

表4 推計結果(妻25~49歳、同居:同一家屋での同居のみ)

変数	(サンプル数 5534)			
	別居・妻無業	夫方同居・妻就業	夫方同居・妻無業	妻方同居・妻無業
妻の現在年齢	dp/dx	dp/dx	dp/dx	dp/dx
妻・高卒(基準:中卒)	-0.008 ***	0.000	-0.005 ***	0.001
妻・高専短大卒	-0.032	0.003	-0.017 *	0.014 **
妻・大卒以上	-0.025	-0.015	-0.020 **	0.022 **
夫の現在年齢	-0.070 *	-0.019	-0.026 ***	0.038 **
夫・高卒(基準:中卒)	-0.001	-0.001	0.002 **	-0.001 **
夫・高専短大卒	-0.026	0.024 *	0.009	-0.007 *
夫・大卒以上	-0.044	0.035	0.011	-0.013 ***
夫の対数所得	0.021	0.004	0.011	-0.015 ***
子供数	0.288 ***	-0.083 ***	-0.028 **	-0.019 ***
子供数×0~2歳	-0.023 **	0.007	-0.002	0.002
子供数×3~5歳	0.179 ***	-0.002 ***	0.021 ***	-0.004 ***
部屋数	0.085 ***	-0.003 **	0.012 ***	0.003 ***
夫・長男	-0.065 ***	0.035 ***	0.022 ***	0.005 ***
妻・長女(兄弟なし)	-0.062	0.104 ***	0.064 ***	-0.013 ***
夫父・農林以外の自営業(基準:事務)	-0.051	-0.030 ***	-0.006	0.057 ***
夫父・専門管理職	-0.026	-0.001	0.015	-0.007 *
夫父・事務販売職	-0.011	0.004	0.010	-0.007 *
夫父・現場労働者	-0.037	0.002	-0.002	-0.001
夫父・無職	-0.002	-0.002	-0.003	-0.002
夫母・パート(基準:無職)	-0.032	-0.010	-0.021 *	-0.011
夫母・常勤	-0.039 **	-0.020 **	-0.016 ***	-0.001
夫母・自営業	-0.026	0.005	-0.010	-0.007 *
妻父・農林以外の自営業(基準:事務)	-0.027	0.021 **	0.000	-0.007 **
妻父・専門管理職	0.041	-0.027 ***	0.003	0.000
妻父・事務販売職	0.048	-0.029 ***	-0.009	-0.006
妻父・現場労働者	0.056 *	-0.021	-0.001	-0.004
妻父・無職	0.037	-0.018	0.007	-0.007
妻母・パート(基準:無職)	0.088	-0.022	0.014	-0.010
妻母・常勤	-0.085 ***	-0.012 **	-0.012 ***	0.001
妻母・自営業	-0.099 ***	-0.010 **	-0.007 *	0.005
市部	-0.080 ***	-0.002	-0.009 **	0.004
有効求人倍率	0.023	-0.032 ***	0.003	-0.009 ***
保育所定員率	-0.055 **	0.018 **	0.013 *	0.001
	-0.001	0.000	-0.001 ***	0.000 **

擬似決定係数=0.252 対数尤度=-5610

(注)表3の注参照。

表5 推計結果(妻25~49歳、同居:同一敷地内での同居を含む)

(サンプル数 5534)

変数	別居・妻無業	夫方同居・妻就業	夫方同居・妻無業	妻方同居・妻就業	妻方同居・妻無業	dp/dx
妻の現在年齢	-0.005 ***	-0.001 **	-0.008 ***	0.002	-0.001 **	-0.001 **
妻・高卒(基準:中卒)	-0.033	0.000	-0.026	0.027 **	0.011	0.011
妻・高専短大卒	-0.030	-0.020	-0.031 *	0.040 **	0.026	0.026
妻・大卒以上	-0.072 **	-0.020	-0.038 **	0.056 **	0.012	0.012
夫の現在年齢	-0.019	0.000	-0.001	-0.002 **	0.000	0.000
夫・高卒(基準:中卒)	-0.066	0.037	0.030	-0.018 **	-0.012	-0.012
夫・高専短大卒	0.013	0.020	0.020	-0.025 **	-0.009	-0.009
夫・大卒以上	0.285	-0.137 ***	-0.027	-0.024 **	-0.012	-0.012
夫の対数所得	-0.028	0.027 ***	0.000	-0.032 ***	-0.002	-0.002
子供数	0.155 ***	-0.026 **	0.032 ***	0.008 **	-0.001	-0.001
子供数×0~2歳	0.065 ***	-0.018	0.025 ***	-0.016	0.010 ***	0.010 ***
子供数×3~5歳	-0.093 ***	0.070 ***	0.041 ***	-0.007	0.007 ***	0.007 ***
部屋数	-0.063	0.123 ***	0.071 ***	0.020 **	0.013 ***	0.013 ***
夫・長男	-0.038	-0.055 ***	-0.030 **	-0.024 **	-0.019 **	-0.019 **
妻・長女(兄弟なし)	-0.025	-0.012	0.015	-0.019 ***	-0.001	-0.001
夫父・農林以外の自営業(基準:事務)	-0.003	-0.009	0.005	-0.017 **	-0.011	-0.011
夫父・専門管理職	-0.028	-0.007	-0.013	-0.005	-0.001	-0.001
夫父・事務販売職	0.002	-0.021	-0.014	-0.011 *	0.004	0.004
夫父・現場労働者	-0.022	0.002	-0.023	0.000	-0.018	-0.018
夫父・無職	-0.019 ***	-0.037 ***	-0.034 ***	-0.014 ***	0.002	0.002
夫母・パート(基準:無職)	-0.022	0.018	-0.016	-0.014 *	0.005	0.005
夫母・常勤	-0.024	0.027	0.001	-0.020 ***	-0.011 *	-0.011 *
夫母・自営業	0.044	-0.040 **	0.007	-0.005	-0.008	-0.008
妻父・農林以外の自営業(基準:事務)	0.046	-0.050 ***	-0.006	-0.020 **	0.008	0.008
妻父・専門管理職	0.042	-0.024	0.021	-0.013	0.006	0.006
妻父・事務販売職	0.031	-0.024	0.018	-0.014	-0.001	-0.001
妻父・現場労働者	0.066	-0.042	0.054 *	-0.013	-0.019	-0.019
妻父・無職	-0.062 ***	-0.018 **	-0.020 ***	0.001	-0.020 ***	-0.020 ***
妻母・パート(基準:無職)	-0.064 ***	-0.022 ***	-0.026 ***	0.012	-0.016	-0.016
妻母・常勤	-0.064 ***	0.016	-0.020 **	0.015	-0.003	-0.003
妻母・自営業	0.038	-0.078 ***	-0.003	-0.020 ***	-0.006 *	-0.006 *
市部	-0.069 *	0.053 ***	0.024 ***	0.013 ***	0.005	0.005
有効求人倍率	-0.001	0.001	-0.001	0.000	0.000	0.000
保育所定員率						

