやや上昇したことになる³。一方、晩婚化効果、高学歴化効果は第1～3子すべてで出生を減らす効果を示しており、とくに第2子、第3子の効果が大きい。次の1960-65年コーホートでは、第1～3子すべてで夫婦は出生ペースを下けているが、とりわけ第2子の産み方のペース低下が目立つ。晩婚化の効果も第2子で大きい。注目される1965-69年コーホートでは第1、2子の低下が増大するが、やはり第2子の低下がとくに著しい。このコーホートでは夫婦出生行動変化の程度もすべての順位で大きい、これも第2子での増大が著しい。晩婚化の効果の方は、第1、2子で大きな差はない。

6. まとめ

以上、夫婦出生コーホート変化の要因分析結果をまとめると、全体として夫婦の出生ペースに低下が始まるのは1960-64年コーホートであり、それは1965-69年コーホートではっきりとした変化となった。しかし、すでに1950-54年コーホートから顕著となってきた晩婚化の夫婦出生に対するマイナス効果も衰えず、むしろ増大する傾向さえ見えている。1965-69年コーホートでは、それらが重なる形で非常に大きな下げを経験している。

なお、ここでは出生低下が著しく注目される妻1965-69年生まれコーホートを分析対象とするために、32歳時という出生過程途上でのコーホート比較を行ったが、この時点での出生子ども数低下は出生タイミングの遅れである可能性と最終的な子ども数の減少である可能性の双方を含み、どちらを意味するのかは現時点では知る方法がないことに注意が必要である。一つ先輩の1960-64年コーホートでは30歳代に一定のキャッチアップが見られ、29歳時における前コーホートとの差を37歳時点までに半分に縮めている

³ やや複雑な解釈になるが、この第3子の夫婦出生ペース上昇は、晩婚化と高学歴化の効果で相殺されて実際には第3子の増加にはつながっていない。あるいは、この晩婚化と高学歴化のマイナス効果を補い、意図する数の子どもを持つために夫婦は出生ペースを上げたと解釈する方が妥当かもしれない。

ことにならうなら、1965-69年コーホートの出生低下もある程度はタイミングの遅れであり、キャッチアップが生ずるものと思われる。しかし、その程度については不明である。このコーホートでの低下幅の大きさを考えるなら、その夫婦出生のキャッチアップの程度こそ、結婚動向、婚前妊娠の動向と並んで今後の少子化の行方を決める大きな鍵になるだろう。

参考文献

- 金子隆一、1991、「初婚過程の人口学的分析」『人口問題研究』第47巻第3号、pp.3-27.
- 、1993、「年齢別出生率の将来推計システム」『人口問題研究』第49巻第1号、pp.17-38.
- 、1995、「わが国女子コーホート晩婚化の要因について—平均初婚年齢差の過程・要因分解—」『人口問題研究』第51巻第2号、pp.20-33.
- 厚生省人口問題研究所編、1988、『昭和62年日本人の結婚と出産—第9次出産力調査—』厚生統計協会.
- 、1993、『平成4年日本人の結婚と出産—第10回出生動向基本調査—』、厚生統計協会.
- 国立社会保障・人口問題研究所編、1998、『平成9年日本人の結婚と出産—第11回出生動向基本調査—』、厚生統計協会.
- 、2003、『第12回出生動向基本調査、結婚と出産に関する全国調査、夫婦調査の結果概要』国立社会保障・人口問題研究所.
- 高橋重郷、金子隆一、他、2003、「第12回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査 夫婦調査の結果概要」(共)『人口問題研究』第59巻2号.

