

論 文

1960年代以降の日本の期間出生率
変動と「ひのえうま」

大 谷 憲 司

1 はじめに

1960年代以降の日本における合計特殊出生率（TFR）の変動を概観してみよう。日本では、1950年代の急速な出生率低下によっていわゆる「出生力転換」の最後の局面が終了したと見られたのち、1962年の1.98から合計特殊出生率は一転して上昇を記録した。1966年の「ひのえうま」によって1.58という瞬間的な激減およびそれをさむ兩年において「ひのえうま」の反動としての特に高い出生率が観察されたものの、1968年以降1973年まで合計特殊出生率は2.13以上を維持していた。特に1971年には2.16となっており、この値は「ひのえうま」を除くそれまでの最低値である1961年の1.96に比べて0.2というかなりの増加を示していたのである。しかし、第1次石油ショックを契機にして1974年から合計特殊出生率はほぼ持続的に減少している。1982年から1984年まで一時的に上昇が観察されたものの1985年以降は再び急速な低下を示している。

周知のように、合計特殊出生率の変化は有配偶率と有配偶出生率のそれぞれの変動によって引き起こされるものである。合計特殊出生率という期間出生力指標の変化が、実際に夫婦の生涯に持つ子供数（完結出生力またはコウホート出生力）の変化をどの程度反映するものであるかは、まずそれが有配偶出生率の変動の影響をどのくらい受けているかに依存する。そこで、合計特殊出生率の変化をそれぞれの変動要因に要因分解してみると¹⁾（表1）、1960年と1970年の

1) ここでは、Das Gupta (1978) の方法が用いられている。最近、Liao (1989) は、

表1：合計特殊出生率変化の要因分解：1960～1988

TFR：期首	TFR：期末	総増加量	有配偶率変化による増加量	有配偶出生率変化による増加量
1960年	1970年			
2.004	2.135	0.131	0.082	0.049
1970年	1975年			
2.135	1.909	-0.226	-0.035	-0.191
1975年	1980年			
1.909	1.747	-0.162	-0.202	0.040
1980年	1985年			
1.747	1.764	0.017	-0.180	0.197
1985年	1988年			
1.764	1.656	-0.108	-0.136	0.028

比較では、合計特殊出生率の上昇はその6割強が有配偶率の上昇によって説明され、残り4割弱が有配偶出生率の増加に起因していた。一方、1970年代前半における合計特殊出生率の低下のかなりの部分は有配偶出生率の減少によって引き起こされた。また、1970年代後半の合計特殊出生率減少は有配偶率の低下によって引き起こされたが、1980年代前半における若干の出生率の上昇は有配偶出生率の増加が原因であった。しかし、1985年と1988年を比較すると再び有配偶率の低下がそれを説明している。

また、有配偶出生率の影響が大きいからといって必ずしもコウホート出生力自体が変化しているとはいえない。すなわち、完結出生力に変化がない場合でも出生タイミングの変動によって有配偶出生率は変化しうる。したがって、有配偶出生率の変化自体も出生タイミング変動による効果と完結出生力変動の効果に要因分解することが必要である。本研究は、まず、1962年から1986年までの合計特殊出生率、合計結婚出生率、カンタムインデックス、タイミングインデックス、およびパリティ別タイミングインデックスの変動を吟味し1960年代以降の期間出生率変動の要因を探求する。しかるのち、極めて短期的に特異な

Clogg (1978) の purging method を利用したより一般的な要因分解の方法を提示している。

期間出生率変化を示した1966年の「ひのえうま」周辺における出生タイミング変化の様相を多變量的に検討する。

2 データ

本研究において用いられたデータは、合計特殊出生率が人口動態統計による他は、すべて厚生省人口問題研究所が1977年、1982年、1987年に全国無作為抽出標本調査として行った第7次、第8次、第9次出産力調査によっている。正確には、1989年の「出産力調査に基づく結婚と出生の地域分析」²⁾のために筆者が作成したこれら3次の調査データの統合ファイルが利用された。これらの出産力調査は、国勢調査地区から系統抽出された調査地区に存在するすべての50歳未満の有配偶女子を対象とするクラスターサンプリングによって行われ、配票自計無記名密封回収方式で実施されている。これらの調査は調査項目として出生歴を含み出生タイミングの分析を可能にしている。本研究では初婚の有配偶女子を対象を限っており標本数は25,605人である³⁾。なお、限定条件の相違により分析によっては標本数が異なりうることに注意する必要がある。

3 合計特殊出生率および合計結婚出生率の変化とカンタム要因、テンポ要因の推移

Ryder (1964) は、期間出生率とコウホート出生率の間の関係を定式化し⁴⁾、

2) 詳細は、厚生省人口問題研究所(1990)参照。

3) 調査別の内訳は、第7次が8,733人、第8次が7,976人、第9次が8,896人である。なお、各調査において重なる母集団に関してほぼ同様の出生児数、出産意欲、出生関数などが計測されているため、調査は異なっても属性の等しい調査対象者の母集団はほぼ一致していると考えられる。したがって、調査データを統合することによる問題はあまりないであろう。

4) Ryder は、女子コウホート c の a 歳における年齢別出生率 $b_c(a)$ が c の線形である場合には、 $F(t+\mu(t))=C(t)(1-\mu'(t))$ の関係 (demographic translation) が成り立つとした。ここで、 $F(t)$ は t 時における合計特殊出生率であり、 $\mu(t)$ は t 時に生まれた女子コウホートの平均出産年齢、 $C(t)$ は t 時に生まれた女子コウホート

