

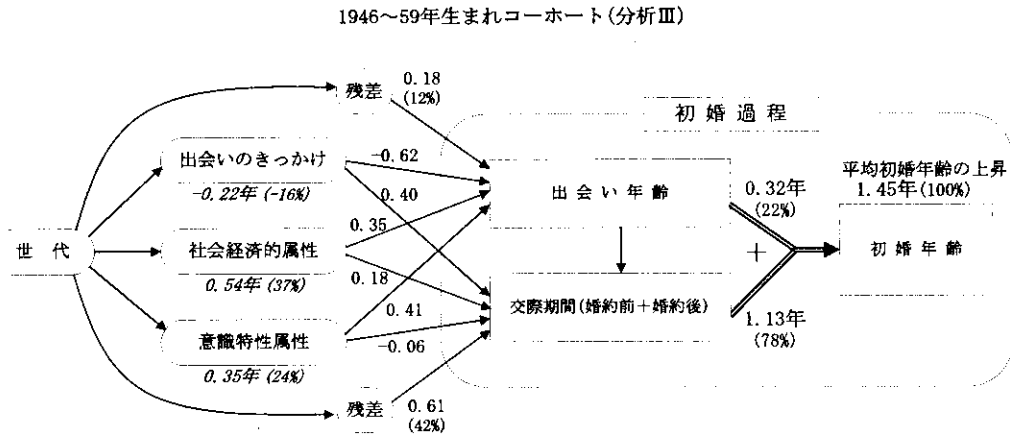
家族意識の変数を加えて分析すると、晩婚化の半分近く(分析Ⅲ54.5%)をこれら観察可能な変数の変化に帰することができる。実際、今回の分析では意識変数は晩婚化に対して、その他の属性変数と同等かやや多くの寄与を示している。ただし、より詳しく見ると意識変数の寄与の多くは前半の1946～53年コーホートの間で大きく、後半53～59年コーホート間では小さい。この前半は終戦期出生コーホートからベビーブームコーホートに相当するが、この間の晩婚化では高学歴化などによる属性変化にともなう効果よりも意識変化にともなう効果が優っている。具体的な意識では、同棲の容認(同時期の晩婚化への寄与40.7%)、離婚の容認(22.3%)、婚前交渉の容認(15.2%)、生涯独身の容認(13.4%)、無子の容認(11.2%)などが大きな効果を示しており、結婚・家族に対する規範を緩和する方向への意識変化が晩婚化につながっていたことを示している。また、これら意識変化の効果が、他の属性変数とほぼ独立して働いていたことは、分析ⅡとⅢの属性変数の効果がほとんど変わらないことから明らかで、この意識変化の寄与は学歴や職業、男女の出会い方などに関わらず、すべての属性グループで一様に存在したことを示している。

以上の結果から、晩婚化の原因について本分析から明らかになった点について考えてみよう。コーホート間の初婚タイミングに関する行動パターンの違いは、まず出会い方や個人属性の構成の違いによってもたらされる。たとえば、1946～59年出生コーホートではそれは全初婚タイミング変化の1/4程度に相当する。したがって、晩婚化のこの部分については、最も近接的な原因が判明したことになる。ただし、これらは1)個人属性グループ間の初婚年齢格差と2)人口のグループ構成変化の二つの要素によってもたらされたものであるから、1)なぜ格差があるのか、と、2)なぜ構成変化が生じたのか、という二つの新たな問を生むことになる⁹。したがって、それは最も近接的な原因が明らかにされたということに止まり、言い換えれば原因の経路が明らかにされたとするべきであろう。

ここでは、そうした経路の先に在る遠因を追跡することは行わず、晩婚化の残りの部分(1946～59年コーホート間で3/4)の近接的原因経路を求めることとした。そのためにここではコーホートの結婚・家族意識の変化を捉え、個人属性と同様の形式で晩婚化への寄与を調べた。これにより1/5～1/4(分析Ⅲ23.9%)だけ追加的に原因経路が求められたことになる(ただし、個人属性と意識との共通部分の存在のため、個人属性の寄与は1/5程度に減少している)。結局、個人属性と合わせて、観察された晩婚化の半分弱(45.4%)の原因経路が突き止められたことになる(図12参照)。ただし、ここで意識変化として捉えられるコーホート間の違いとは何であるのか、さらに、残った半分強のコーホートの差異は何であるのか、という問は残ることになる。

⁹ 学歴の例であれば、これらの問は、1)なぜ高学歴の方が結婚が遅いのか、2)なぜ高学歴化が起きたのか、である。これらに対する回答はたとえば、1)在学中は結婚を望まないため、卒業年齢が高い高学歴の方が結婚タイミングは遅い、2)親の所得向上、社会基盤の整備により高等教育を受けやすくなった、といった理由を考えることができる。ただし、これ以外にも1)人的資本の蓄積により高学歴者の結婚の機会費用が高いため、2)産業技術の高度化によってより高い技術を持った者が求められるようになったため、等々多くの並立あるいは対立する仮説が存在し、学歴という経路だけ見ても晩婚化の遠因はしだいに広がりを持ったものとして拡散して行く傾向がある。

図12 晩婚化(平均初婚年齢上昇)の過程要因分解結果



注：要因の下の斜体の数値は、初婚年齢上昇に対する寄与である。

2. コーホート晩婚化の帰結について

コーホートの晩婚化、すなわち結婚タイミングの遅れは出生タイミングを遅らせることによって年次ごとに発現される出生率を低下させる効果を持つ¹⁰。ここでは本分析によってとらえられた晩婚化およびそれに対する要因の寄与が、年次の出生率低下にどの程度関与したかを知るために、まずそれらの期間合計初婚率に対する影響を考えてみよう。

コーホート出生のタイミング変化が期間(period)の合計出生率(total fertility rate)に及ぼす tempo 効果について、近年 Bongaarts と Feeney(1998)は、Ryder(1956)のコーホート出生率と期間出生率との関係式を再解釈して、独自の指標を提案した。それは期間 p における出生順位 j の合計出生率を $TFR_{p,j}$ 、同期間の出生順位 j の平均出生年齢の年当たり上昇分を $\gamma_{p,j}$ とすると、tempo 効果を除いた合計出生率は次式で与えられるとするものである。

$$TFR_{Adj,j} = \frac{1}{1 - \gamma_{p,j}} TFR_{p,j}$$

同様の考え方を初婚スケジュールに適用すると、期間合計初婚率 $TFMR_p$ とコーホート合計初婚率 $TFMR_c$ の関係は以下のように定式化される¹¹。すなわち、コーホー

¹⁰ コーホートの出生タイミングの遅延が期間出生率にたいして持つ効果は、1) コーホートの異なる出生スケジュールの低い部分が合成されることで一時的に低い期間出生率が生ずる効果(tempo 効果、Ryder, 1956)と、2)高年齢で出生しようとする場合、妊孕力低下や高齢出産忌避によって本来の出生力が実現できなくなる効果(quantum 効果)が考えられるが、ここでは 1)の効果のみについて議論する。

¹¹ Bongaarts と Feeney は、期間指標のみを用いて tempo 効果を除いたとする出生力指標を導出しているが、筆者はこの論理には批判的である。ただし、ここでやっているのはこれと異なり、コー

トの初婚スケジュールが一定の形状を保ちながら、年当たり γ 年高年齢へ向かってシフトしている状況を想定すると、

$$TFMR_p = \frac{1}{1+\gamma} TFMR_c$$

が成り立つ¹²。したがって、平均初婚年齢変化 γ 年の期間合計初婚率に対する相対的縮小効果 $(TFMR_c - TFMR_p) / TFMR_c$ は、 $\gamma / (1 + \gamma)$ で表せる。これは上記のとおりコーホート初婚スケジュールが常に年当たり γ 年の速度でシフトしている場合に見込まれる合計初婚率の低下を表しており、この晩婚化のペースが期間合計初婚率に対する持つ潜在的影響力として解釈される¹³。なお、このタイミングシフトが複数の要因の寄与に分解できて、 $\gamma = \gamma_1 + \gamma_2 + \dots + \gamma_n$ であるとすれば、 $\gamma_i / (1 + \gamma)$ 、 $i = 1, 2, \dots, n$ が要因 i による効果に相当すると考えられる。表6には、分析Iで推定されたコーホート平均初婚年齢変化とその分解値(表3)について、上記議論に基づく期間合計初婚率に対する各過程・要因のタイミングシフト潜在的効果を試算して示した。

同表によれば、たとえば1946～59年出生コーホート間における晩婚化のペースは、これが長く続くと期間合計初婚率を10.4%縮小させる程度のものであり、そのうち、3.2%は出会い年齢の上昇により、7.2%は交際期間の延長によって引き起こされることを示している。また、たとえばこの時期(コーホート)の高学歴化は、合計初婚率を3.8%縮小させるペースであったことがわかる¹⁴。

以上は、晩婚化の期間合計初婚率に対する影響力を測るものであったが、もしコーホートの出生スケジュールの形状が一定で、初婚スケジュールのシフトと同じ量だけ高年齢の側へシフトしている状況を仮定すると、上記の合計初婚率の議論はそのまま合計出生率(正確には出生順位別合計出生率それぞれ)に対して当てはまる。したがってこの場合には、表6に示された数値は各時期に観察された晩婚化とこれに寄与する各要因の期間合計出生率(合計特殊出生率)に対する潜在効果と見なすことができる。