5. 出生率変動と経済要因に関する研究：イースタリン仮説の検証

別府志海（麗澤大学）

日本の出生率が低迷を始めて久しい。合計特殊出生率は2002年に1.32まで低下しているが、この低出生率が今後も続くのか、それともある時点で反騰するのかは現在のところ不透明である。こうした出生率変動に対し、今まで多くの研究がなされてきた。

さて、これまでも出生率変動について経済学的分析は行われている。しかしベッカー G. S. Becker に代表される経済学を応用した分析は子どもの需要面を主に扱っているため、出生率がなぜ変化したのかの分析は可能ではあるものの、これからどのようなようになるかの予測は難しい。

本研究ではイースタリン R. A. Easterlin が提唱した相対所得仮説 *relative income hypothesis* について、日本への適用可能性を探る。この仮説は一般にイースタリン仮説と呼ばれている。この仮説は他の経済要因を考慮した出生力モデルと異なり、人口変動や経済変動と出生力変動の関連についてのものであるため、出生率の低下のみでなく出生率の上昇についても説明が可能である。

現在の日本は出生率のみならず経済も低迷を続けているが、仮にこの仮説が日本にも適用可能と分析されれば、現在の景気低迷が一段落し景気が回復してくれば、出生率が反騰する可能性があることを指摘できる。ただしその場合も、女性が子育てと就労の両立可能な環境を整えることは重要な政策であろう。

1. イースタリン仮説

経済学的手法、指標を用いて出生率変動を説明しようとする研究はこれまでも多く行われている。純粋経済学では、個人の嗜好はランダムであり、したがって経済社会の状態とは無関係であるという仮定から分析されている。こうした仮定はベッカーら経済学を応用した出生力決定モデルにおいても同様である。一方でイースタリンは、個人の嗜好は一定ではなく、個人の所属するグループと自らの育った経験とが組み合わさって決定されると考えた (Easterlin 1987, 加藤 2001)。その中でイースタリンの出生力理論は、経済理論の枠組みに嗜好という社会学的分析の視点を導入したことにより、それまでの経済学的分析とは一線を画している (大淵 1988)。彼の相対所得仮説は、こうした経済学を応用した分析に社会学の流れを取り入れた独特な仮説である。

相対所得仮説についてイースタリンは、「若いカップルが喜んで結婚し、出産をすることへ影響を与える重要な要因は、彼らの将来が彼らの物的願望を満たしてくれることである」と述べている。そして出生率と経済の関係について、「カップルの潜在稼働力が自分たちの願望に比して高ければ、彼らは将来に対して楽観的になり、結婚・出産を自由に行える。一方、自分の願望に比して乏しいならば、悲観的になり、結婚・出産を手控えるだろう」

と述べている (Easterlin 1987)。

また個人の物的願望は自分が育った環境により影響されるが、これには親の経済状態が大きく影響していると述べている。夫婦は親の生活水準を実現しようとし、その実現の程度と出生率は深い関連があるとする。したがって、カップルの物的願望はその親の経済状態の関数ということになる。この考えは経済状態、つまり世代により所得と出生率の関係が変化することを意味し、嗜好の変化を取り入れていることを示している。

相対所得の概念について、単純化したモデルをイースタリン自身は次の様に示している (Easterlin 1987)。

$$\text{相対所得} = \frac{\text{夫婦の潜在稼得力}}{\text{夫婦の物的願望}} \quad [1]$$

上記のモデルは非常に単純であるが、実際に分析を行う際にどのような指標を用いるかはやや曖昧である。イースタリン自身は上の式を単純化し、次の式を導いている (Easterlin 1987)。

$$\text{相対所得} = \frac{\text{青年男子の最近の所得経験}}{\text{青年男子の両親の過去における所得}} \quad [2]$$

イースタリンによればつまり相対所得とは、現実には獲得できる所得と願望との比率である。このモデルでは男子の所得を用いているが、これはライフサイクルを通じて主な所得稼得者に男子を仮定しているためである (Easterlin 1987)。

イースタリン自身が述べているように、人々の行動はこうした経済要因だけで変動するわけではないだろうが、一方でこうした経済要因抜きに出生行動が決定されることもまた考えにくい (Easterlin 1987)。相対所得理論は、自分の所得と物的願望の比という形で経済要因に嗜好の概念を取り入れることで社会学的視点を持ち込んだ点で独特であり、多くの研究者の興味を引いている。なお、他の経済学からの出生率分析アプローチについてや、これらのアプローチとイースタリン仮説の関係については、大淵 (1988)、大淵 (1992)、大淵 (1996) に詳しく記載されているので、そちらを参照されたい。