擬似決定係数=0.235 対数尤度=-6422

(注)表3の注参照。

4. 短時間雇用者の増大と少子化

岸 智子

1. はじめに

国立社会保障・人口問題研究所の「第7回出生動向基本調査」（1977年）から「第11回出生動向基本調査」（1997年）までの5回の調査によると、夫婦が予定している子供数の平均値は毎回、理想子供数を下回っている。出生動向基本調査は、調査対象となった夫婦に予定子供数が理想子供数より少ない理由を尋ねているが、第11回の調査では、「一般的に子供を育てるのにお金がかかるから」という理由が最も多く、全サンプルの35.6%（複数回答）を占めていたということである。ちなみに、1982年の第8回の調査では「高齢で子供を産むのがいやだから」という回答が最も多かった。金銭的理由が最上位になったのは1992年の第10回調査以来のことである。

経済が成長するにつれて、人々は子供一人一人の教育により多くの時間と費用をかけるために子供の数を抑えようとする。アメリカでは1960年代にベッカーらがこの傾向を指摘している。すなわち、少子化は子供を育てられないほど貧しい社会ではなく、子供の養育や教育に多額の投資をすることが一般的になった社会における出産抑制から生じている、というのである。日本はすでに子供の養育や教育に多額の投資をする社会になっている。ところが一方で景気が低迷し、雇用が不安定になり、所得の低い世帯も増えている。このため子供の養育・教育の負担感を強く持つ世帯が多くなっているのではないだろうか。とくに1990年以降、短時間雇用者が増えたことによって所得が低く、子供の養育や教育の負担を強く感じ、子供を持ちたがらない世帯や子供の数を抑えようとする世帯も増えているのではないだろうか。以下では、子育て期の人々の就業状態と世帯年収の問題に関するデータ分析を行い、今後の所得政策を考える。

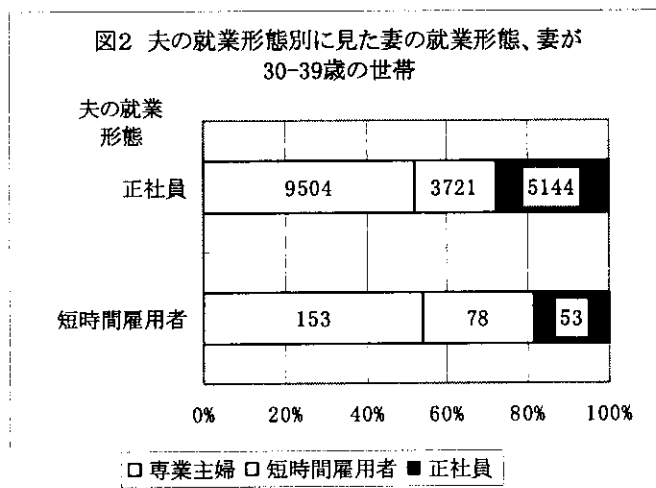
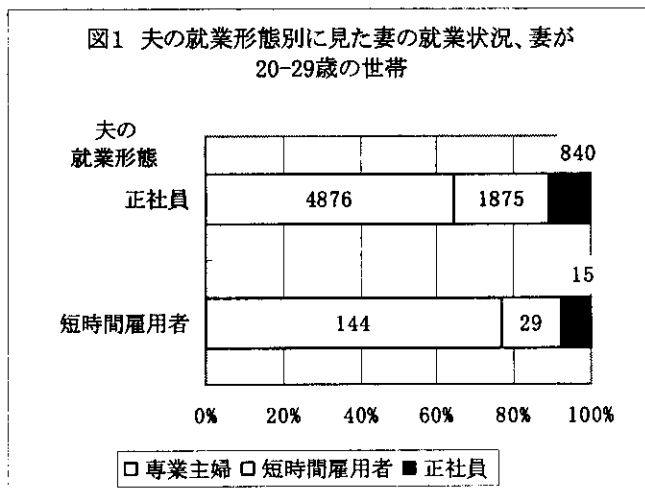
2. 夫が短時間雇用者である世帯における妻の就業

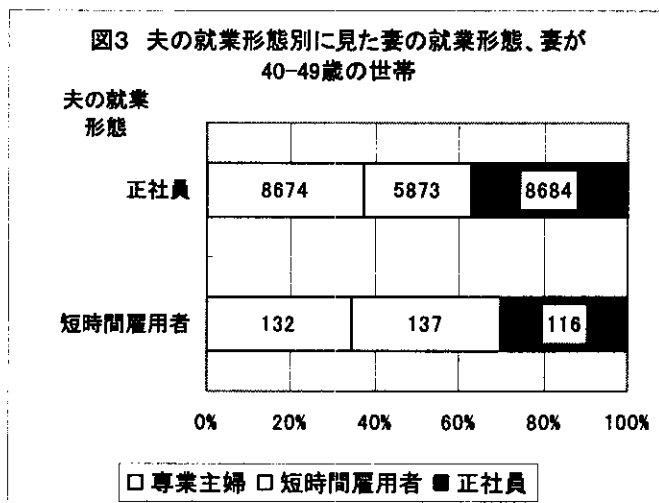
日本企業は1990年以降、正社員の採用を抑制し、短時間雇用者に置きかえることによって不況や国際競争の激化などの厳しい経営環境に対応しようとしている。短時間雇用者の多くは女性であると考えられているが、そうではない。総務省の「労働力特別調査」によると、2002年4月現在、一週間の労働時間が35時間未満の非農林業短時間雇用者1354万人のうち約3割、413万人が男性である。

男性の短時間雇用者には高齢者が多いが、2002年4月の「労働力特別調査」によれば83万人が20-29歳、48万人が30-39歳である。これらの人々の中には大学生や大学院生のアルバイトも含まれており、また未婚者も多いと考えられる。2002年現在は短時間雇用者で

あっても 2003 年には正規従業員になる人も出てくるであろう。

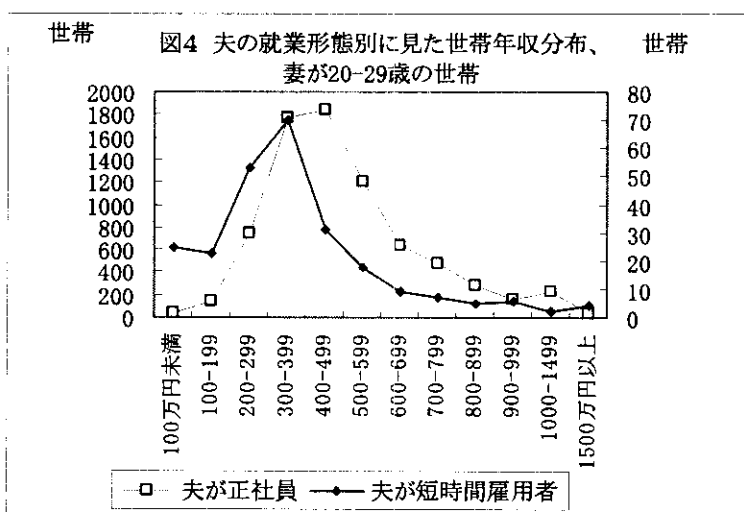
しかし、社会全体で若年男性の短時間雇用者が増大するにつれ、収入の低い夫婦が増えるのではないかと危惧される。現在の日本では 20 歳代、30 歳代の女性労働力率が高くなっているため、理屈の上では夫が短時間雇用者であっても妻が正規従業員になれば世帯収入は高くなるはずである。ところが実際には夫が短時間雇用者であれば、妻も短時間雇用者という場合が多く、正社員として就業している妻は少数である。「平成 8 年 社会生活基本調査」から 20-49 歳既婚女性のサンプルを取り出し、夫の就業形態別に妻の就業形態を見たのが図 1 から図 3 である。ここで、短時間雇用者の定義は被用者であって週労働時間が 35 時間未満の者である。これらの図は、妻の正社員就業率は夫が正社員である世帯よりも夫が短時間雇用者である世帯のほうが低いことを示している。また、夫が短時間雇用者である世帯の妻の就業率が若い世代ほど低くなっていることを示している。夫が短時間雇用者である世帯の妻の就業状況は年代によって異なり、40-49 歳の妻の半数以上が正社員かまたは短時間雇用者として就業しているが、20-29 歳の妻の 80% 近くが無業である。