それに基づいて Ryder (1980) は合計特殊出生率を出生タイミングを表すテンポ (tempo) 要因と完結出生力を反映するカンタム (quantum) 要因に分解する方法を示した。すなわち、彼は合計特殊出生率 $F(t)$ が、 $F(t) = HC(t) TI(t)$ によって t 年に出生過程にある女子の完結出生力の加重調和平均であるカンタムインデックス $HC(t)$ と出生タイミングインデックス $TI(t)$ の積として表されるとした⁵⁾。この期間出生率変動の要因分解は、期間有配偶出生率の変化に対しても拡張して適用することができる。大谷 (1988) は、有配偶率の影響を除いた合計結婚出生率 (TMFR)⁶⁾ を結婚後15年目までの夫婦の結婚持続期間別出生率 (第3子までを対象とする) の合計として求め、 $TMFR(t) = HC(t) TI(t)$ としてカンタムインデックス HC (この場合は t 年に出生過程にある有配偶女子の完結出生力の加重調和平均⁷⁾) と出生タイミングインデックス TI への分解を行い、さらに TI を第1子出生タイミングインデックス $TI1$ 、第2子出生タイミングインデックス $TI2$ 、第3子出生タイミングインデックス $TI3$ に分解した。そこで、その方法によって求められた1960年代以降の合計結婚出生率、カ

の完結出生力である。Pressat (1973) も本質的に同じ式を提示している。Shields and Tracy (1982) はこれとやや異なった関係式を示したが、Foster (1990) はより一般的な定式化を行っている。

- 5) Butz and Ward (1979), Ward and Butz (1980) も同じ方法を示した。Hobcraft, Goldman and Chidambaram (1982) は P/F 比率を用いて期間出生率とコウホート出生率の関係を明らかにすることを提案している。
- 6) 大谷 (1991) が指摘するように合計結婚出生率には年齢合計結婚出生率と結婚持続期間合計結婚出生率があるが、ここでいう TMFR は結婚年齢分布を考慮した結婚持続期間合計結婚出生率である。
- 7) HC の算出には各結婚コウホートの結婚後15年目の平均出生児数が必要であるが、一番最近の調査である第9次出産力調査でも1972年以降の結婚コウホートではそれが得られない。したがって、出生力低下の傾向を考慮して1972年コウホートの2.04から1986年コウホートの1.92まで直線的に低下するところでは仮定した。なお、 t 年に結婚持続期間 d 年である夫婦の完結出生力を $C(t-d)$ とし、 t 年における結婚持続期間 d 年の夫婦の出生率を $f(t, d)$ とすると、 $HC(t) = 1/\sum_d \left(\frac{1}{C(t-d)} \cdot \frac{f(t, d)}{\sum_d f(t, d)} \right)^d$ である。

ンタムインデックス, タイミングインデックスおよびパリティ別タイミングインデックスの系列について検討してみよう(図1)。なお, 1980年代からは人口動態統計のデータによりある仮定の下に結婚持続期間合計結婚出生率を求めることも可能である(伊藤・坂東, 1989)が, それ以前との比較ができないこと, また, カンタムインデックスとタイミングインデックスの算出が不可能なこと

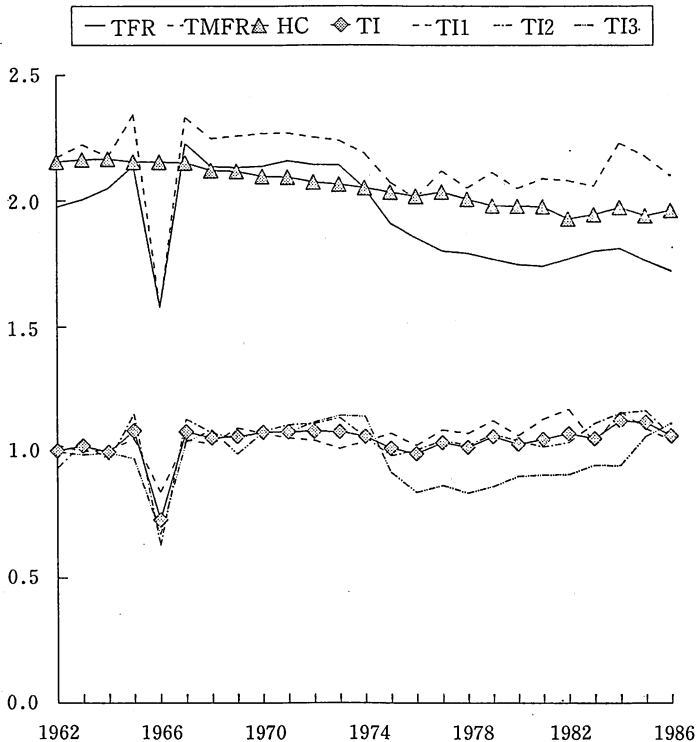


図1 : 合計特殊出生率, 合計結婚出生率, カンタムインデックス, タイミングインデックスの推移: 1962~1986

TFR: 合計特殊出生率, TMFR: 合計結婚出生率,
 HC: カンタムインデックス, TI: タイミングインデックス
 TI1: 第1子出生タイミングインデックス
 TI2: 第2子出生タイミングインデックス
 TI3: 第3子出生タイミングインデックス