イースタリン仮説はこれまで数多くの研究が行われている。マキューノヴィッチ D. J. Macunovich はイースタリン仮説を扱った賛否両論の論文について、それらが使用したデータや分析方法などを詳細にサーヴェイしている (Macunovich 1998)。イースタリン仮説の検証は世界中で行われているが、その中でもアメリカについて行ったものはイースタリン自身のものも含め、数多く研究されており、結論もおおむね肯定的である。一方、北米以外ではアーミッシュ J. F. Ermisch が積極的な研究を行っているが、その結論はイースタリン仮説に対し否定的である。

日本におけるイースタリン仮説の検証は大淵 (1988)、原田 (1998) などで行われてい

る。大淵（1988）では戦前と戦後について相対的世代規模やいくつかの相対所得指標を用いて分析がされている。その結果、戦前においてはイースタリン仮説が当てはまらないものの、戦後においてはかなりの程度妥当するとしている（大淵 1988）。一方原田は、大淵（1988）の分析が 1985 年まで行われていたものを 1997 年に伸ばして分析を行っている。その結果から原田は、確かに戦後の日本においてイースタリン仮説が当てはまる時期があるが、それは 1980 年代中頃までであり、1990 年代以降では必ずしも当てはまらなくなっていると述べている（原田 1998）。

2. 本研究において仮説検証に用いる経済指標

以上で述べたようにイースタリンの相対所得モデルは非常に単純であり、また一見そのような関係がありそうに思える。この理由からイースタリン仮説に対し、多くの研究者が興味を示してきた。しかしながら仮説の分析・検証を行うに際し、実際にどういった指標を用いるかは、データの利用可能性など制約が多く難しい。イースタリンが式〔1〕において示そうとしたカップルの潜在稼得力と物的願望を指す指標にはどういった指標が望ましいか、分析を行う前に考える必要があると考える。

これまで日本をはじめ世界の多くのイースタリン仮説を扱った研究は、経済指標に所得金額を用いて分析されている。所得金額を示す指標には物価変動を考慮しない名目所得額と、物価の変動を考慮する実質所得額がある。しかし名目所得の場合、物価上昇や経済成長などが存在するために異なる時点間での比較は難しい。一方、実質所得は物価変動の影響を除けるがいつの時点の物価水準を基準に調整するかが問題となる。

ところで、一般に人が将来の所得や経済状態を考える際、現在の所得額を基準に判断するのではなく、その上昇率を基準に判断すると考えられる。所得額という指標は現在における「状態」を示すが、潜在的稼得力、つまり将来の所得については情報がない。したがって所得額をそのまま用いた指標は将来の稼得力を必ずしも示し得ない。また日本のように年功序列社会の場合、たとえ現在若者と中高年者の所得格差が大きくとも、生涯に獲得する実質賃金は差がないことが考えられる。一方、所得を上昇率で表した場合、生涯における所得上昇率が世代により不変であるということは考えられず、世代毎の特徴を反映すると考えられる。したがって所得を金額で比較した分析よりも上昇率を比較した指標の方が、より直接に潜在的稼得力を示し得ると考えられる。

以上のような理由から、本研究では相対所得指標の算出に所得額ではなく所得の上昇率を用いて分析を行う。所得金額についてのデータは、厚生労働省が行っている「賃金構造基本調査」における「年齢階級別常用労働者の月間きまって支給する給与額」を用いた。また、イースタリンのいう青年男子の年齢には、平均出生年齢を近似して 25-29 歳を用いている。なお、イースタリンは親の所得金額と自分の所得金額を比較しているが、本研究ではイースタリンの分析方法とは別に自分の所得の上昇率と親世代の所得の上昇率を比較する。モデルに示すと以下のようなになる。

$$\text{相対所得} = \frac{\text{青年男子の潜在稼得力(= 所得上昇率)}}{\text{親世代の稼得力(= 所得上昇率)}} \quad [3]$$