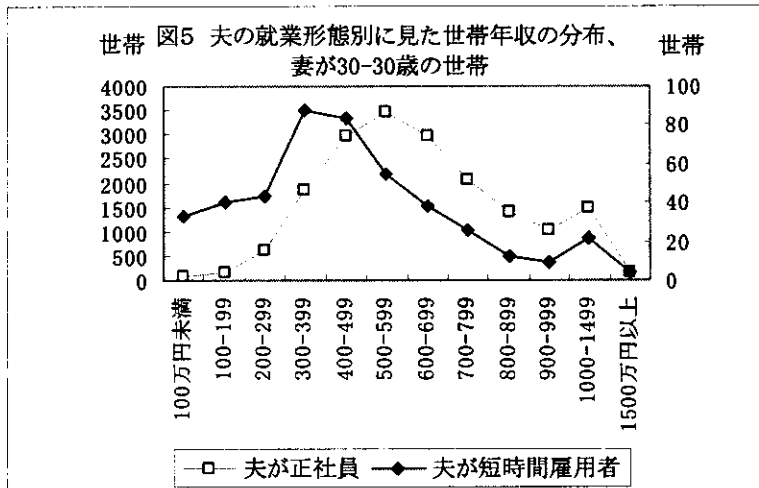




3. 夫が短時間雇用者である世帯の世帯収入

夫が短時間雇用者である世帯の年収はどのような分布を示すのであろうか。図1-図3と同じサンプルについて、夫の就業形態別に年収のヒストグラムを作成すると、夫が短時間雇用者である世帯の年収分布は夫が正社員である世帯のそれとは明らかに異なっている。図4は妻が20-29歳の世帯、図5は妻が30-39歳の世帯の年収分布を示している、夫が短時間雇用者で妻が20-29歳の世帯には年収が300万円未満という回答が多い。夫が短時間雇用者で妻が30-39歳の世帯にも年収300-399万または400-499万円の世帯が多く、年収500-599万円を最頻値とする「夫が正社員」の世帯との分布の違いは顕著である。





さらに、世帯年収に関して以下のような回帰分析を行うと、夫が短時間雇用者であることが世帯年収に有意な負の効果を及ぼしていることが明らかになる。「平成8年 社会生活基本調査」では、年収は離散型変数として記載されているが、年収 (y) 関数の分析のため、以下のように連続型変数に置き換える。世帯年収の推定に用いたのは (1) 式である。

年収階層	y
100万円未満	50万円
100-199万円	150万円
200-299万円	250万円
300-399万円	350万円
400-499万円	450万円
500-599万円	550万円
600-699万円	650万円
700-799万円	750万円
800-899万円	850万円
900-999万円	950万円
1000-1499万円	1250万円
1500万円以上	1500万円

$$(1) \log(y) = \omega + \alpha(Fsize_h)_i + \beta_1(Part1)_i + \beta_2(Part2)_i + \beta_3(Part3)_i + \gamma_1(Full1)_i + \gamma_2(Full2)_i + \delta(Extend)_i + \varepsilon_i$$

(1) 式の説明変数は以下のようなものである。添え字 i は、第 i 番目の世帯を表している。なお、説明変数および被説明変数の記述統計量を Appendix に示した。

F s i z e _ h : 夫の勤め先企業の規模を表すカテゴリー変数 (従業員数 30 人未満を基

準とし、以下の 11 カテゴリーに分かれている。100-199 人、200-299 人、300-399 人、400-499 人、500-599 人、600-699 人、700-799 人、800-899 人、900-999 人、1000 人以上、官公庁)

- Part1: 夫も妻も短時間雇用者であれば 1、そうでなければ 0 になるダミー変数
 Part2: 夫が短時間雇用者で妻が正社員であれば 1、そうでなければ 0 になるダミー変数
 Part3: 夫が短時間雇用者で妻が無業であれば 1、そうでなければ 0 になるダミー変数
 Full1: 夫が正社員で妻が短時間雇用者であれば 1、そうでなければ 0 になるダミー変数
 Full2: 夫も妻も正社員であれば 1、そうでなければ 0 になるダミー変数
 Extend: 三世帯同居世帯
 ・: 誤差項

なお、(1) 式に妻の勤め先企業の規模に関するカテゴリー変数を加える推定も試みたが、「官公庁」以外は統計的に有意な推定値が得られなかった。そこで、妻の勤め先については「官公庁ダミー」のみを説明変数に加えた。推定の結果は表 1 のようになる。

表 1 世帯年収の推定

	20-29 歳	30-39 歳	40-49 歳
説明変数			
切片	5.3289 (162.137) [#]	5.5920 (224.109) [#]	5.6958 (171.214) [#]
夫の年齢 (連続変数)	0.0180 (16.565) [#]	0.0122 (18.810) [#]	0.0092 (13.550) [#]
夫の勤め先企業の規模 (30 人未満を基準とする)			
30-99 人	0.1181 (7.830) [#]	0.1439 (14.130) [#]	0.1999 (19.940) [#]
100-299 人	0.1402 (8.988) [#]	0.1890 (17.773) [#]	0.3080 (29.601) [#]
300-499 人	0.1962 (9.438) [#]	0.2972 (20.914) [#]	0.3955 (27.904) [#]
500-999 人	0.2199 (11.044) [#]	0.2992 (22.285) [#]	0.4417 (31.984) [#]
1000 人以上	0.3549 (25.963) [#]	0.4485 (50.895) [#]	0.5776 (65.976) [#]
官公庁	0.2420 (13.671) [#]	0.3864 (38.630) [#]	0.5615 (56.853) [#]

妻が官公庁	0.1630 (6.354) #	0.2184 (16.758) #	0.2096 (18.413) #
夫婦の就業形態（「夫が正社員、妻が無業」が基準）			
「夫が正社員、妻が短時間雇用者」	0.0412 (2.678) #	0.0048 (0.617)	0.0325 (4.212) #
「夫も妻も正社員」	0.2037 (17.127) #	0.1266 (16.396) #	0.0719 (9.713) #
「夫も妻も短時間雇用者」	-0.1027 (-1.347)	-0.1106 (-2.493) †	-0.0314 (-0.847)
「夫が短時間雇用者、妻が正社員」	0.5316 (5.495) #	0.0401 (0.818)	-0.0303 (-0.814)
「夫が短時間雇用者、妻が無業」	-0.1634 (-4.697) #	-0.1920 (-6.262) #	-0.1163 (-3.184) #
三世帯同居（核家族世帯が基準）	0.2537 (17.708) #	0.1035 (14.379) #	0.0602 (8.583) #
Adjusted R ²	0.2098	0.2142	0.2394
F-value	148.648	364.537	496.461
サンプル数	7784	18676	22036