2. 方法論発展の必要性と可能性

今回は、要因効果の推定に正規分布をベースとした線形重回帰モデルを用いているが、これに換えて事象歴分析モデル(パラメトリック回帰モデル)を応用することが可能である。各事象に対して適切なモデルを採用することによって、要因効果の

ホート指標(初婚スケジュール)変化の期間指標への効果を測ろうとするものである。

¹² Ryderの定式化に従えば、 $TFMR_p = (1 - \gamma)TFMR_c$ となるが、これは粗い近似でしかない。

¹³ たとえば走行する自動車の速度が時速50 km/hであるということは、その速度を保ちながら走行した場合に1時間で50 kmの距離を走行するような速度と解釈できるが、ここに導出した量も同様の考え方で、その速度を保ちながら晩婚化した場合に生ずる合計初婚率の低下によって、晩婚化の効果(あるいは速度)を測ろうとするものである。

¹⁴ 当該コーホートが初婚過程に在った時期にだいたい相当する1980年の期間合計初婚率は、83.7%と推定されている(厚生省人口問題研究所、「統計資料集1988年版」)。コーホート合計初婚率を仮に93%と見積もれば、この期間合計初婚率の低下は10.0%となり、本分析の1943-59年コーホート間の平均効果10.4%(動態統計からの推定値は8.5%)に概ね一致する。

表6 期間合計初婚率に対するタイミングシフト潜在効果の初婚過程・要因分解(分析I:1937~59年コホート:第9~11回調査)

期間	1937年生れコホート → 1946年生れコホート			1946年生れコホート → 1953年生れコホート			1953年生れコホート → 1959年生れコホート		
	平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長	平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長	平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長
全タイミング変化	1.8 %	7.6	-5.9	4.6 %	-2.3	6.9	16.3 %	8.8	7.6
出会いのきっかけ	0.1	0.6	-0.2	-2.0	-7.1	5.1	-0.5	1.0	-1.6
学歴	1.5	1.8	-0.3	1.0	3.5	0.1	3.5	3.6	-0.1
結婚前の親との同別居	0.5	0.2	0.1	0.2	0.2	-0.1	0.3	0.6	-0.3
きょうだい構成(兄)	0.5	0.1	0.1	0.1	0.2	0.3	0.1	0.3	0.1
きょうだい構成(姉)	-0.4	-0.0	-0.4	-0.3	-0.3	0.1	-0.5	-0.3	-0.2
きょうだい構成(弟)	-0.3	-0.1	0.1	0.1	0.1	-0.0	0.2	0.2	-0.1
きょうだい構成(妹)	0.9	1.7	-0.9	-0.1	-0.1	0.0	0.5	0.2	0.3
父親の職業	1.5	1.5	0.1	0.4	0.6	-0.2	0.2	-0.0	0.2
交際の恋愛性	0.8	0.3	0.1	-0.0	-0.8	0.7	-0.6	-0.9	0.3
残差	-3.6	1.5	-5.1	2.0	1.7	0.3	12.8	4.0	8.9
	(4.3 %)			(3.5 %)			(13.7 %)		

期間	1946年生れコホート → 1959年生れコホート		
	平均初婚年齢の上昇	平均出会い年齢の上昇	平均交際期間の延長
全タイミング変化	10.4 %	3.2	7.2
出会いのきっかけ	-1.3	-3.2	2.0
学歴	3.8	3.6	0.2
結婚前の親との同別居	0.2	0.1	-0.2
きょうだい構成(兄)	0.1	0.3	0.2
きょうだい構成(姉)	-0.4	-0.3	-0.1
きょうだい構成(弟)	0.1	0.2	-0.1
きょうだい構成(妹)	0.2	0.1	0.2
父親の職業	0.3	0.3	0.0
交際の恋愛性	-0.3	-0.8	0.5
残差	7.4	2.8	4.5
	(8.5 %)		

注：当該期間出生コホートの初婚スケジュールの遅れ(平均初婚年齢の年当たり平均変化)が長期に続いたときに想定される期間合計初婚率のコホート合計初婚率からの減少割合(%)を示す。

より精密な推定が期待でき、またハザードモデルを用いることにより初婚過程途上の(センサリングのある)若いコーホートを対象とした分析、生涯未婚率上昇の評価、競合モデルの適用などが可能となる。この点に関して、ここでは試みとして、上記分析 I と同様の対象に対して初婚年齢および出会い年齢に一般化対数ガンマ分布を用いた重回帰モデルによる要因分解を行った(表 7、図 13)。一般化対数ガンマ分布は、Coale-McNeil の初婚モデルを拡張したものであり、初婚年齢分布および出会い年齢分布に対しての高い適合性が期待できる(金子、1991)。結果を見ると、本論の正規分布ベースのモデルと概ね同様の結果が見られるが、全般に要因効果の推定値は高めとなっており、その分残差が縮小している。したがって、要因効果をより鋭敏に捉えている可能性が高い。ただ、一般化対数ガンマ分布は平均に対して非対称であるため正規分布をベースにした本論のように、平均初婚年齢に対する過程・要因効果の相加性が保持されず、初婚年齢、出会い年齢、交際期間それぞれに対して推定された効果の整合性に問題が生ずる(表 7 では、交際期間に対する要因効果を直接推定せず、初婚年齢、出会い年齢に対する効果の差をこれに充てている)。また、初婚過程途上のコーホートを対象にする際には、センサリングと生涯未婚とを区別できないので、ベースとなる分布に生涯未婚のパラメータを含め、不完全分布として用いる工夫が必要となる。これについては近年整備の進んでいる mover-stayer モデルの適用が有効であると考えられる(Yamaguchi, 1998 など)。不完全分布化の扱いは、出会いのきっかけに対する競合モデルの適用においても必要である。なぜなら「学校で」の出会いなど、いくつかの出会いタイプでは年齢とともにハザードが急速に低下しており、顕著な不完全分布となっているため、これを完全分布で近似することには無理があるからである。いずれにしろ、事象歴分析の既存の手法の応用によって、本論の分析はより精密化されることが期待できる。

なお、出会いのきっかけは、初婚過程のタイミングに大きな効果を及ぼしているが、初婚過程に影響を及ぼす個人の属性と言うよりは、初婚過程の属性であり、他の要因と同列に扱うのは問題がある。どのような出会いをするかは、あらかじめ定まっているわけではなく、同時に存在する出会いの可能性の中で最も早くに実現したきっかけが観察されると考えられるから、これを確率モデルとして扱うには競合モデルが適していると考えられる。そのために不完全分布を用いたハザードモデルが必要となることは、上記で議論した通りである。

最後に、本分析は対象としたコーホート結婚行動の変化の中でも、平均初婚年齢の変化に着目したに過ぎない。本稿冒頭に記したように、わが国で見られる結婚行動変化は、(1)晩婚化、(2)非婚化、(3)適齢期志向の解消という異なる行動変化が複合したものであり、本分析はこのうち(1)に関わったに過ぎない。初婚行動に関する分析の観点からは、本分析の結果に加えて(2)(3)の分析を行い、それらをハザードモデルによって単一の結婚行動変化モデルに統合する必要がある。さらには、本研究の究極的对象である少子化について考えると、それは結婚行動変化以外に、夫婦の出生行動変化、離婚-再婚行動変化、独身者の出生行動変化をその要素として含んでおり、より複雑である。ただ、出生行動は出生順位別に見れば、初婚行動と形式的構造が類似しているので、本分析でとったアプローチが出生分析にも応用でき

表7 平均初婚年齢コホート変化の初婚過程・要因分解(分析IG:1937~59年コホート:第9~11回調査)
 -対数ガンマ回帰モデル-

要因	期間 初婚過程	1937年生れコホート → 1946年生れコホート			1946年生れコホート → 1953年生れコホート			1953年生れコホート → 1959年生れコホート		
		平均初婚年齢 の上升	平均出会い年 齢の上升	平均交際期間 の延長	平均初婚年齢 の上升	平均出会い年 齢の上升	平均交際期間 の延長	平均初婚年齢 の上升	平均出会い年 齢の上升	平均交際期間 の延長
全タイミング変化 (1年当たり増加)		0.21年 (0.02年)	0.71 (0.08年)	-0.51 (-0.06年)	0.34年 (0.05年)	-0.17 (-0.02年)	0.51 (0.07年)	1.13年 (0.19年)	0.59 (0.10年)	0.55 (0.09年)
要因変化の効果		0.27	0.61	-0.34	0.26	-0.29	0.55	0.35	0.45	-0.10
出会いのきっかけ		-0.02	0.07	-0.09	-0.14	-0.60	0.16	-0.01	0.09	-0.11
学歴		0.13	0.15	-0.02	0.32	0.28	0.01	0.33	0.29	0.01
結婚前の親との同別居		0.07	0.01	0.05	0.00	0.02	-0.01	0.02	0.04	-0.02
きょうだい構成(兄)		0.05	0.05	-0.01	0.02	0.01	0.01	-0.00	-0.00	0.00
きょうだい構成(姉)		-0.07	-0.01	-0.06	0.01	-0.01	0.02	-0.01	0.02	-0.06
きょうだい構成(弟)		-0.05	-0.01	-0.05	0.00	0.01	-0.01	0.03	0.02	0.01
きょうだい構成(妹)		0.02	0.16	-0.15	0.02	0.00	0.02	0.03	0.00	0.03
父親の職業		0.08	0.15	-0.07	0.01	0.05	-0.04	0.06	0.06	-0.00
交際のお互性		0.06	0.02	0.01	0.01	-0.01	0.05	-0.06	-0.08	0.01
残差		-0.06	0.10	-0.16	0.08	0.12	-0.04	0.78	0.14	0.64