を考慮して、先述のように全国無作為抽出による標本調査からそれらの値を求めた⁸⁾。

それによれば、合計結婚出生率は当然ながら合計特殊出生率より高い水準を維持しながらそれと平行して推移したが、1970年代後半以降両者の差は拡大した。1970年代後半以降の両者の差の拡大は、同時期の合計特殊出生率の変動が有配偶率の変動に大きく起因するという前記の要因分解の結果と符合する。ただし、1984年前後の出生率の増大は合計特殊出生率と合計結婚出生率の両者に見られており、要因分解で確認されたように有配偶出生率の変動と合計特殊出生率の変動は全く乖離していた訳ではない。一方、カンタムインデックスは持続的に低下している。「ひのえうま」の1966年についても出産力調査から計算された合計結婚出生率は急激な減少を確認しているが、その年に出生過程にあった夫婦のカンタムインデックスは全く低下を示していない。すなわち、「ひのえうま」は完結出生力に対して全く影響しなかったと考えられる。1960年代以降完結出生力は傾向的に低下しているものの短期的な変動をそれほど示していないということは、合計結婚出生率に見られる短期的な変動がテンポ要因によって説明されることを意味している。1965年には、タイミングインデックス TI は大幅に1を越えているが、1966年には急降下して1を大きく下回り、その後再び1以上に回復して1974年まで安定していた。

ある年のタイミングインデックスが1を上回るということは、その年に活発な出生過程にある結婚コウホートの妻の出生タイミングがそれ以前の結婚コウホートに比べて加速されたことを意味する。一方、1より小さいタイミングインデックスは、ある年の出生タイミングがそれ以前に比べて遅くなったことを意味する。したがって、図1に見られる TI の動向は、出生過程にある妻が1965年に出生を早め、1966年には出生を遅らせたことを物語っている。出生を早めて1965年に子供を生むことが困難なものは、1966年を避けるために出生を遅らせたのである。それに対して、1967年にちょうど子供を生む時期に遭遇し

8) 関連する研究として大谷(1991)参照。

ていた妻は普通のスピードで子供を生んだので、1966年に出生を避けた生み方に対して相対的に出生タイミングが早まり、タイミングインデックスが1を超えてかなり増大したのである。その後、タイミングインデックスが1を越えて安定したのは、1960年代の終わりから1970年代の初めにかけて出生タイミングが加速されたことによる。しかし、1970年代になると、この変化したタイミング様式が出生過程にある結婚コウホートに一樣に浸透し、1970年代中期にはタイミングインデックスは1近傍に落ちついた。

「ひのえうま」

タイミングインデックスの変動を見てみると1966年における大幅低下が印象的であり、1966年周辺での出生タイミングの変化が大きく、それが「ひのえうま」およびその前後の出生率変化を引き起こしたことは明らかである。パリティ別に見てみよう。これらのパリティ別の出生タイミングインデックスは、それが1を超えていると、当該順位の子供を生む時期にある結婚コウホートにおいてそれ以前の結婚コウホートに比べてその年の当該順位子の出生タイミングが早まっていることを意味している。さて、「ひのえうま」の時には、第1子、第2子、第3子のすべてにおいて1966年のタイミングインデックスの低下が見られた。中でも第2子タイミングインデックスの変化の大きかったことがわかる。年次間の合計結婚出生率の変化がテンポ要因とカンタム要因のそれぞれにどの程度起因するものであるのかを検討するためにそれぞれの合計結婚出生率変化に対する寄与を測定した⁹⁾(表2)。それによれば、1964年から1965年への合計結婚出生率の増大はその95%近くが第2子出生タイミングの変化によって生じたことがわかる。また、26%は第1子出生タイミングの加速化によって引き起こされた。それに対し、完結出生力と第3子の出生タイミングは、合計結婚出生率を低下させる方向に働いていたことがわかる。

1965年と1966年の比較では、「ひのえうま」当年の出生率低下の99%が出生

9) 計算方法については、大谷(1988)参照。

表2:合計結婚出生率変化のテンポ効果とカンタム効果への分解 (%)

比較年次対	AQ	Q	F1	F2	F3	AT	T1	T2	T3
1964/1965	-13.5	-8.6	0.2	-0.3	-4.8	113.5	26.4	94.6	-7.5
1965/1966	0.6	-0.1	0.0	0.1	0.6	99.4	27.5	59.4	12.5
1966/1967	-0.8	-0.4	0.0	-0.1	-0.3	100.8	27.3	57.9	15.6
1967/1968	41.0	38.2	0.1	0.5	2.2	59.0	20.0	55.8	-16.8
1973/1974	26.0	26.9	0.0	0.1	-0.7	74.0	-50.1	122.5	1.6
1974/1975	15.2	15.5	0.0	0.0	-0.3	84.8	-26.3	53.2	57.9
1983/1984	18.8	18.7	0.0	0.0	0.1	81.2	62.2	18.6	0.4
1983/1985	-4.6	-4.4	0.0	0.0	-0.2	104.6	41.3	33.1	30.2
1984/1986	9.7	9.6	0.0	0.0	0.1	90.3	75.1	55.2	-40.0