: 有意水準 0.5%(片側)で有意。

† : 有意水準 2.5%(片側)で有意。

表1より、どの年齢層でも「夫も妻も正社員」という世帯の年収は基準となっている「夫が正社員で妻が無業」の世帯を有意に上回っている。とくに妻が20歳代の世帯の年収は、他の要因を一定とすると妻も正社員であることによって約20%上昇する。ただし、同じく妻が20歳代の世帯の年収は妻の短時間雇用では約4%しか上昇しない。また、妻が30歳代の世帯では妻が短時間雇用者になっても年収にプラスの有意な効果が認められない。

「夫が短時間雇用者で妻が無業」という世帯の年収は妻の年齢階層がいずれであっても「夫が正社員で妻が無業」という世帯を下回っている。妻が20歳代無業の世帯では、他の条件を一定とすれば夫が短時間雇用者であることによって年収は16%低くなる。また、妻が30歳代無業であれば、夫が短時間雇用者であると年収が19%低くなっている。ところが「夫が短時間雇用者で妻が正社員」の世帯収入は、妻が20歳代の世帯では「夫が正社員で妻が無業」の世帯年収よりも高くなっている。ただし、サンプル数は図1に示したようにごく少数である。なお、妻が30歳代、40歳代の世帯では「夫が短時間雇用者で妻が正社員」の世帯の年収は「夫が正社員で妻が無業」の世帯とほぼ同じである。また、「夫も妻も短時間雇用者」の世帯収入は妻が30歳代であれば「夫が正社員で妻が無業」の世帯より

低い、妻が20歳代または40歳代であれば「夫が正社員で妻が無業」の世帯と同じである。

以上の分析より、夫が短時間雇用者で妻が就業していない世帯の年収は低い、夫が短時間雇用者でも妻が就業している世帯の年収は夫が正社員で妻が無業の世帯に近いことが確かめられた。それでは、夫が短時間雇用者であっても妻が就業していれば育児の面でも問題は無いのだろうか。以下では、夫が短時間雇用者である世帯の子供数に関する分析を行う。

5. 夫が短時間雇用者である世帯の無子割合

「平成8年 社会生活基本調査」には出生児数に関するデータが含まれていないが、子の在園状況に関する質問に「子供がない」という回答が用意されているため、これを用いて無子世帯がどのような条件のもとに出現するかを推定することができる。いま、無子世帯の出現率を p とし、夫婦の就業状況と世帯類型を説明変数とするロジスティック回帰式(2)を推定する。

$$(2) \quad \log\left(\frac{p_j}{1-p_j}\right) = a + b_1(Part1)_j + b_2(Part2)_j + b_3(Part3)_j + c_1(Full1)_j + c_2(Full2)_j + d_1(O_House)_j + d_2(Extend)_j + d_3(Metro)_j + e_j$$

説明変数 Part1, Part2, Part3 および Full1, Full2 の意味は(1)式と共通で、「夫が正社員で妻が無業」の世帯を基準とし、他の世帯の無子割合を推定するためのダミー変数である。Extend は三世代同居世帯、O_House は持ち家、Metro は大都市圏を表している。三世代同居や良好な住宅事情は出生児数を増やし、大都市圏は減らすことが『平成9年 出生動向基本調査』で示されているため、これらの変数を加えたのである。なお、添え字の j は第 j 番目の世帯、 e は誤差項である。(2)式の推定結果は表2のようになる。

表2で Deviance の値より、(2)式のあてはまりは必ずしも良くないことがわかる。無子世帯の出現割合は、夫婦の就業状況以外のさまざまな要因に依存しているのであろう。しかし、夫婦の就業状況を示すダミー変数の推定値のいくつかは統計的に有意である。なお、(2)式の説明変数に世帯年収を加えた推定も行ったが、統計的に有意な推定値が得られなかった。

表2で20歳代の妻の世帯に関する推定結果を見ると、「夫が短時間雇用者で妻が正社員」であるような世帯の無子割合が「夫が正社員で妻が無業」の世帯より高く、さらに「夫婦ともに正社員」の世帯より高くなっている。反対に「夫が短時間雇用者で妻が無業」である世帯の無子割合は「夫が正社員で妻が無業」の世帯よりも有意に低い。三世代同居や持ち家は無子割合に影響を及ぼしていないが、大都市圏に住んでいることは無子割合を高めている。

30歳代の妻の世帯に関する推定結果では、夫が短時間雇用者の場合、妻の就業状況がどれであっても夫が正社員の世帯よりも無子割合が高い。なお、三世代同居は無子割合に影響を及ぼしていないが、持ち家に住んでいることは無子割合を少なくしている。

妻が40歳代の世帯でも、妻が正社員であると無子割合が高くなるが、とくに「夫が短時間雇用者で妻が正社員」の世帯に無子世帯が多いことがわかる。ただし、より若い世代と比べると夫が短時間雇用者であることの影響は弱くなっている。

以上の分析は、夫が短時間雇用者で妻が正社員という世帯では、夫婦ともに正社員の世帯よりもさらに無子割合が高くなることを示している。妻が正社員として就業し、夫が短時間雇用者として就業しながら育児を行うという家庭内分業が行われにくい現状の反映であろう。

表2 無子割合に関する推定の結果

	20-29 歳	30-39 歳	40-49 歳
切片	1.1420 (0.0806) [#]	-2.2671 (0.0456) [#]	-1.5581 (0.0496) [#]
夫婦の就業形態（「夫が正社員、妻が無業」が基準）			
「夫が正社員、妻が短時間雇用者」	1.1420 (0.0806) [#]	0.4905 (0.0679) [#]	-0.4518 (0.0587) [#]
「夫も妻も正社員」	1.7321 (0.0634) [#]	1.2891 (0.0581) [#]	0.2863 (0.0487) [#]
「夫も妻も短時間雇用者」	1.3652 (0.4129) [#]	0.8859 (0.3110)	-1.3315 (0.4201)
「夫が短時間雇用者、妻が正社員」	2.0205 (0.4962) [#]	1.5914 (0.3153) [#]	0.5528 (0.2430)
「夫が短時間雇用者、妻が無業」	-0.4729 (0.2406)	0.3062 (0.2706)	-0.3348 (0.2776)
三世代同居（核家族世帯が基準）	-17.9517 (310.2)	-17.4848 (224.8)	-17.5983 (198.0)
持ち家（借家が基準）	0.0228 (0.0630)	-0.3580 (0.0512) [#]	-0.1021 (0.0489)
13 大都市圏（それ以外の地域が基準）	0.3327 (0.0757) [#]	0.4523 (0.0651) [#]	-0.1819 (0.0673)
AIC	9625.966	12371.846	16273.842
Deviance	56.3242 (DF=30)	92.1765 (DF=32)	32.3726 (DF=35)
サンプル数	7791	18670	22077