実際には失業のリスクがこれに加わる。失業率の上昇は無所得人口を増大させるため、社会全体では所得の減少と考えられる。同様に失業率の改善は社会全体でみた場合、一種の所得上昇と見なすことができる。失業率を表す指標として就業率を用いた場合、失業を考慮した所得上昇率は所得上昇率と就業率の積により求めることができる。以上から、上の式〔3〕は次のように書き換えられる。

$$\text{相対所得} = \frac{\text{青年男子の最近の所得上昇率} \times \text{年齢別就業率}}{\text{親世代の最近の所得上昇率} \times \text{年齢別就業率}} \quad [4]$$

本研究ではさらに、以上の方法と別に、自分の所得の上昇率と経済成長率の比較も試みている。経済成長率は親を含めた社会全体の経済成長を示す指標であり、自分の所得の上昇率を経済成長率で除した値が1を超えれば所得上昇率が経済成長率を上回ることになる。これは自分の稼得力が社会全体より大きい状態であることを示す。したがって、将来において相対的に裕福になることが期待される。また、所得の上昇率を経済成長率で除すことで、間接的に物価変動の影響を取り除くことができる。

$$\text{相対成長率} = \frac{\text{青年男子の潜在稼得力}}{\text{社会全体の経済成長率}} \quad [5]$$

式〔4〕の相対所得と同様、実際には失業のリスクがこれに加わる。したがって上の式は次のように書き換えられる。

$$\text{相対成長率} = \frac{\text{青年男子の最近の所得上昇率} \times \text{就業率}}{\text{社会全体の経済成長率}} \quad [6]$$

ここで、経済成長率に用いる年次が問題となる。この問題は、カップルの物的願望がいつの時点で形成されるのかという問題と関わっている。カップルの物的願望は現在形成されていると仮定した場合、経済成長率の年次には、所得上昇率と同一の年次を用いた分析が考えられる。一方で、カップルの物的願望は現時点ではなく、もっと若い頃に形成されるとも考えられる。この場合、社会現象に関心を持ち始め、物的願望が形成され始める年齢層のデータを用いた分析を行うことが妥当であろう。

本研究では物的願望は10歳代で形成されると仮定し、青年男子の所得データと同年の経済成長率に加え、青年が10歳代だった頃の経済成長率として、所得データに対し15年

前の経済成長率を用いた指標も合わせて分析を行う。

以上で示した指標を用い、イースタリン仮説の検証を行った。本研究では所得データに名目所得額を用いているため、経済成長率についても名目経済成長率を用いて分析を行っている。

3. イースタリン仮説と日本の出生率変動

はじめに、青年男子と壮年男子の所得上昇率の比と、出生率との関連を分析する。

図1は25-29歳男子の所得上昇率に25-29歳就業率を掛けたものと50-54歳の男子の所得上昇率に50-54歳就業率を掛けたものの比、および合計特殊出生率の推移を示している。50-54歳は平均世代間隔を25年とした時の、25-29歳の人に対する親世代の指標として示している。平均世代間隔については30年とする見方もあるが、1980年代までは55歳定年制が広く普及しており、定年後は所得上昇率が大きく低下するため、ほぼ全年次で25-29歳所得上昇率が55-59歳所得上昇率を上回っていた。そのため、本研究では55-59歳についての分析は行わない。

さて、図1をみると、25-29歳所得上昇率と親世代である50-54歳所得上昇率との比率は出生率と強い相関が認められる。合計特殊出生率と $(25\cdot 29\text{歳所得上昇率}\times\text{就業率}) / (50\cdot 54\text{歳所得上昇率}\times\text{就業率})$ の1968-2002年における相関係数をSPSSを用いて算出したところ、0.876と非常に高い結果を得た(表1)。ここで分母の年齢層を親世代に限定しない場合、どの年齢層と比較した場合に最も出生率変動を説明できるか相関をとっている。なお、45-49歳については1972年まで元の資料が40-49歳で表章しているためにデータの個数が少なくなっている。

分母に取る年齢層を直近の30-34歳から50-54歳まで用い、相対所得上昇率と出生率との相関係数を調べたところ、分母に用いる年齢が高いほど相関係数も高くなるという結果が得られた。したがって、自分の親の世代に当たる50-54歳と比較した場合に最も出生率変動を説明しやすいことが明らかになった。このことから、親世代の経済的動向は子どもに対し、他の世代とは異なり大きな影響を与えることが推察される。