要因	期間 初婚過程	1937年生れコホート → 1946年生れコホート			1946年生れコホート → 1953年生れコホート			1953年生れコホート → 1959年生れコホート		
		平均初婚年齢 の上升	平均出会い年 齢の上升	平均交際期間 の延長	平均初婚年齢 の上升	平均出会い年 齢の上升	平均交際期間 の延長	平均初婚年齢 の上升	平均出会い年 齢の上升	平均交際期間 の延長
全タイミング変化		100.0%	347.1	-247.1	100.0%	-48.5	148.5	100.0%	51.7	48.3
要因変化の効果		129.8	297.3	-167.4	76.1	-84.0	160.1	31.2	39.7	-8.5
出会いのきっかけ		-8.1	34.5	-42.9	-11.9	-176.8	133.8	-1.2	8.3	-9.1
学歴		63.9	72.3	-8.1	93.3	80.8	12.5	29.2	25.8	3.1
結婚前の親との同別居		31.7	6.2	25.5	1.0	1.5	-3.5	1.9	3.5	-1.6
きょうだい構成(兄)		22.0	25.5	-3.5	6.6	2.8	3.7	-0.0	-0.1	0.0
きょうだい構成(姉)		-32.0	-4.1	-27.9	2.3	-3.1	5.5	-3.7	1.3	-5.1
きょうだい構成(弟)		-26.5	-2.6	-23.9	0.3	2.2	-1.9	2.6	1.9	0.7
きょうだい構成(妹)		8.8	79.5	-70.8	6.6	1.1	5.3	2.6	0.3	2.3
父親の職業		39.6	73.9	-34.3	3.8	15.1	-11.3	5.4	5.1	-0.0
交際のお互性		30.7	12.0	18.8	1.1	-11.9	16.0	-5.5	-6.8	1.2
残差		-29.8	49.8	-79.7	23.9	36.5	-11.6	68.8	12.0	56.8

平均初婚年齢の変化 人口動態統計からの推定値 (1年当たり増加)	0.41年 (0.05年)	0.25年 (0.04年)	0.96年 (0.16年)
--	------------------	------------------	------------------

要因	期間 初婚過程	1946年生れコホート → 1959年生れコホート		
		平均初婚年齢 の上升	平均出会い年 齢の上升	平均交際期間 の延長
全タイミング変化 (1年当たり増加)		1.47年 (0.11年)	0.42 (0.03年)	1.05 (0.08年)
要因変化の効果		0.61	0.16	0.45
出会いのきっかけ		-0.16	-0.51	0.35
学歴		0.65	0.57	0.08
結婚前の親との同別居		0.03	0.05	-0.03
きょうだい構成(兄)		0.02	0.01	0.01
きょうだい構成(姉)		-0.03	0.00	-0.04
きょうだい構成(弟)		0.03	0.03	0.00
きょうだい構成(妹)		0.05	0.01	0.04
父親の職業		0.07	0.11	-0.01
交際のお互性		-0.05	-0.12	0.07
残差		0.86	0.26	0.60

要因	期間 初婚過程	1946年生れコホート → 1959年生れコホート		
		平均初婚年齢 の上升	平均出会い年 齢の上升	平均交際期間 の延長
全タイミング変化		100.0%	28.5	71.5
要因変化の効果		41.6	11.1	30.5
出会いのきっかけ		-10.6	-34.3	23.7
学歴		41.0	38.5	5.5
結婚前の親との同別居		1.7	3.7	-2.0
きょうだい構成(兄)		1.5	0.6	0.9
きょうだい構成(姉)		-2.3	0.3	-2.6
きょうだい構成(弟)		2.1	2.0	0.1
きょうだい構成(妹)		3.5	0.6	3.0
父親の職業		5.0	7.7	-2.7
交際のお互性		-3.3	-8.0	4.7
残差		58.4	17.4	41.0

平均初婚年齢の変化 人口動態統計からの推定値 (1年当たり増加)	1.21年 (0.09年)
--	------------------

図13 1946年コーホートを起点とした要因構成変化の平均初婚年齢に対する累積効果(分析IG:第9~11回調査)
 -対数ガンマ分布モデル- (ページ1/3)

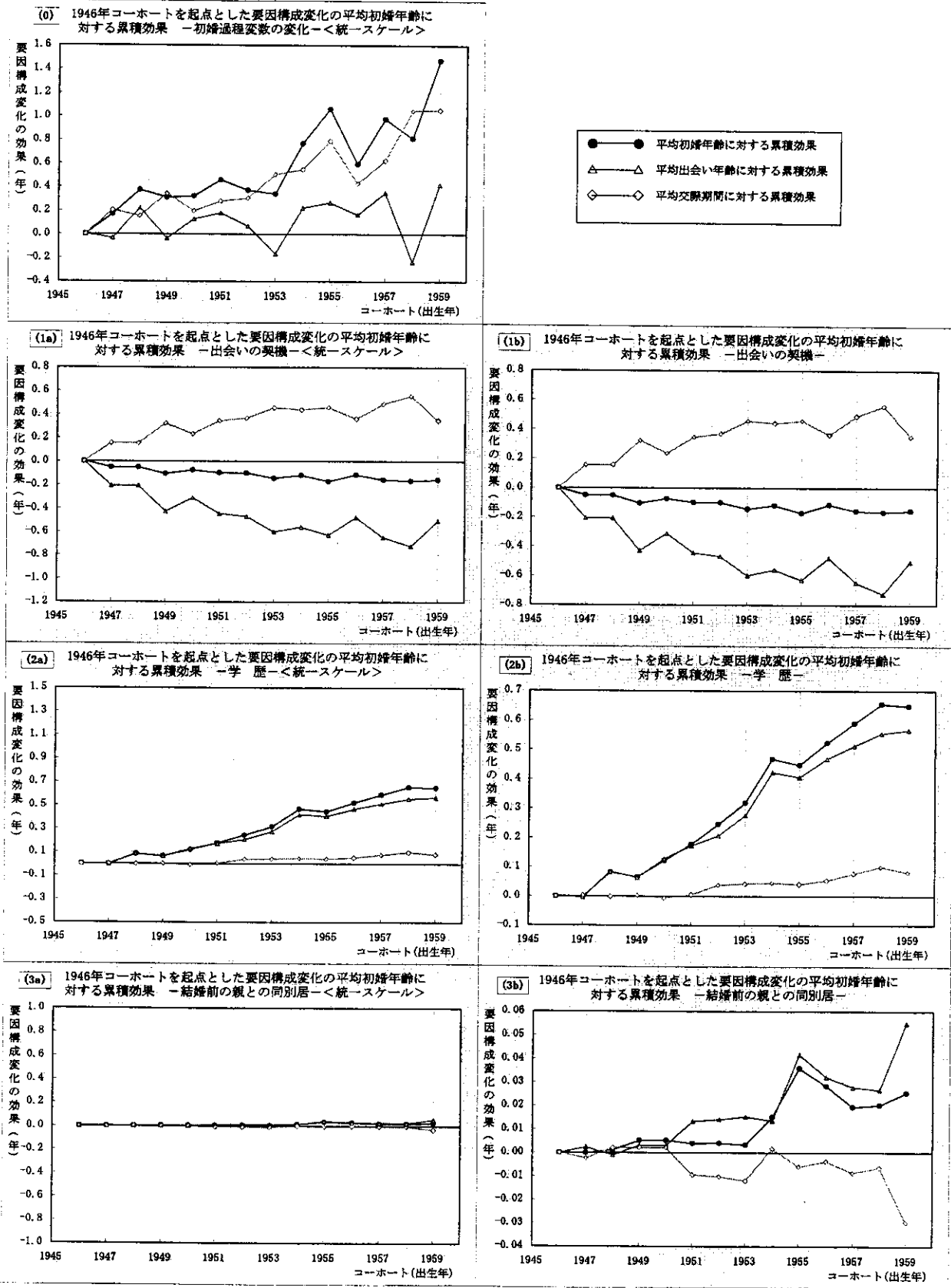


図13 1946年コホートを起点とした要因構成変化の平均初婚年齢に対する累積効果(分析IG:第9~11回調査)
 -対数ガンマ分布モデル- (ページ2/3)