: p<0.001 · : p<0.01

6. 就業形態の多様化と少子化について

就業形態の多様化とくに短時間雇用者の増加傾向は、今後も続くと予想されている。女性ばかりではなく、男性の短時間雇用者も増大するであろう。本研究では、夫が短時間雇用者である世帯の年収や妻の就業状況、無子割合を夫が正社員として就業している世帯と比較した。

分析の結果、夫が短時間雇用者であれば、妻も正社員にはなっていない場合が多く、そのため夫の就業形態が年収分布の顕著な違いに結びついていること、夫が短時間雇用者で妻が無業、という組合せが若い世代に多いこと、夫が短時間雇用者で妻が正社員であれば世帯年収は必ずしも低くないが、無子割合が高くなることなどが確かめられた。

夫が短時間雇用者で妻が無業の世帯の無子割合が低いことや世帯年収と無子割合との間に相関関係がないことから、低所得そのものが少子化の原因とは考えにくい。むしろ育児の負担感が出生よりも就業を優先させる傾向を生み、少子化を加速させているのではないかと考えられる。

夫が短時間雇用者で妻が正社員という世帯の無子割合が高いことは、男女の社会的分業の非対称性を示唆している。現在のところ、男性の短時間雇用は育児と就業の両立を容易にするような就業形態であるとは考えられない。人件費の抑制のため、短時間雇用者比率を高める企業が増えている。しかし、そのことは人口に意図せぬ影響を及ぼす可能性もある。政府は短時間雇用者世帯の増大に対応した雇用政策や所得政策を考えなければならないであろう。短時間雇用者の正社員への登用を促進する政策や所得の低い世帯に対する児童手当、税制控除などが考えられる。

参考文献

加藤久和（2001）『人口経済学』、日本評論社。

国立社会保障・人口問題研究所（1997）『平成9年 日本人の結婚と出産—第11回出生動向基本調査—』

総務省（2002）「労働力調査特別調査」（<http://www.stat.go.jp/data/routoku/>）

Appendix 変数の記述等計量

変数	カテゴリー	サンプル数	%
世帯年収	100万円未満	283	0.6
	100-199万円	572	1.2
	200-299万円	2231	4.6
	300-399万円	5263	10.9
	400-499万円	7025	14.5
	500-599万円	7386	15.2
	600-699万円	6316	13.0
	700-799万円	5399	11.1
	800-899万円	4336	8.9
	900-999万円	3198	6.6
	1000-1499万円	5586	11.5
	1500万円以上	904	1.9
	計		48499
子の数	無子	7082	14.5
	一子以上	41873	85.5
計		48955	100.0
世帯類型	三世代同居世帯	10637	21.7
	核家族世帯	38318	78.3
計		48955	100.0
夫の勤め先の従業員規模	1-4人	1882	3.9
	5-29人	7991	16.6
	30-99人	6929	14.4
	100-299人	6129	12.7
	300-499人	2688	5.6
	500-999人	2982	6.2
	1,000人以上	11815	24.5
	官公庁	7724	16.0
計		48140	100.0
妻が公務員か	公務員	3506	7.2
	公務員以外	45499	92.8
計		48955	100.0

夫の年齢	29歳以下	4816	9.8
	30-34歳	7226	14.8
	35-39歳	8982	18.3
	40-44歳	10073	20.6
	45-49歳	11595	23.7
	50-54歳	5158	10.5
	55-59歳	960	2.0
	60歳以上	145	0.3
計		48955	100.0
夫婦の就業形態組合せ	夫が正社員で妻は無業		
	夫は正社員で妻は短時間雇用者		
	夫は正社員で妻も正社員		
	夫が短時間雇用者で妻は無業		
	夫が短時間雇用者で妻も短時間雇用者		
	夫が短時間雇用者で妻は正社員		
計			
持ち家	持ち家	31509	35.6
	借家	17446	64.4
計		48955	100.0
大都市（人口30万人以上）	大都市	5868	12.1
	大都市以外	42670	87.9
計		48538	100.0

注：サンプル数合計が項目によって異なるのは欠損値のためである。

5. 1960年代出生コーホート以降の結婚・出生行動変化による 期間出生率の変動

岩澤 美帆

はじめに

人口再生産の動向を正確に把握する—この目的のために、人口学では様々な指標やモデルが開発されてきた。とりわけ先進国では算出方法が簡便である期間合計特殊出生率が参照されることが多いが、その水準を人々の行動変化と結びつけて正しく理解することは実は容易ではない。従って、これまでも出生率変動についての理解を深めるために、いくつかの分析視角、指標が提示されている。

日本においては、1970年代以降の出生率低下に対して、これまで夫婦が子どもを生まなくなったのではなく、若者が結婚しなくなったことが主要因である、という説明がなされてきた。結婚の減少が出生率低下の原因となりうるのは、日本が先進諸外国と異なり、未だほとんどの出生が法律婚カップルから発生している事情による。そして事実この間、急激な勢いで20代、30代の未婚率が上昇している。

本稿では、出生率が、基本的に年齢別初婚率に従って発生する有配偶者の初婚年齢と結婚持続期間に依存する出生率パターンに基づいて決定されたと考え、出生行動の変化を、結婚行動の変化と結婚後の夫婦の出生行動の変化に分離することを試みる。それを期間指標として表現し、1980年代以降の期間出生率の変化に対する、結婚行動の変化と夫婦の出生行動の変化の効果、それぞれ定量的に示すことにする。

期間出生率については、例えば年齢別出生率を有配偶率と有配偶出生率に分離し、変化量に対するそれぞれの指標の寄与が要素分解によって示されることがある。ただし、期間の有配偶出生率は、分母となる有配偶者が結婚持続期間でコントロールされていないので、初婚年齢パターンに変化がある場合には解釈が難しい。本稿で示すモデルは、ある年次、ある年齢の有配偶者の結婚持続期間別構成比を考慮した形で変化を捉えることが可能となっている。

期間出生率の分析に入る前に、コーホート出生率を観察することによって、コーホート出生率の将来見通しを示し、世代による行動変化を確認する。その後、そのような行動変化を、ある基準となる結婚および夫婦の出生行動のパターンからの乖離として表現し、結婚行動の変化と夫婦の出生行動変化の、期間の出生率への影響を示すことにする。

1節 コーホート出生率の将来見通し

日本においては、子どもは結婚制度の中で生まれるべきという規範が強いため、結婚行動によって出生行動が規定されている側面が他の先進諸国に比べて強い。

そこでコーホート出生率が、生涯未婚率、初婚の年齢分布、夫婦出生力の水準によって規定されるモデルを考え、日本においてはこの3つの行動変化がどのようにコーホート出生率に影響を与えているのかを明らかにしたい。コーホート出生率は以下のような数式で表されるものとする。これは平成14年全国将来推計人口における出生率の仮定設定に用

いられたものと同様のモデルである（国立社会保障・人口問題研究所,2002）。

$$CTFR = (1 - PS) \cdot \left[\sum_{n=1}^4 \int_5^{50} g_n(a) \cdot m^c(a) da \right] \cdot k \cdot w$$