負の値は、その効果が比較年次対間の TMFR の変化と反対の方向に働いたことを意味する。AQ=全カンタム効果、Q=カンタム効果、F1=少なくとも1人の子供を持つ夫婦の割合の変化による効果、F2=少なくとも2人の子供を持つ夫婦の割合の変化による効果、F3=少なくとも3人の子供を持つ夫婦の割合の変化による効果、AT=全テンポ効果、T1=第1子出生タイミング効果、T2=第2子出生タイミング効果、T3=第3子出生タイミング効果、 $AQ=Q+F1+F2+F3$ 、 $AT=T1+T2+T3$ 。

タイミングの変化によって引き起こされているが、60%近くは第2子出生タイミングの変動による。また、第3子の出生タイミングは、第3子出生タイミングインデックスの1966年におけるかなりの大きさの低下にもかかわらず、その寄与は13%に満たない。これは、第3子の出生数全体に占める割合が小さいことによる。それに対し、第1子出生タイミングインデックスの低下はそれほど大きくはないが、出生数が多いために28%近くの寄与を示している。しかし、第1子出生タイミングの変化による影響は第2子出生タイミングの影響よりも相当に小さい。これは、第1子出生タイミングが第2子出生タイミングよりも「ひのえうま」に対して抵抗力の大きかったことを意味している。

1967年における合計結婚出生率の反騰に関しても、その増加のすべてが出生タイミングの変化によって引き起こされた。つまり、58%は第2子出生タイミング、27%は第1子出生タイミング、16%は第3子出生タイミングによるものであった。この結果は、1966年周辺における合計結婚出生率の変動がほとんど出生タイミングの変化によって生じたことを明らかにした。「ひのえうま」に

応じてどのような属性の者がどのようにパリティ別の出生タイミングを変化させたのかということについては4節で検討する。

第1次石油ショック

一方、1970年代初めにおけるタイミングインデックス TI の高水準での安定と1970年代中期におけるその急落は、主として第2子、第3子のタイミングインデックスの動きと関係している。第1次石油ショックを契機とする合計特殊出生率の低下について見てみよう。図1によれば合計結婚出生率も合計特殊出生率に平行して1974、75、76年と比較的大きく低下した。しかし、カンタムインデックスの低下はそれ以前の傾向に比べて大きな変化はなかった。それに対し、出生タイミングインデックスはそれ以前に比べて若干勾配の急な低下を同時期に経験している。第1子出生タイミングではそれに平行するような変動は全く見られないが、第2子出生タイミングでは1974、75年に、第3子出生タイミングでは1975、76年にかなり大きな低下が観察された。要因分解の結果(表2)を見てみると、1973年と1974年の間の合計結婚出生率の低下はその74%が出生タイミングの変動によるものであった。そして、そのほとんどすべてが第2子出生タイミングの変化によって引き起こされたのである。

第2子出生タイミングインデックスは、「ひのえうま」による攪乱の後、1968年から1973年まで1以上の高い水準を維持していた。これは、先述のようにこの時期に第2子を出生する過程にあった夫婦の第2子出生タイミングがそれ以前の夫婦に比べて早くなっていたことを示している。しかし、1975、76年とほぼ1になって出生過程にある夫婦の第2子出生タイミングの差はほとんど解消した。したがって、第1次石油ショック直後の出生率低下に貢献した第2子出生タイミングの変化はすでに大谷(1988)が指摘したように石油ショックによって直接引き起こされたのではない。むしろ1960年代末に生じた第2子出生タイミングの早期化によって、1970年から73年まで特に高い合計結婚出生率が引き起こされたが、その変化した第2子出生タイミングと異なるタイミングを示

した以前の夫婦集団が第2子出生過程から退出したために第2子出生過程にある夫婦間の第2子出生タイミング分散が縮小し、第2子出生タイミングインデックスは1に接近し同時に合計結婚出生率も低下したのである。一方、第1子出生タイミングはこの時期出生率を上昇させる方向に変化していたことがわかる。

1974年と75年の間では、出生率低下の85%近くが出生タイミングの変化によって説明される(表2)。ここでも、第1子出生タイミングの変化は出生率を高める方向に働いていた。したがって第2子出生タイミングと第3子出生タイミングはそれぞれ50%以上の説明力を有していた。ここで、比較的大きな説明力を示した第3子出生タイミングインデックスは、1970年から74年まで1を大きく超える高い水準を維持していた。1960年代前半におけるほぼ1に近い値と比較すると、このことは、第3子の出生タイミングもやはり1970年代前半に早期化したことを示している。しかし、經濟成長率がマイナスとなった1974年を境として1975年には急速に出生タイミングの遅れが生じ、 $TI3$ は1を乗り越してそれを大きく割り込んだ。これは、早まったタイミングが単に普及して常態となったという第2子出生タイミングの場合とは異なる。むしろ、1960年中期までの第2子出生コウホートが示した水準あたりまで、1975年以降第3子出生タイミングが遅れたものと考えられる。したがって、この1975年以降の突然の第3子出生タイミングインデックスの急降下は、第2子出生タイミングインデックスの変動とは対照的に、まさに第1次石油ショックによって引き起こされたものであったといえよう。このように、石油ショックの影響を受けたのは第3子の出生タイミングのみであった。「ひのえうま」の場合と異なり、カンタム要因の効果も20%から30%存在していたという事実は、この第3子出生タイミングへの影響が、場合によっては完結出生力自体の減少にも帰結したことを示している。