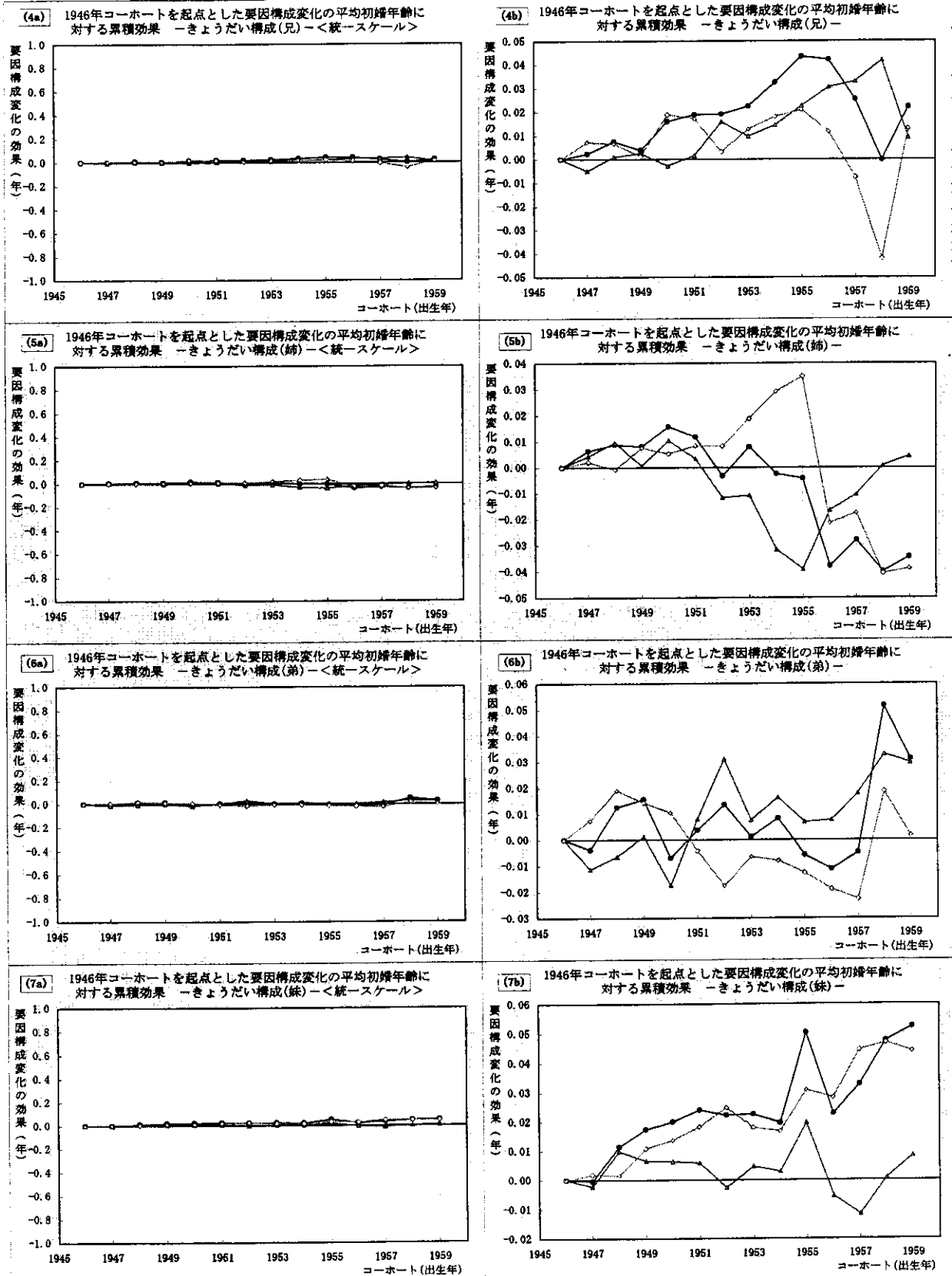
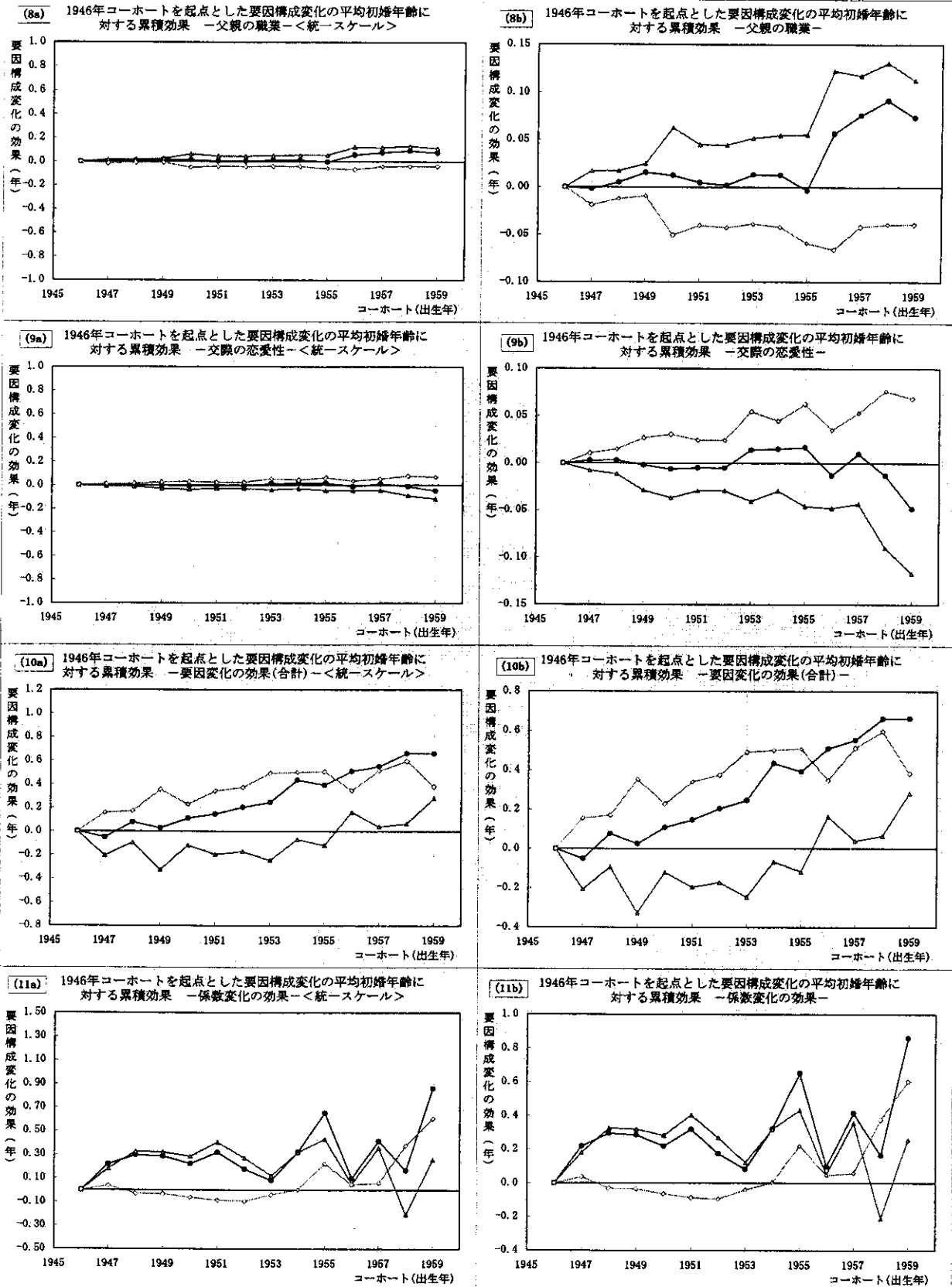


図13 1946年コーホートを起点とした要因構成変化の平均初婚年齢に対する累積効果(分析IG:第9~11回調査)
 -対数ガンマ分布モデル (ページ3/3)



ることが期待できる。

【引用文献】

- Bongaarts, John, and G. Feeney, 1998, "On the Quantum and Tempo of Fertility", *Population and Development Review*, Vol. 24, pp.271-292.
- Clogg, Clifford C, and Scott R. Eliason, 1986, "On Regression Standardization for Moments", *Sociological Methods and Research*, Vol.14(4), pp.423-46.
- Das Gupta, Prithwis, 1978, "A General Method of Decomposing a Difference Between Two Rates into Several Components, *Demography*, Vol.15(1), pp.99-112.
- Kitagawa, Evelyn M, 1955, "Components of a Difference Between Two Rates", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.50, pp.1168-94.
- Ryder, Norma, 1956, "Problems of Trend Determination during a Transition in Fertility", *Milbank Memorial Fund Quarterly*, Vol. 34, pp.5-21.
- Yamaguchi, Kazuo, 1998, "Mover-Stayer Models for Analyzing Event Nonoccurrence and Event Timing with Time-dependent Covariates: An Application to an Analysis of Remarriage", *Sociological Methodology*, Vol.28, pp.327-61.
- 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、1988、『人口統計資料集(1988 年版)』、研究資料第 260 号、厚生省人口問題研究所.
- 、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、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.