ただし PS は生涯未婚率、 $g_n(a)$ は初婚年齢 a 歳の有配偶女子における第 n 子の生涯出生確率、 $m^c(a)$ は有配偶女子の初婚年齢が a 歳である割合、 k は結婚出生力低下係数、 w は離婚・死別・婚外出生の影響を調整する離死別効果係数である。

1940年代出生コーホートに比べて、2000年現在で出生過程がほぼ終了していると考えられる1950年代コーホートでは生涯未婚率および平均初婚年齢の上昇が確認された。また夫婦出生力については、1子割合と3子割合が増加するという多極化が起こったため、全体としては先行コーホートに比べて大きな変化は見られなかった。ゆえにこの世代のコーホート出生率は非婚化および晩婚化という結婚の構造的な要因によってある程度低下することが見込まれる。

一方1960年代以降の出生コーホートについては、まだ出生過程が完全に終了していない。しかしながら一般化対数ガンマ分布モデルによって推定された将来の初婚率¹から、非婚化および晩婚化の傾向はさらに続くことが予測され、加えて1965年コーホートまで観察することができる35歳時点での累積出生率を分析した結果、1960年コーホート以降、夫婦の出生行動自体が変化している兆候が確認された。35歳での累積出生児数は、完結出生児数の水準をかなり反映していると考えられる。ゆえに1960年代コーホート以降については、非婚化・晩婚化といった構造的な要因以外に、夫婦の出生力そのものが低下することによってコーホート出生率が低い水準にとどまる可能性が出てきているといえそうである。

表1 コーホート別にみた再生産行動の特徴

再生産行動	1940年代 出生コーホート	1950年代 出生コーホート	1960年代 出生コーホート	1970年代 出生コーホート
生涯未婚率	安定	上昇	上昇	上昇?
初婚年齢	安定	上昇	上昇	上昇?
夫婦出生力	安定	多極化	低下	低下?

¹一般化対数ガンマ分布モデルによる年齢別初婚率の推定については、金子（1991）を参照されたい。

図1 35歳時コーホート累積出生率のコーホート間変化量の要素分解

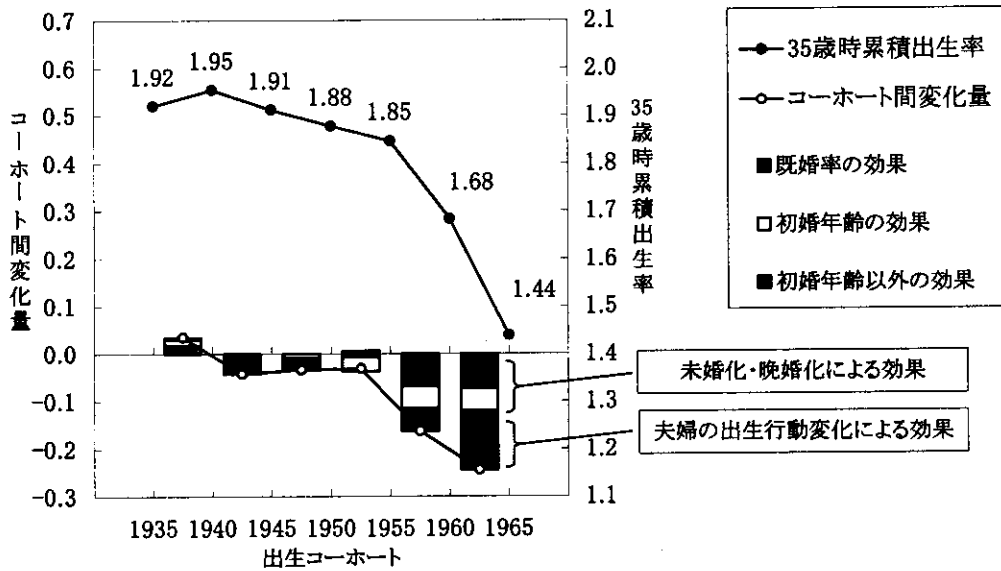


表2 35歳時コーホート累積出生率のコーホート間変化量の要素分解

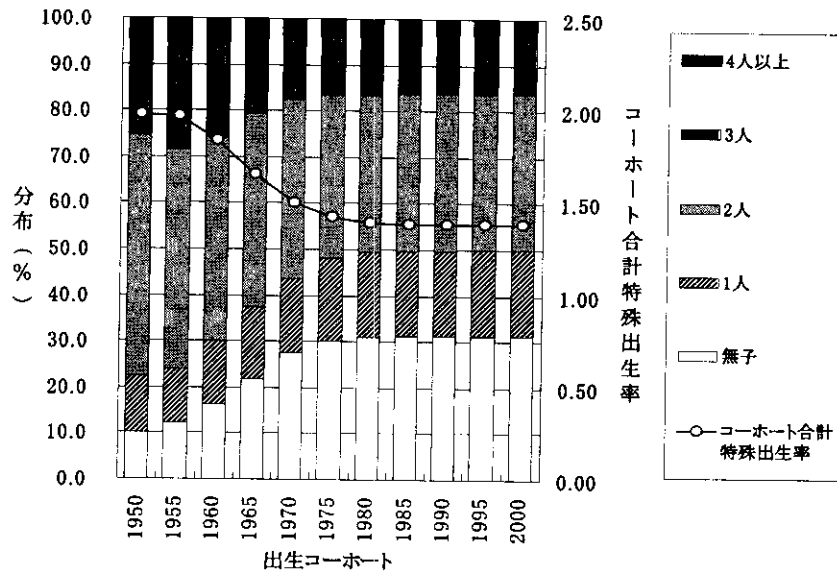
年次	1935～40年	1940～45年	1945～50年	1950～55年	1955～60年	1960～65年
35歳時累積出生率 (期首)	1.92	1.95	1.91	1.88	1.85	1.68
35歳時累積出生率 (期末)	1.95	1.91	1.88	1.85	1.68	1.44
コーホート間変化量	0.03	-0.04	-0.03	-0.03	-0.16	-0.24
既婚率の効果	0.02	-0.02	0.00	-0.01	-0.07	-0.07
既婚女子出生率の効果						
初婚年齢の効果	0.01	0.00	-0.01	-0.03	-0.05	-0.05
初婚年齢以外の効果	0.00	-0.02	-0.03	0.01	-0.05	-0.12
寄与率 (%)						
既婚率の効果	51.3	47.3	0.6	23.9	42.3	30.3
既婚女子出生率の効果						
初婚年齢の効果	36.5	3.3	23.3	95.5	28.2	18.8
初婚年齢以外の効果	12.2	49.4	76.1	-19.5	29.4	50.9

(x歳時)コーホート累積出生率は以下のように分解できる。

$$\begin{aligned}
 \frac{\text{既往出生数}}{\text{コーホート人口}} &= \frac{\text{既婚者数}}{\text{コーホート人口}} \times \frac{\text{初婚年齢分布から予測される出生数}}{\text{既婚者数}} \times \frac{\text{既往出生数}}{\text{初婚年齢分布から予測される出生数}} \\
 &= \text{既婚率 (累積初婚率)} \times \frac{\text{初婚年齢分布から予測される既婚者の平均出生児数}}{\text{予測値の実現率}}
 \end{aligned}$$