1980年代

合計特殊出生率では1983, 84, 85年, 合計結婚出生率では1984, 85年に記録されたごく一時的な上昇はどうであろうか。1983年と1984年, 1983年と1985年のそれぞれについて合計結婚出生率を比較してみると(表2), その間の出生率増大の相当部分が出生タイミングの変化によって引き起こされていることがわかる。1983年と1984年の間では第1子出生タイミングの早期化が大きく影響しており, 1983年と1985年の間ではそれぞれのパリティの出生タイミングの早期化が等しく影響していた。第3子の出生タイミングでは1970年代後半以降遅延化が進行していたが, その進行も停止して1980年代には第3子出生タイミングインデックスも上昇の兆しを見せはじめた。そして, 1985年, 1986年と一転して第3子の出生タイミングの早期化の兆候が現れた。1983年と1985年の比較で示された第3子出生タイミング寄与の背景にはこのような第3子出生タイミングの動きがあった。

合計結婚出生率は合計特殊出生率と平行に1984年をピークにその後低下を再開した。1984年と1986年を比較してみると, その間の出生率低下のほとんどが出生タイミング, 特に第1子, 第2子出生タイミングの変化によって引き起こされている。これは1980年代前半に早期化した第1子, 第2子の出生タイミングが普及してそれぞれの出生タイミングインデックスが1に近づくことによってもたらされたと考えられる。

4 「ひのえうま」における出生タイミングの変化

次に, 「ひのえうま」による出生タイミングの変化について詳しくみてみよう。従来の研究¹⁰⁾では, 「ひのえうま」をめぐる期間出生率の比較のみが行わ

10) 「ひのえうま」と出生率の関係に関する主な邦文文献としては, 山口(1967), 青木・富沢(1968), 村井(1968), 白井・方波見・金子(1976), 伊藤・坂東(1987)などを参照。人口学的観点から「ひのえうま」を扱った英文文献としては, Kaku(1972), Kaku and Matsumoto(1975), Aso(1978)などがある。

れていたが、ここでは「ひのえうま」に関してコウホート観察による出生タイミングの変動が扱われる。日本人にとっても明らかに1966年の「ひのえうま」における期間出生率の減少は驚異的であった。先に見たように、合計特殊出生率は1965年に比べて25%以上の低下を記録したが、1967年にはその反動として1966年に比べて40%上昇した。1906年の「ひのえうま」での若干の出生減は、出生性比の不均衡から判断して届出調整によるところが大きかったと思われるが、1966年における46万の出生減（前年比）のうち2%ほどが届出調整によるにすぎないと考えられている。一方、結婚時期の調整による出生減は6%ほどであると推定されている。また、人工妊娠中絶は当時減少過程にあり「ひのえうま」の故にその絶対数が上昇するようなことはなかった。いずれにしろ、1966年の出生数急降下の大部分が避妊によって引き起こされたことは明らかである。1965年に比べて第2子の出生数は33%、第1子の出生数は19%、第3子の出生数は30%の減少であったが、先述のように、この出生数の減少がこの時期に出生期を迎えていた夫婦の完結出生力の減少に帰着したのではなく、出生タイミングのみの変化が主としてこの減少を引き起こした。その過程を今少し詳細に見てみよう。

コウホート間の単変量的比較

ここでは、1966年ごろに再生産過程のピークにあった有配偶女子の第1子、第2子、第3子のそれぞれの出生タイミングをコウホート別に検討する。まず、1961—1963年、1964年、1965年に結婚した3個の結婚コウホートについて結婚持続期間（月単位）上の推定された第1出生関数（第1子出生者累積割合¹¹⁾）を見てみよう（図2）。

11) 出生関数（birth function）という用語は、Smith（1980）による。出生関数は、生命表分析の手法によりセンサリングのあるケースを考慮した上での、起点（第1出生関数の場合は結婚、第2出生関数は第1子出生、第3出生関数は第2子出生）からの経過時間軸上の当該順位子出生者累積割合推定値である。ここでは、actuarial methodによる推定値が示されている。

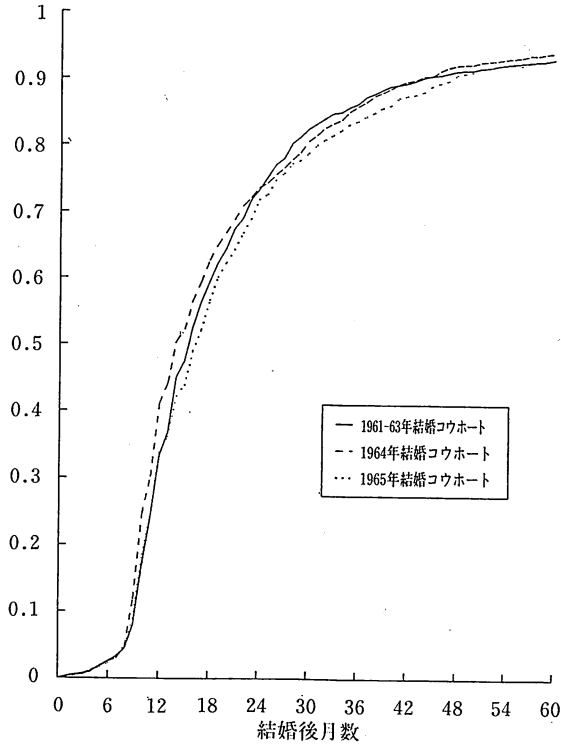


図2：結婚コウホート別，第1出生関数：1961～1965

すでに結婚後10カ月ほどで，1961—1963年，1965年結婚コウホートに比べて，1964年の結婚コウホートで，若干高い出生者累積割合が観察されている。これは，明らかに，1964年結婚コウホートにおいて1966年を避けるために第1子の生み急ぎが生じ，結婚後1年目の出生確率が増大したためである。それぞれの結婚コウホートについて6カ月ごとの第1子出生割合を比較してみると(図3)，1964年結婚コウホートで1年目の第1子出生割合が大きく，1966年を避けるために2年目で他のコウホートより第1子出生確率の低かったことがわかる。