**第3章 1970年代以降わが国のコーホート別出生関数の測定
および就業上の地位にみる要因分析
— 第11回出生動向基本調査（夫婦票）から —**

はじめに

本研究の目的は、Kaplan-Meier 生命表分析および COX ハザード分析によって、わが国の結婚および出生のタイミングと、特に経済的要因について調べることである。これまでに、出生動向基本調査の第9回、第10回の個票データによって、一定の分析結果をすでに得ているが、本稿においては、第11回出生動向基本調査（1997年）の個票データを用いることができた。

1. 結婚のタイミングについて（図1）

第11回（1997年）調査の結婚のタイミングについて、第10回（1992年）と比較すると、26歳以下で未婚として残存する割合が高く、やはり若年女性に晩婚化傾向が強まっていることが確認される。一方、27歳以上について、第11回の未婚（の残存）率は、第10回のそれよりも低い。しかも年齢が高いほど、その差が大きい。この差は、この5年（1992年から1997年）の間に、高年齢（27～50歳）未婚女性の結婚行動によってキャッチアップが生じた状況が表われている。

2. 結婚の社会・経済的要因について（表1）

第9回および第10回とで同一の説明変数によって比較すること、また結婚の決定因として一般的に予想されるということから、学歴、従業上の地位、年収、親との同居関係、居住地D I D区分、結婚形態、予定子供数を説明変数とした。学歴の符号は有意にマイナスであり、学歴が高いほど結婚ハザードを低下させ、結婚年齢は高くなる。従業上の地位は有意にプラスであり、フルタイム就業よりパート、さらにパートより不就業の方が、結婚ハザードは高く、結婚年齢は低い。年収の符号は有意にマイナスであり、収入が多いほど、結婚ハザードは低く、結婚年齢は高くなる。つまり、就業形態が流動的で収入が低いほど結婚は早く、逆に就業形態が固定的で収入が高いほど結婚は遅くなる。同居関係については、有意にプラスであり、別居よりも同居のほうが結婚ハザードは低く結婚年齢は高い。これに関して、第10回（1992年）および第11回（1997年）のパラメータの符号は、第9回（1987年）のそれとは逆に表れた。つまり第9回では、親とは別居よりも同居している方が結婚年齢は低い（結婚が早い）という分析結果がすでに得られている。本来、同居していると、親などの身内から結婚のプレッシャーを受けやすい反面、別居していると親の直接的および間接的な経済的援助が受けにくく、普段から、自身の生活維持に追われ、結婚への経済的準備（貯蓄など）が滞りがちとなるため、結婚が遅くなると考えられてきた。しかしこれとは逆の符号となったということは、近年の、いわゆる「パラサイト・シ

ングル」を示唆する状況が第10回およびこの第11回において認められたといえる。居住地のD I D区分の符号は有意にマイナスであり、非D I DよりもD I D、それも人口が密であるほど、結婚ハザードは低く、結婚年齢は高くなる。結婚形態の符号は有意にマイナスであり、恋愛よりも見合いの方が、結婚ハザードは高く、結婚年齢は低い。予定子供数の符号は、やはり有意にプラスであり、子供を持つ予定ではない人よりも持つ予定の人、それも予定の子供数が多いほど、結婚ハザードは高く、結婚年齢は低いということが確認された。

3. 第1子出生のコーホート別出生関数（図2）

1965-69年、70-74年、75-79年、80-84年、85-89年、90-94年、95-97年の期間内に結婚した場合の7本の結婚コーホート別で第1子の出生関数を比較した。この場合、出生関数とは、片側センサリングのあるカプランマイヤ生命表分析によって、結婚からの経過時間を軸にした、第1子出産者の累積割合推定値である。

1965-69年結婚コーホートには、データ固有の理由から統計的に不安定な動きを示しているが、1970年以降の結婚コーホートの推定結果から、1970年代の結婚コーホートから1980年代の結婚コーホート

、そして1990年代へと、晩産化が進んでいることが確認できる。特に、1980-84年結婚コーホートと比べると1985-89年結婚コーホートは24ヶ月（2年）目前後に大きな開きが見られる。しかし、注目すべきは、いわゆるクウィンタム *quintum* と呼ばれる結婚後60ヶ月（5年）目の第1子出生関数値である。これは、1980-84年結婚コーホートも1985-89年結婚コーホートもいずれも0.88程度でほとんど変わらない。つまり、結婚後一定期間にはタイミングのズレは見られるものの、結局は、キャッチアップされて同水準の累積値に到達すること、これが晩産化であった。しかし、1990-94年結婚コーホートにあっては、このクウィンタムが0.83にまで低下し、思ったほどキャッチアップされていないことが示されている。特に、この1990-94年結婚コーホートの出産タイミングの遅れと出生関数値の低下は顕著である。1995-97年結婚コーホートは調査時点では完結していないものの、これまでの経路から判断しても、この1990-94年結婚コーホートと同じような経路をたどる可能性は高いと思われる。

4. 第2子出生関数の測定（図3）

1971年以前、72-76年、77-81年、82-86年、87-91年、92-97年の期間内に第1子出産した場合の6本の結婚コーホート別で第2子の出生関数を比較した。これも同様に、第2子出産者の累積割合推定値である。

第1子と比べるとサンプル数の少なさもあって統計的にやや不安定であるけれども、ここにも、晩産化の傾向が見られる。1971年以前および1972-76年第1子出産コーホートと比べると、1977-81年および1982-86、1987-91年年第1子出産コーホート、さらに1992-97年第1子出産コーホートでは、第2子の出産のタイミングが遅れ、さらにクウィンタムも順次低下してきている。特に、クウィンタムは1977年から1991年までの第1子出産コーホートでは0.80であるのに対して、1992-97年第1子出産コーホートの0.74に

まで低下している。これはもう晩産化というよりも子ども数そのものの低下につながる傾向である。

5. 正規雇用と無職の結婚コーホート別未出産残存率の推定 (図4~10、表2~8)

1965年から調査時点まで、5年ごとの結婚コーホートに分割して、それぞれのコーホートに関して、結婚直後に、正規に雇用された場合と無職あるいは家事に従事している場合とで2種類の第1子出生のタイミングを推計した。出生のタイミングとして、まだ出生していない女性の割合の累積値、すなわち未出産者の累積残存率を時間軸に表した。

ここで、未出産者の累積残存率を推定する際、正規雇用されたグループと無職・家事のグループという2群に有意な差があるといえるどうか検定した。検定方法としては、Logrank 検定、一般化 Wilcoxon 検定、Cox-Mantel 検定の3種類の方法を試みた。

第1に、Logrank 検定とは、全観察対象者の事象（この場合、第1子の出産）発生確率をそれぞれの群の観察数に掛け合わせて、それぞれの群の期待事象発生数（この場合、期待第1子出生数）を計算し、この期待第1子出生数と実際に観察された期待第1子出生数との違いを基準にして、2群の間に差がないという帰無仮説を検定する方法である。一般化 Wilcoxon 検定とは、一方の群に属する対象者の事象発生までの残存期間と他方の群に属する対象者の事象発生残存期間とを総当り制で比較して、その長短を得点化し、この得点を比較することによる検定方法である。Cox-Mantel 検定とは、さきの Logrank 検定が群全体の期待事象発生数を比較するのに対して、各観察期間ごとに群別の事象発生数と発生確率を求め、これらの全観察期間を通じて積和を比較して検定する方法である。いずれにしても、2群の出生ハザードの間に統計的に有意な差が認められるなら、この帰無仮説は棄却される。一般に、一般化 Wilcoxon 検定は生存時間分布の前半部にウェイトが大きく、また Logrank 検定は生存時間分布の後半部にウェイトが大きくなるため、両方の検定結果を示すとともに、第3の Cox-Mantel 検定も示すことには意義があろう。

それぞれの結婚コーホート別の第1子未出産残存率の推定値と就業上の地位別の2群検定は図表に示した通りである。なお、1965-69年結婚コーホートについては、いずれの検定も有意差は認められなかったが、これは、有効事例128件のうち、第1子未出産が2件というデータ固有の問題点にあると思われる。同様に、推定された残存率のグラフそのものにも統計的な信頼性に欠ける可能性があるため、もっぱら、1970年以降の結婚コーホートに着目したい。1970-74年結婚コーホートにおいては、一般化 Wilcoxon 検定のみ、5%水準で2群に有意な差が認められ、1975年以降の結婚コーホートにあつては、3種類の検定ともに、1%水準で2群の累積残存率に有意な差が認められ、就業上の地位の差が、第1子出生のタイミングに対して有意な影響を及ぼしていることが証明された。

まず、全体的にみて、就業上の地位として、結婚直後に正規に雇用されている女性の方が、無職あるいは家事に従事している女性よりも、結婚を基準時点とした時間軸上の第1子を出産しない状態の累積残存割合が高い。この場合、Kaplan-Meier 生命表分析によるので、つまり、ハザード（瞬間事象発生率）が前者の方が後者よりも高い。これにより、一般的にも想定されるように、やはりフルタイムの就業状態にある女性は、無職あるいは家事をしている女性よりも出産が遅れるという、いわゆる晩産化の傾向が統計的にも示された。これを5年毎の結婚コーホートで時代順に比較すると、1980-84年結婚コーホートに

においては結婚直後から 20 ヶ月以前の比較的初期段階でその差が大きく、1985-89 年結婚コーホートにおいては 10 ヶ月以降に急速にその差が開き始め、1990-94 年結婚コーホートにおいては時間軸全体に開きが見られる。1995 年以降結婚コーホートに関しては、出産過程が完結してないと考えられるが、やはり結婚直後からすでに大きな開きが認められる。