コーホート間の変化量を要素分解した場合、右辺第1項がコーホート累積出生率に影響を与える既婚率の変化による効果、第2項が初婚年齢の変化による効果、第3項が初婚年齢以外の変化による効果と考えることができる。累積出生率、既婚率については人口動態統計より算出。初婚年齢分布から予測される既婚者の平均出生児数については、出生動向基本調査によって、出生過程がほぼ完結し、傾向が安定しているコーホート(1932-57年)について算出した初婚年齢別35歳児累積出生児数を標準値とし、離死別係数で調整した後、35歳時までの初婚年齢の分布で重みづけすることによって算出。

図2 モデル推定値に基づくコーホートの完結出生児数分布



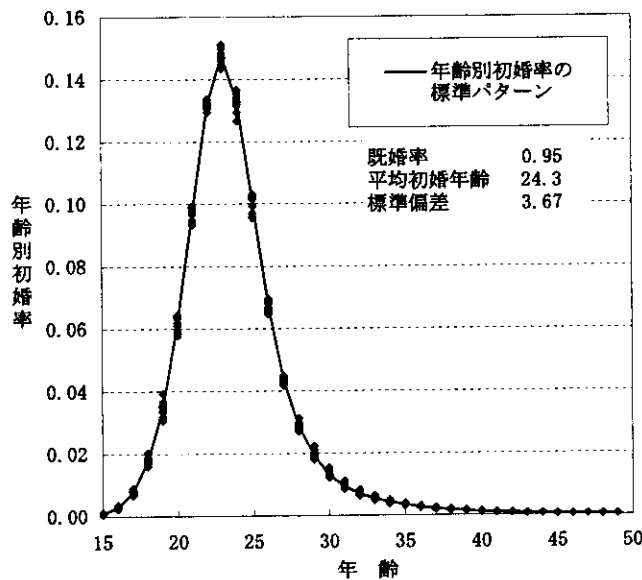
このような1950年代出生コーホート以降の結婚行動の変化、1960年代出生コーホート以降の夫婦の出生行動の変化は、期間の出生率にどのように影響を与えていたのだろうか。期間出生率に対する結婚行動の影響については、これまでも様々な方法で記述が試みられてきた(Takahashi,2000; 廣嶋,2000)。いずれの方法も、コーホート指標による観察を軸としており、結婚タイミングの遅れと生涯未婚率のレベルの変化に着目し、ある時点での結婚の変化について、それぞれの効果を分離しているが、このような分離をおこなうためには、まだ初婚過程が終了していないコーホートについても、具体的な初婚率あるいは出生率を想定することになる。しかしながら、どのような将来値を仮定するかによって、期間出生率に対する効果の大きさも変わってしまうことを意味し、結果に対する解釈が難しい。そこで本稿での分析では、初婚のタイミング効果と最終的な生涯未婚率の効果を分離することはせず、両者の効果をまとめて、結婚行動の変化として扱うこととする。その代わりに、出生率への結婚の発生の影響と、結婚後の夫婦の出生行動の影響の分離を試みる。具体的にはまず、コーホートの初婚過程、初婚年齢別出生過程について、行動変化が起こる前の標準的なパターンを特定しておき、そのような標準的なパターンが維持された場合に実現される出生率を求め、実績値と比較することにする。すなわち出生行動は、初婚年齢と結婚持続期間によって決まるものとし、その標準パターンについてもあらかじめ関数として抽出しておく。日本の人口再生産の分析において、このような結婚年齢と結婚持続期間の関数として結婚出生力を導入する重要性は稲葉(1992)においても指摘されている。結婚持続期間を取り入れた出生率モデルには、Pageモデル(Page, 1977)などがあり、自然出生力の年齢パターンを基準として用いている。しかし本研究では、調査データから安定期における結婚持続期間別の出生率関数を作成し、それを基準パターンとして用いることとする。

2節 期間出生率への影響

(1) 初婚過程の標準パターン

年齢別初婚率の将来値を一般化対数ガンマ分布モデルで推定した平成 14 年 1 月推計によれば、初婚率の分布は、概ね 1950 年代から変化し、晩婚化と未婚化が進んでいることがわかる。そこで初婚過程の年齢パターンが比較的安定している 1940～51 年出生コーホートの年齢別初婚率の平均値を求め、初婚率分布の標準パターンとして用いることとした。

図 3 1940年～51年出生コーホートの年齢別初婚率および平均値



年齢	年齢別初婚率の標準パターン
15	0.00094
16	0.00289
17	0.00761
18	0.01774
19	0.03447
20	0.06214
21	0.09709
22	0.13173
23	0.14772
24	0.13316
25	0.10046
26	0.06752
27	0.04345
28	0.02862
29	0.01934
30	0.01307
31	0.00936
32	0.00699
33	0.00544
34	0.00433
35	0.00349
36	0.00272
37	0.00219
38	0.00177
39	0.00148
40	0.00116
41	0.00097
42	0.00082
43	0.00068
44	0.00062
45	0.00052
46	0.00045
47	0.00040
48	0.00036
49	0.00031

合計(C) 0.95
 平均年齢 24.31
 標準偏差 3.67
 1940～51年出生コーホートの平均値

(2) 初婚年齢別出生過程の標準パターン

一方、夫婦の出生行動については、出生動向基本調査の分析によって、夫婦の初婚年齢別完結出生児数が 1950 年代半ばのコーホートまで安定的であることがわかった (図 4)。したがって 1932 年～57 年出生コーホートについて、初婚年齢別、各年齢時 (結婚持続期間) の平均累積出生児数を求めたところ図 5 のようになった。これをロジスティック関数によって平滑化したものを標準パターンとして用いる (図 6)。