次に，1960—1962年，1963年，1964年に第1子を生んだ者，すなわち，3個の第1子出生コウホートについて，第1子出生後月数別の第2出生関数(第2子

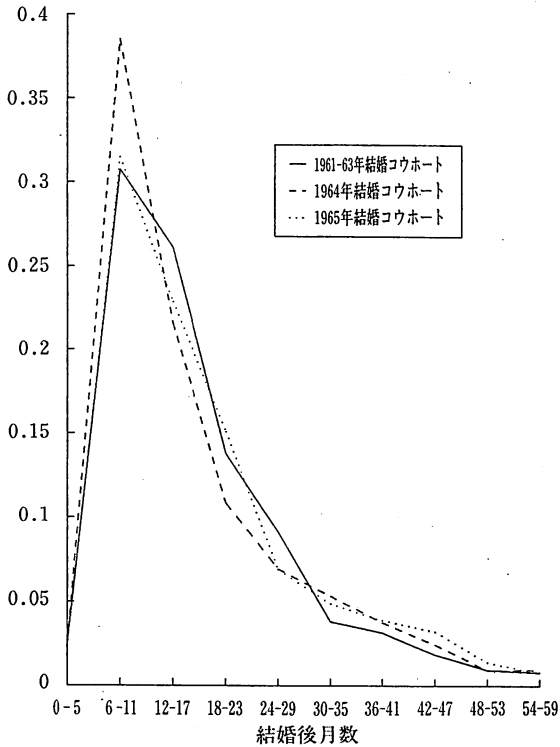


図3：結婚コウホート別，第1子出生割合（6カ月ごと）：1961～1965

出生者累積割合)を見てみよう(図4)。明らかに，1963年第1子出生コウホートにおいてその他のコウホートに比べて3年目前半の第2子出生が増大している。この点は，期間6カ月ごとの第2子出生割合をコウホートについて比較してみる(図5)と一層明瞭となる。1963年コウホートは1963年初めから末までの広がりをもつので1963年年央をコウホートの出発点とすると，それから24-29カ月目とは1965年後半ということになる。1966年を避けるために1965年以内に第2子を生もうとしたのである。一方，1963年第1子出生コウホートはその他のコウホートに比べて3年目の後半から4年目の前半にかけて第2子出生割合が低くなっている。それは，まさに1966年に該当する時期である。

1960-62年，1963年，1964年に第2子を生んだ3個の第2子出生コウホート

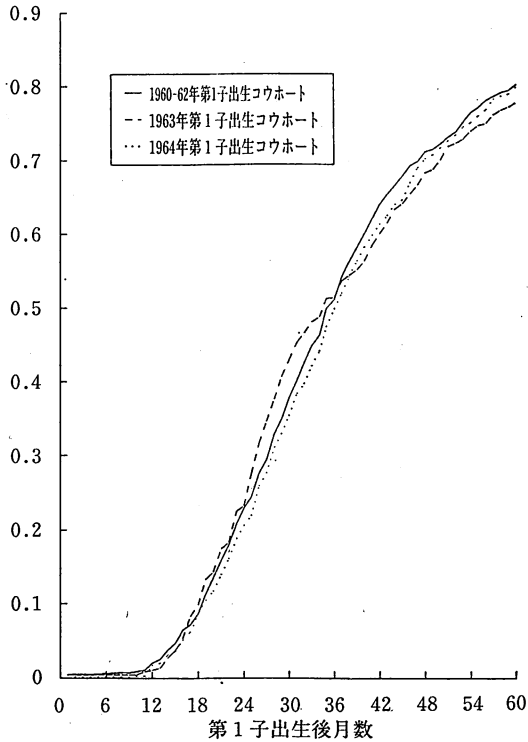


図4：第1子出生コウホート別，第2出生関数：1960～1964

について第3出生関数（第3子出生者累積割合）を比較してみると（図6），1960—1962年第2子出生コウホートがその他のコウホートに比べて3年目以降やや大きな累積割合を示している。もっとも，最終的な割合（これは第3子へのパリティ拡大率に相当する）は，コウホート間でそれほど大きな相違を示さない（80カ月後には0.35程に収束する）。期間6カ月ごとの第3子出生割合を比較すると（図7）コウホート間にそれほど大きな差は見られない。