図 11 は、1970 年以降の結婚コーホート別に、正規に雇用された女性の第 1 子出産残存率を示し直したものである。あきらかに、時代が新しくなるにつれて出産のタイミングが遅れてきている。特に、1985-89 年結婚コーホートから、結婚後およそ 24 ヶ月（2 年）目以降のタイミングの遅れが顕著に表れている。さらに、いわゆるクウインタムと同様の比較するために、第 1 子未出生累積残存率（1 からこれを除せば、出生関数値となる）に注目すれば、1970 年代の結婚コーホートでは、これはいずれも 0.1 を下回っていたのが、1980 年代の結婚コーホートでは、0.125 前後まで上昇した。つまり、前述のように、1985-89 年結婚コーホートは、出産タイミングの遅れは顕著に認められるものの、結婚 5 年後には、結局、いずれにしても 1980-84 年結婚コーホートと同水準のクウインタムまでキャッチアップしていたのであるが、1990-94 年結婚コーホートに至っては、タイミングの遅れはもちろん、このクウインタムが 0.181 にまで上昇しているということは、キャッチアップできていないことを示しており、近年の有配偶出生率の低下傾向を反映するものである。これは、第 11 回出生動向基本調査の個票データによって初めて証明できることである。前回の第 10 回調査では、調査時点が 1992 年であるから、ここまでは明らかにできなかった。

図 12 は、同様に、無職あるいは家事に従事している女性の第 1 子出産残存率を結婚コーホート別に示し直したものである。1985-89 年結婚コーホートまでは、コーホートごとに大きな違いが見られないけれども、1990-94 年結婚コーホートにおいて、特に結婚後 2 年目以降にタイミングの遅れが顕著に見られ、クウインタムもそれ以前のコーホートが 0.1 以下であったものが、0.15 にまで上昇した。このように、無職や家事状態である女性でさえ、出産を遅らせたり、出産そのものがないままライフサイクルを終了するということが明らかになった。

参考文献

- Gross, A.J., V.A. Clark (1975), *Survival Distributions : Reliability Applications in the Biomedical Sciences*, John Wiley & Sons. (医学統計研究会訳『生存時間分布とその応用』海燕書房)
- Klein, J.P., M.L. Moeschberger (1997), *Survival Analysis : Techniques for Censored and Truncated Data*, Springer.
- 大谷憲司 (1993) 『現代日本出生力分析』関西大学出版会。
- 中村 剛 (2001) 『Cox 比例ハザードモデル』朝倉書店。
- 浜島信之 (2000) 『多変量解析による臨床研究』名古屋大学出版会。

表1. 結婚ハザードの推計結果

第10回NFS

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
学歴	-0.096	0.009	-11.01	121.32	0.00
職業	0.049	0.013	3.65	13.34	0.00
労働時間	-0.027	0.007	-4.07	16.58	0.00
年収	-0.143	0.012	-12.40	153.77	0.00
親との同居	0.496	0.024	20.84	434.43	0.00
居住地DID	-0.046	0.008	-6.00	36.03	0.00
(希望)結婚形態	-0.699	0.026	-26.44	699.29	0.00
希望子供数	0.207	0.017	12.19	148.54	0.00

第11回NFS

変数名	偏回帰係数	標準誤差	t値	F値	P値
学歴	-0.100	0.011	-9.04	81.76	0.00
(結婚前の)従業上の地位	0.084	0.018	4.70	22.13	0.00
年収	-0.082	0.012	-6.64	44.09	0.00
父親との同居	0.189	0.026	7.36	54.17	0.00
母親との同居	0.188	0.028	6.74	45.40	0.00
居住地DID	-0.025	0.009	-2.74	7.53	0.01
結婚形態	0.881	0.049	-17.86	319.07	0.00
予定子供数	0.457	0.021	22.08	487.65	0.00

図1. 未婚の残存関数

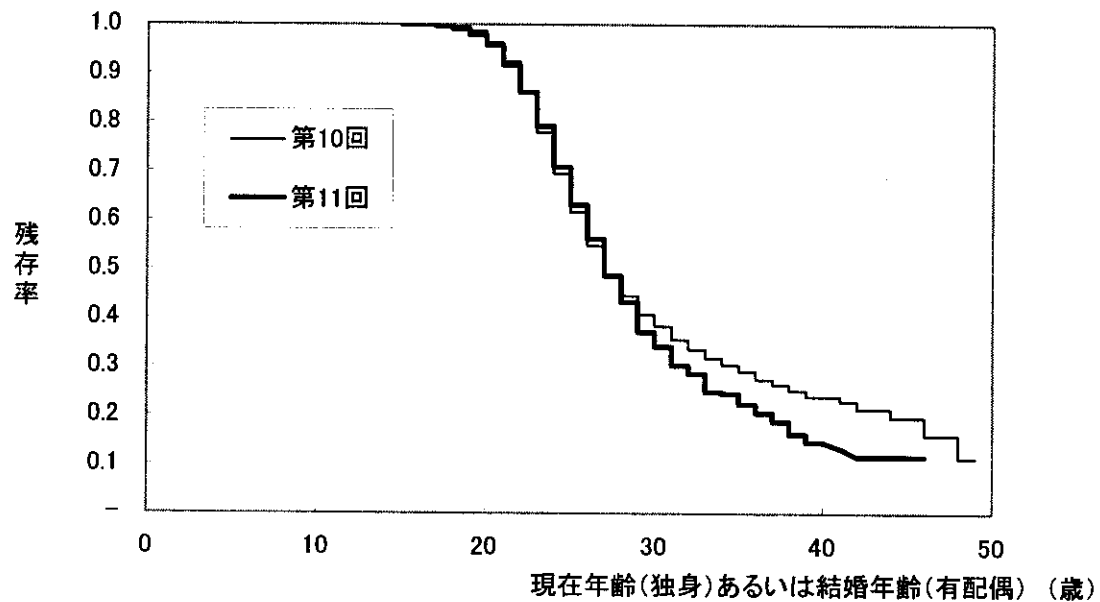
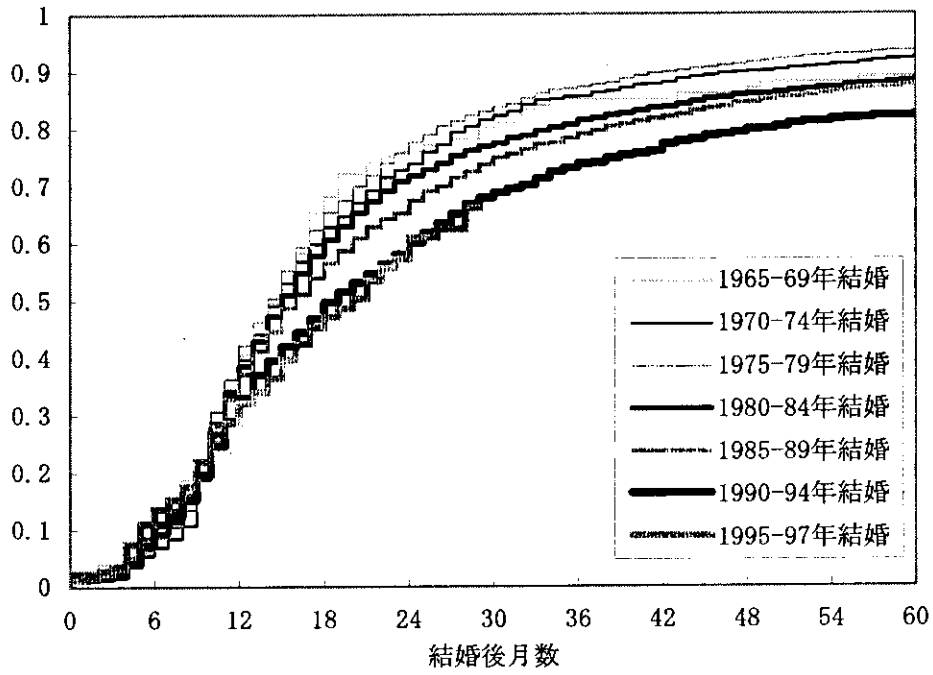


図2 結婚コホート別第1出生関数



第11回出生動向基本調査 (1997年)