図4 コーホート別、初婚年齢別完結出生児数

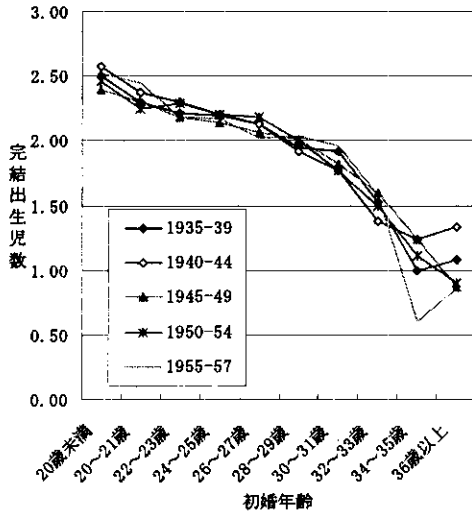


図5 各年齢時の初婚年齢別累積出生児数の実績値：1932年～57年出生コーホートの平均（出生動向基本調査）

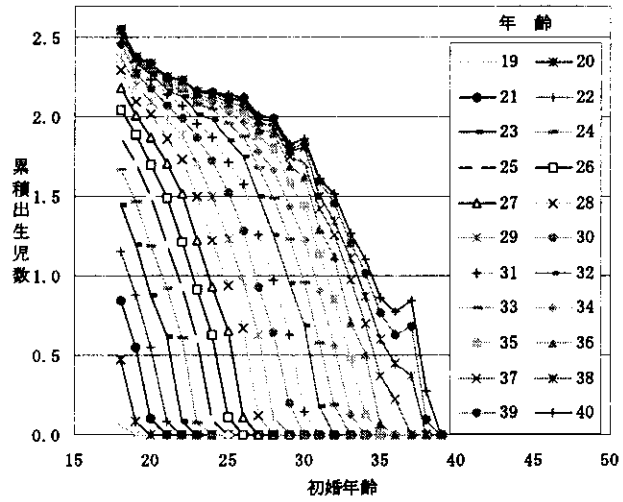
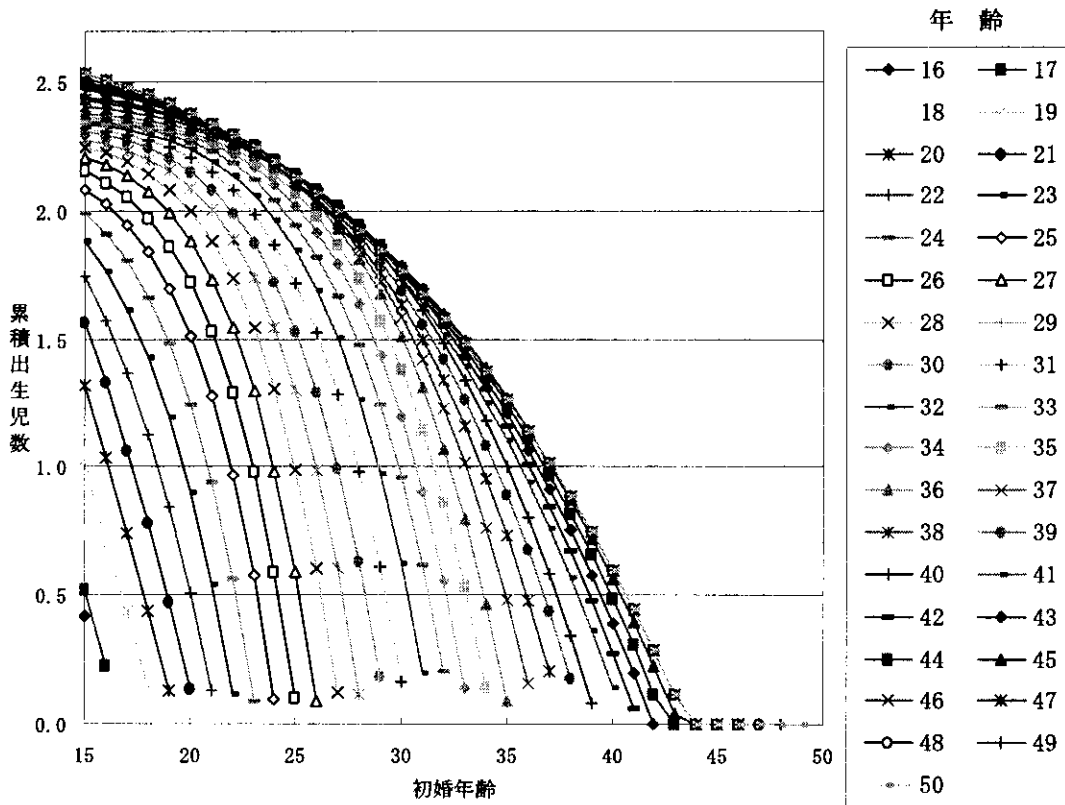


図6 各年齢時の初婚年齢別累積出生児数のモデル値：1932年～57年出生コーホートの標準パターン



注：第8～11回出生動向基本調査における、調査時点で41歳以上の初婚同士夫婦の妻、10,295（1932年～57年出生コーホート）について。各年齢時の平均累積出生児数を求め、ロジスティック関数によって補整した値をモデル値としている。

図6-2 初婚年齢別にみた結婚持続期間別出生率のモデル値：
1932年～57年出生コーホートの標準パターン

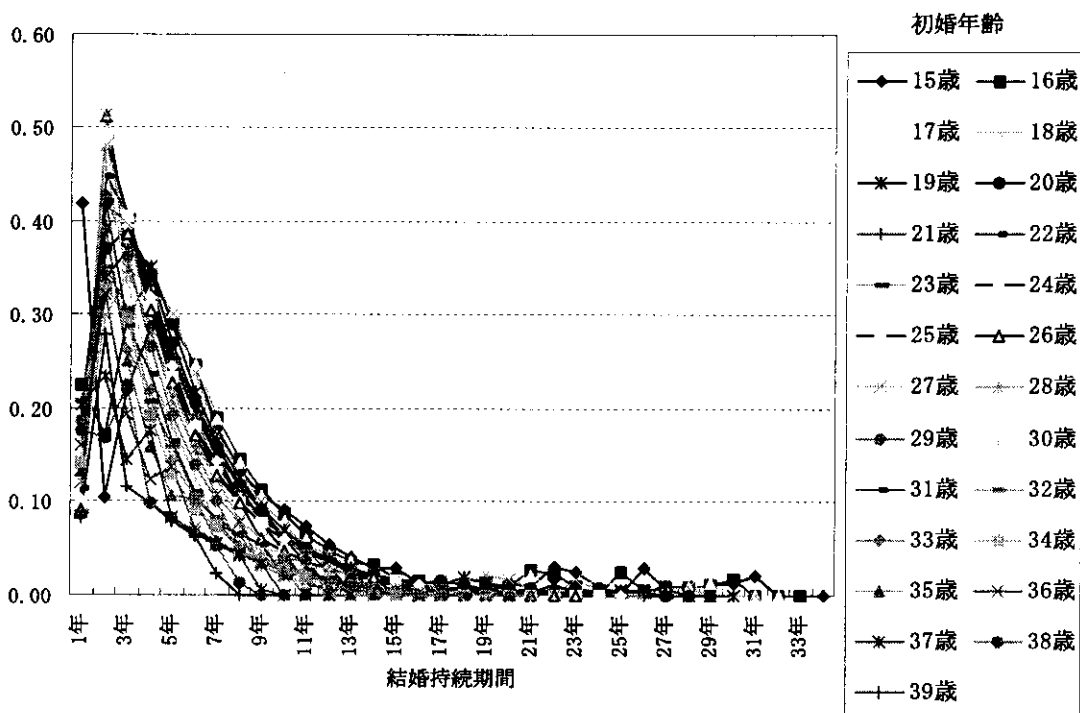


図6-2は同じ関数を、初婚年齢別に結婚持続期間別出生率として表したものである。初婚年齢15歳の場合を除いて、2年目にピークがあり、その後徐々に出生率が低下している。そして初婚年齢が高いほど、ピークの山が低いことがわかる。

さて、あるコーホートの x 歳時累積出生児数の平均値 $F(x)$ は、以下のような算定式によってもとめられると考えられる。

$$F(x) = (1 - PS_x) \cdot \left[\int_5^x g_x(a) \cdot m_x(a) da \right] \cdot w_x$$

ただし PS_x は x 歳時未婚率、 $g_x(a)$ は初婚年齢 a 歳の有配偶女子の x 歳時平均累積出生児数、 $m_x(a)$ は x 歳時有配偶女子の初婚年齢が a 歳である割合、 w_x は x 歳時離死別効果係数である。各年齢時の離死別効果係数については、出生動向基本調査と人口動態統計から算出した数値にロジスティック関数をあてはめたものを用いた(図7)。

図7 累積出生児数に対する離死別効果係数