コウホート以外の要因も含む多変量的比較

コウホートにともなって生じたあるいは生じなかった出生タイミングの相違が他の社会経済的要因の変化に起因する可能性を検討するためには，多変量解

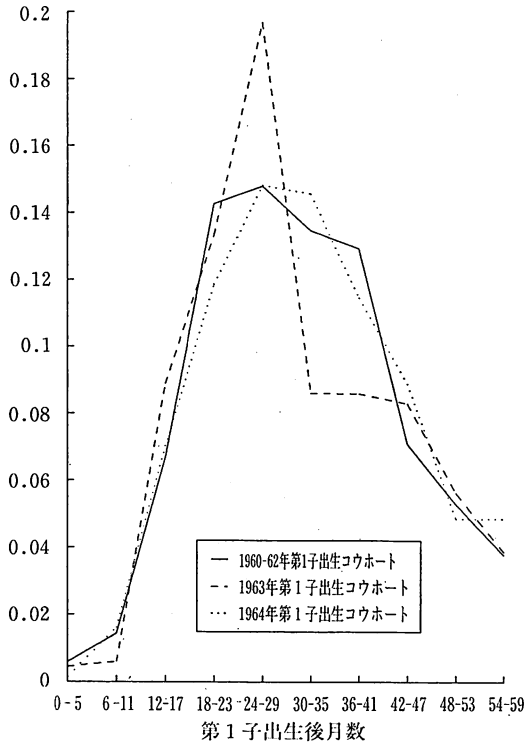


図5：第1子出生コウホート別，第2子出生割合（6カ月ごと）：
1960～1964

析によって出生タイミングの比較を行う必要がある。ここでは、1966年における出生回避に焦点をあてたいくつかの logistic regression 分析を行うことにする。従属変数は、 t 年に結婚した妻が $t+n$ 年に第1子を出生したか、 t 年に第1子を出生した妻が $t+n$ 年に第2子を出生したか、 t 年に第2子を出生した妻が $t+n$ 年に第3子を出生したか、の3事象である。独立変数は、それぞれのコウホート、妻の結婚年齢、妻の学歴、調査時点における夫の職業、結婚形態¹²⁾、結婚直後の親との同居、調査時点の居住地特

12) 「知り合ったきっかけ」についての質問において「見合い」と「結婚紹介所」のいずれかを選んだ者が「見合い結婚」と分類され、その他のきっかけを選んだ者が「恋愛結婚」と分類されている。

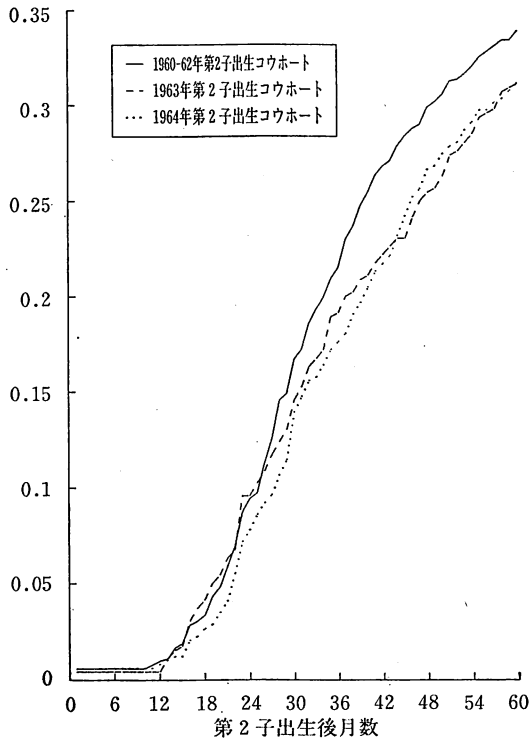


図6：第2子出生コウホート別，第3出生関数：1960～1964

性¹³⁾である。プリテストにおいてコウホートとその他の独立変数の交互作用を検討し，統計的有意な交互作用が見いだされた場合にはその交互作用項も含まれている。

まず，第1子について見てみよう。表3は， t 年に結婚した妻が $t+n$ 年に第1子を生むという事象に関する logistic regression 分析の結果で各カテゴリーの標本割合と odds ratio を示している。1964年の結婚コウホートにおい

13) 本来なら夫の職業と居住地特性についても結婚後当該事象発生前のデータを用いることが望ましいが，標本全体に関してそれらのデータを得ることができないので調査時点のデータで代用した。なお，居住地特性は人口集中地区 (DID) と非人口集中地区 (non-DID) の2区分である。