図3 第1子出生コホート別第2出生関数

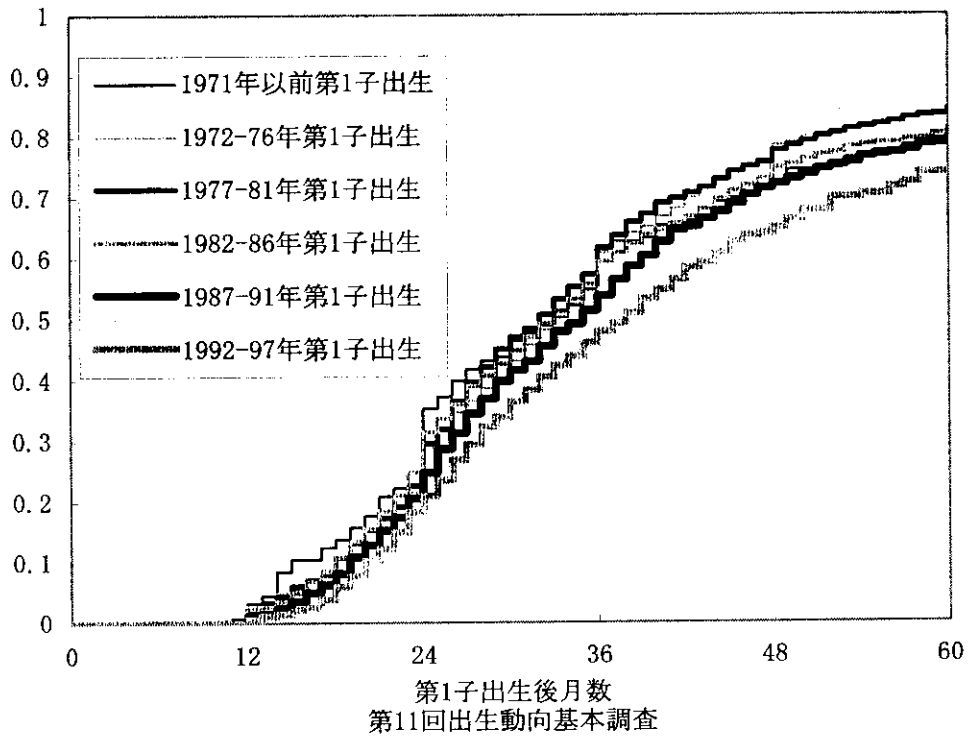


図4 妻の結婚直後の就業上の地位別
1965-1969年結婚コホート未出産残存率

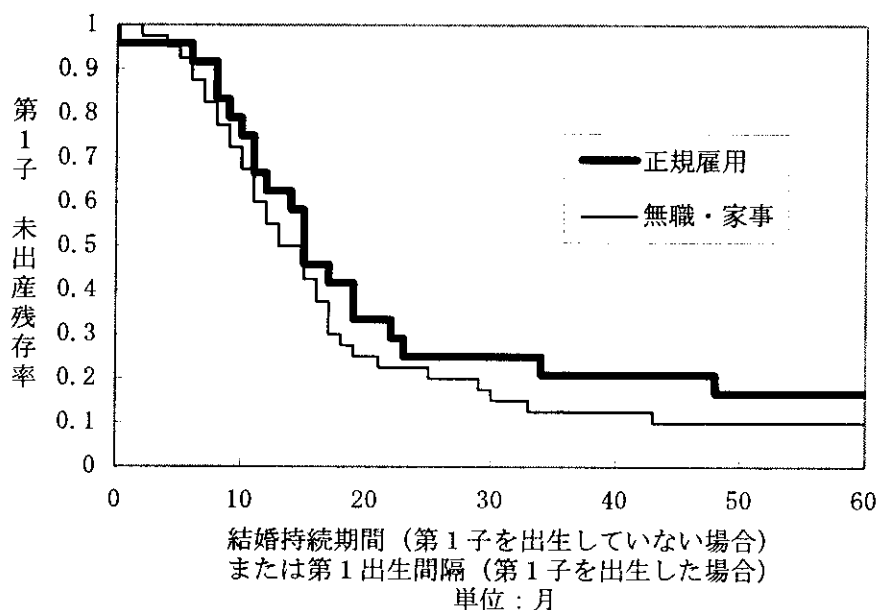


表2

Log rank検定
(カイ自乗分布)

統計量	1.73365614
自由度	1
P値	0.187944731
判定	有意差なし

一般化Wilcoxon検定
(標準正規分布)

統計量	136
分散	20752.85714
標準誤差	144.0585199
z値	0.94406079
P値	0.345138552
補正z値	0.937119166
P値	0.348697468
判定	有意差なし

Cox-Mantel検定
(標準正規分布)

統計量	5.143520612
分散	14.16303666
標準誤差	3.763381015
z値	1.366728639
P値	0.171710493
判定	有意差なし

図5 妻の結婚直後の就業上の地位別
1970-1974年結婚コホート未出産残存率

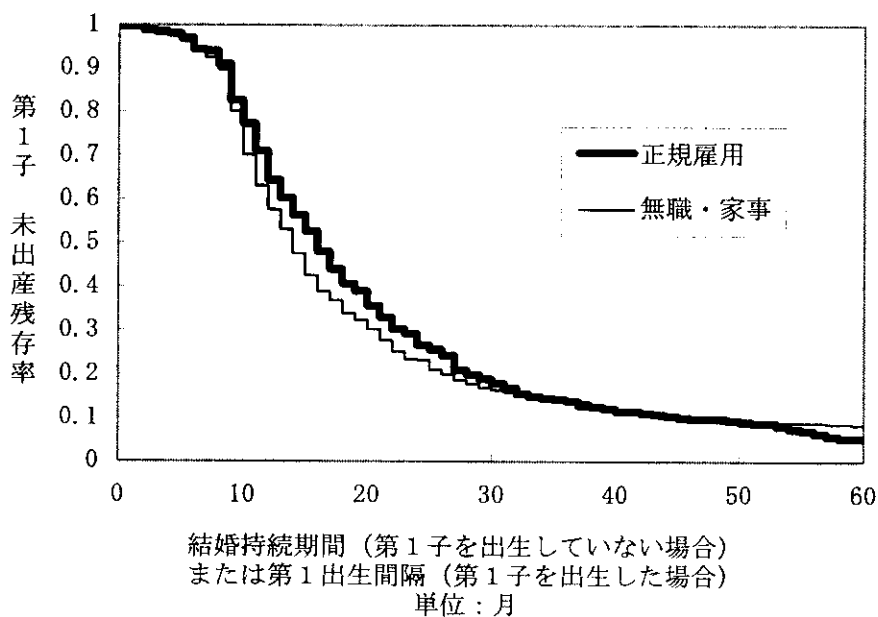


表3

Log rank検定
(カイ自乗分布)

統計量	0.491421483
自由度	1
P値	0.483293899
判定	有意差なし

一般化Wilcoxon検定
(標準正規分布)

統計量	11258
分散	32403653.63
標準誤差	5692.420718
z値	1.977717487
P値	0.047960446
補正z値	1.977541815
P値	0.047980676
判定	5%水準有意

Cox-Mantel検定
(標準正規分布)

統計量	9.287661362
分散	162.8283244
標準誤差	12.76042023
z値	0.727849177
P値	0.466705769
判定	有意差なし

図6 妻の結婚直後の就業上の地位別
1975-1979年結婚コホート未出産残存率

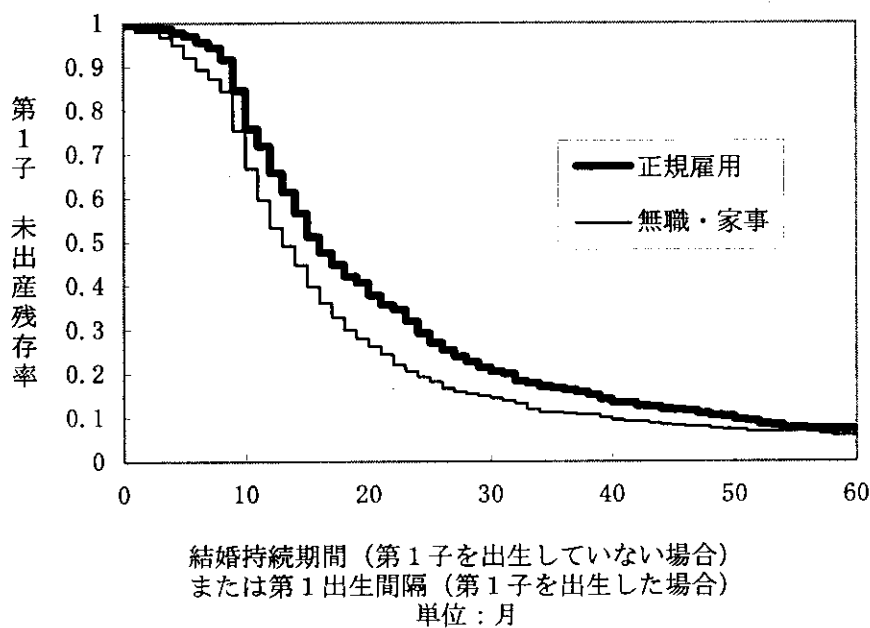


表4
Log rank検定
(カイ自乗分布)

統計量	10.13843087
自由度	1
P値	0.001452097
判定	1%水準有意

一般化Wilcoxon検定
(標準正規分布)

統計量	37266
分散	67810712.11
標準誤差	8234.725989
z値	4.525469342
P値	6.03188E-06
補正z値	4.525347905
P値	6.12964E-06
判定	1%水準有意

Cox-Mantel検定
(標準正規分布)

統計量	48.2004058
分散	213.1430322
標準誤差	14.5994189
z値	3.301529063
P値	0.00096171
判定	1%水準有意