所得上昇率の指標に25-29歳に代えて30-34歳を用いて分析を行ったのが図2である。1970-75年頃では所得の上昇率が25-29歳に比べ若干悪く、その分だけ出生率変動とのフィッティングが改善している。一方、1990年代後半からは25-29歳に比べ若干ながら所得上昇率が改善しているため、図1に比べ出生率と離れている。また2002年では、出生率変動と乖離の兆しが見える。

合計特殊出生率に換えて年齢別出生率と経済指標との関係を見たものが図3である。ここでは年齢別出生率が最も高い25-29歳の出生率を示している。先験的には経済指標の所得で用いている年齢も25-29歳であることから、経済指標と出生率指の両者にある程度高い相関が期待される。しかし図3をみると、1970年代中頃までと1990年以降では多少の相関が認められるが、1970年代中頃から1980年代にかけては合計特殊出生率を用い

た図1よりもむしろ乖離している。図1の合計特殊出生率との比較では、1970年代から1980年代についても高い相関関係を示していることから、ある年齢における所得上昇率の変化が必ずしもその年齢層における出生率に影響を与えていないことがいえる。

さて、図1、表1から経済指標と出生率にある程度の相関が認められたが、出生順位による相違はないだろうか。図4から図6は、合計特殊出生率を出生順位別に分けて示したものである。これらの分析から、興味深い結果が得られた。出生順位別にみると、図4の第1子では分析を行った1968年から2002年の全期間にわたって相関が高い様子が見られる。実際に相関係数を計算すると、表2のように0.888と高い。これは第1子の出生が経済状況に強く依存している様子を示している。図5の第2子は、1968年から1990年頃までは非常によく当てはまっているが、1990年頃からは所得上昇率の水準と乖離し、出生率だけが低下するようになった。図6の第3子は、全期間にわたって出生率と所得上昇率の関連が薄く、相関係数も0.630と低い。このことから特に第3子の出生行動について、所得上昇率の上下はあまり関係ない様子が示された。カップルは経済状態、所得（稼働力）が高いから3子目を産むのではなく、子どもを欲しいから産むという状況が想定される。

さて、図6までは経済指標として相対所得を用い、25-29歳における所得上昇率を50-54歳における所得上昇率で除した値を用いていた。図7以降では、以上の分析で用いた50-54歳の所得上昇率に代えて名目GDP成長率および、15年前における名目GDP成長率を用いる。ここで15年前を用いる理由は、10歳代において夫婦の物的願望が形成されるとの仮定からである。

図7は、これらの経済指標と合計特殊出生率の推移を示したものである。まず経済成長率の年次について比較を行う。名目GDP成長率は所得指標と同年のものと、所得指標の15年前のものを用いているが、図に描いてみると、所得データと同年の経済成長率を用いた指標よりも所得データの15年前の経済成長率を用いた指標の方が、出生率変動に対し説明力を持つことが示された。このことは、夫婦の物的願望が現在よりもある程度以前に形成されていることを示唆しているものと考えられる。さて図7から、25-29歳の所得上昇率に就業率を考慮したものを15年前の経済成長率で除した指標と合計特殊出生率の推移を示した。この図から、1990年代以降において比較的相関が高くなっているが、1990年以前はむしろほとんど独立に推移している様子が示された。

経済成長率についても、図3、図4-6同様に年齢別出生率を用いた場合と出生順位別出生率を用いた場合の分析を行う。

図8は出生率に25-29歳出生率を用いたもので、相対所得を用いて分析を行った前掲図2と対応する。図8をみると両者の相関は非常に低く、図2の相対所得の方が年齢別出生率変動を説明できる。したがって、年齢別出生率と経済指標との関係には多少のラグがあり、出生率変動にすぐに反映されない状況が考えられる。

図9から図11は出生率を出生順位別に示したものであり、前掲の図4から図6に対応する。図9から図11の3つの図をみると、いずれの出生順位についても全期間において適合するような指標はない。しかしながら期間を区切ってみた場合、ある程度相関している