図7 妻の結婚直後の就業上の地位別
1980-1984年結婚コホート未出産残存率

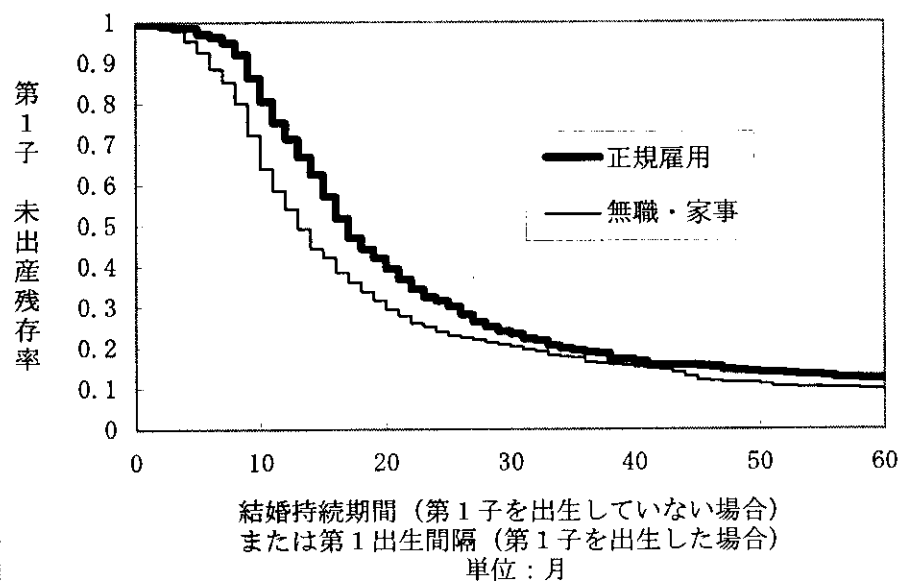


表5
Log rank検定
(カイ自乗分布)

統計量	11.61179634
自由度	1
P値	0.000655348
判定	1%水準有意

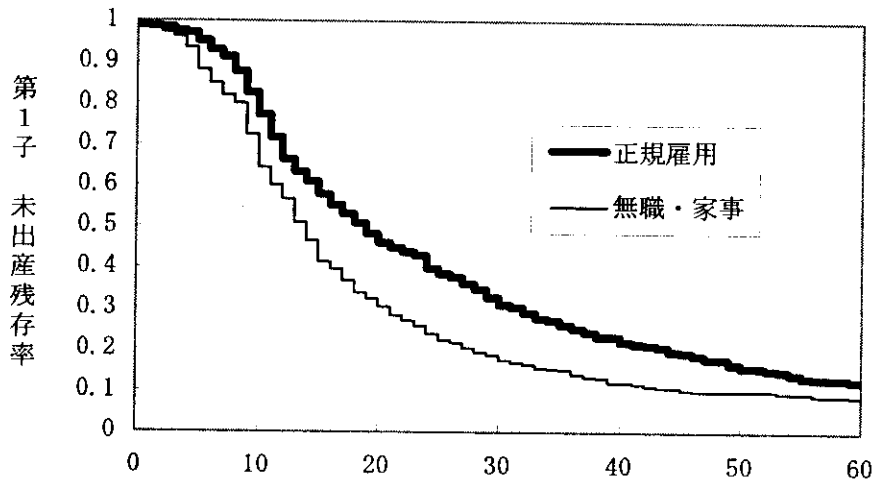
一般化Wilcoxon検定
(標準正規分布)

統計量	43143
分散	68535083.67
標準誤差	8278.59189
z値	5.211393505
P値	1.87789E-07
補正z値	5.211272711
P値	2.00851E-07
判定	1%水準有意

Cox-Mantel検定
(標準正規分布)

統計量	51.08498699
分散	211.8958374
標準誤差	14.55664238
z値	3.509393558
P値	0.000449217
判定	1%水準有意

図8 妻の結婚直後の就業上の地位別
1985-1989年結婚コホート未出産残存率



結婚持続期間（第1子を出生していない場合）
または第1出生間隔（第1子を出生した場合）
単位：月

表6

Log rank検定
(カイ自乗分布)

統計量	19.63106842
自由度	1
P値	9.39294E-06
判定	1%水準有意

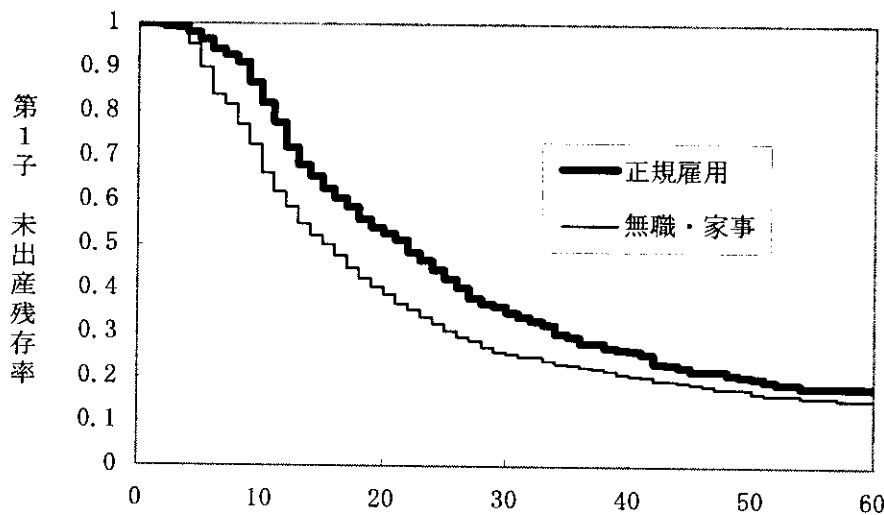
一般化Wilcoxon検定
(標準正規分布)

統計量	44695
分散	66400242.32
標準誤差	8148.634383
z値	5.484968143
P値	4.14552E-08
補正z値	5.484845423
P値	4.61619E-08
判定	1%水準有意

Cox-Mantel検定
(標準正規分布)

統計量	64.57489802
分散	199.5035615
標準誤差	14.12457297
z値	4.571812413
P値	4.84009E-06
判定	1%水準有意

図9 妻の結婚直後の就業上の地位別
1990-1995年結婚コホート未出産残存率



結婚持続期間（第1子を出生していない場合）
または第1出生間隔（第1子を出生した場合）
単位：月

表7

Log rank検定
(カイ自乗分布)

統計量	12.87027323
自由度	1
P値	0.000333843
判定	1%水準有意

一般化Wilcoxon検定
(標準正規分布)

統計量	44509
分散	75140656.23
標準誤差	8668.371025
z値	5.134644084
P値	2.83187E-07
補正z値	5.134528722
P値	3.00216E-07
判定	1%水準有意

Cox-Mantel検定
(標準正規分布)

統計量	49.88014106
分散	184.4706519
標準誤差	13.58199735
z値	3.672518834
P値	0.000240236
判定	1%水準有意

図10 妻の結婚直後の就業上の地位別
1996-1998年(6月1日まで)結婚コホート未出産残存率

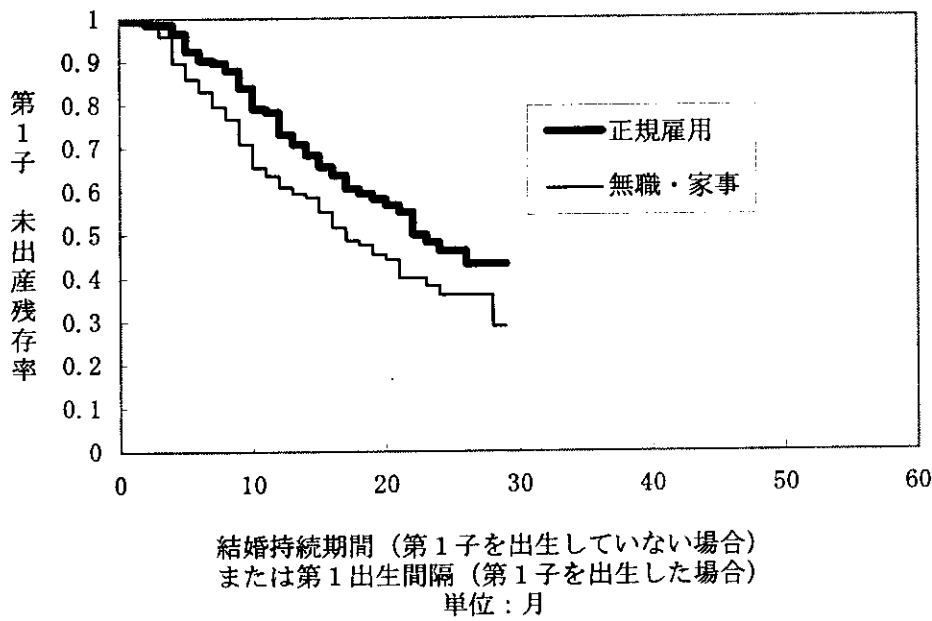


表8

Log rank検定
(カイ自乗分布)

統計量	7.126217229
自由度	1
P値	0.007596483
判定	1%水準有意

一般化Wilcoxon検定
(標準正規分布)

統計量	5844
分散	3516633.732
標準誤差	1875.268976
z値	3.116352947
P値	0.001831165
補正z値	3.11581969
P値	0.00183426
判定	1%水準有意

Cox-Mantel検定
(標準正規分布)

統計量	17.2982551
分散	40.37727009
標準誤差	6.354311142
z値	2.722286447
P値	0.006483296
判定	1%水準有意