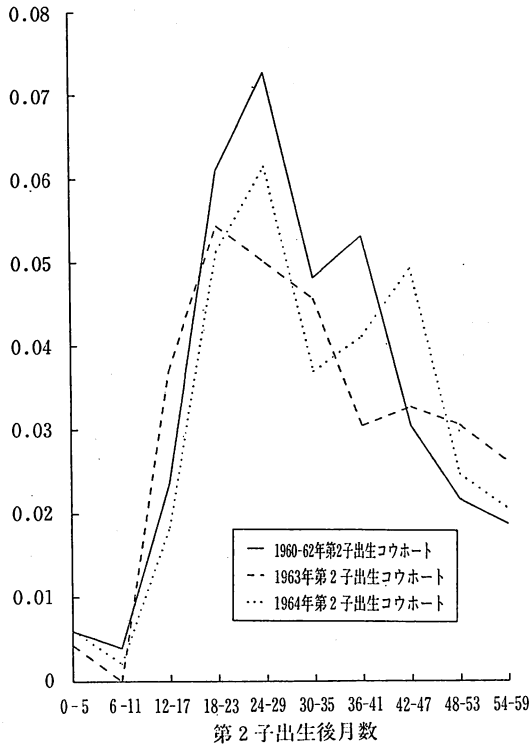


図7：第2子出生コウホート別，第3子出生割合（6ヵ月ごと）：
1960～1964

て結婚の翌年（すなわち1965年）に第1子を生む確率が増大し，1965年結婚コウホートにおいては1966年に第1子を生む確率が減少している($n=1$)。ただし，これらの効果は，統計的に有意とはなっていない。一方，1964年結婚コウホートにおいて1966年の第1子出生がかなり少なかった($n=2$)。また，1964年結婚コウホートの1967年における第1子出生が前年の反動で他のコウホートに比べてやや大きくなっているものの統計的に有意に達していない($n=3$)。すなわち，その他の変数を統制した上でも，1964年結婚コウホートにおいて1966年の第1子出生を避ける行為が明白に現れたが，それらの避けられた出生は，1965年あるいは1967年に比較的均等に分散されたようである。なお，恋愛結婚者または

表3 : t 年に結婚した者が $t+n$ 年に第1子を出生したかいないかの Logistic Regression 分析

変数	属性割合(%)	odds ratio		
		$n=1$	$n=2$	$n=3$
結婚年				
1961~1963	55.9	1.00	1.00	1.00
1964	21.1	1.13	0.66**	1.23
1965	23.0	0.86	1.03	1.00
妻の結婚年齢				
24歳以下	73.3	1.00	1.00	1.00
25歳以上	26.7	0.94	0.96	0.84
妻の学歴				
中学校	42.2	1.00	1.00	1.00
高校	47.3	0.93	1.14	1.22
短大・高専・専修	8.5	1.28	0.85	1.14
4年制大学以上	2.0	1.18	1.31	1.08
調査時点における夫の職業				
農林漁業	10.7	1.00	1.00	1.00
非農自営	19.5	0.94	1.10	0.76
ホワイトカラー	42.2	0.96	0.99	1.05
ブルーカラー	27.6	0.92	0.97	0.97
結婚形態				
見合い結婚	50.5	1.00	1.00	1.00
恋愛結婚	49.5	0.69**	1.09	1.36*
結婚直後の親との同居				
同居した	42.0	1.00	1.00	1.00
同居しなかった	58.0	0.76**	1.22	1.46*
調査時点の居住地特性				
non-DID	39.7	1.00	1.00	1.00
DID	60.3	0.96	1.08	1.11
$N=4,115$		$\chi^2(12)=83.50^{**}$	39.09**	38.40**

* $p < 0.01$, ** $p < 0.001$

結婚直後に核家族であった者において結婚コウホートと関係なくその他の場合に比べて第1子出生の遅いことが示されているが、これは「ひのえうま」とは関係なく日本で一般的に見られる現象である(大谷, 1989)。

表4: t 年に第1子を出生した者が $t+n$ 年に第2子を出生したか否かの
Logistic Regression 分析

変数	属性割合(%)	odds ratio		
		$n=2$	$n=3$	$n=4$
結婚形態×第1子出生年				
見合い結婚				
1960~1962	32.8	1.00	1.00	1.00
1963	11.9	2.05**	0.29**	1.38
1964	11.5	0.80	0.99	1.49
恋愛結婚				
1960~1962	22.3	1.05	1.06	0.77
1963	9.4	1.25	0.39**	1.85
1964	12.1	0.76	0.99	1.52
妻の結婚年齢				
24歳以下	73.3	1.00	1.00	1.00
25歳以上	26.7	1.07	0.92	0.77
妻の学歴				
中学校	47.2	1.00	1.00	1.00
高校	44.5	0.89	1.01	1.15
短大・高専・専修	6.8	0.90	1.17	0.95
4年制大学以上	1.5	0.62	0.76	1.06
調査時点における夫の職業				
農林漁業	13.6	1.00	1.00	1.00
非農自営	19.4	1.12	1.08	0.76
ホワイトカラー	40.8	0.80	1.24	1.00
ブルーカラー	26.2	0.86	1.11	0.72
結婚直後の親との同居				
同居した	48.4	1.00	1.00	1.00
同居しなかった	51.6	0.93	0.87	0.98
調査時点の居住地特性				
non-DID	42.5	1.00	1.00	1.00
DID	57.5	1.01	0.78*	1.12
$N=3,233$		$\chi^2(14)=70.71^{**}$	107.39**	36.83**

* $p < 0.01$, ** $p < 0.001$

次に第2子出生タイミングに関して検討しよう。表4は、 t 年に第1子を生んだ者が $t+n$ 年に第2子を生んだか否かに関する分析である。結婚形態と第

表5: t 年に第1子を出生した者が $t+4$ 年に第2子を出生したかいないかの
Logistic Regression 分析, 恋愛結婚

変数	属性割合(%)	odds ratio
第1子出生年		
1960~1962	50.9	1.00
1963	21.4	1.91**
1964	27.7	1.53
妻の結婚年齢		
24歳以下	73.3	1.00
25歳以上	26.7	0.76
妻の学歴		
中学校	42.9	1.00
高校	48.5	1.22
短大・高専・専修	6.8	0.60
4年制大学以上	1.8	1.34
調査時点における夫の職業		
農林漁業	7.9	1.00
非農自営	19.2	0.76
ホワイトカラー	46.3	0.70
ブルーカラー	26.6	0.53
結婚直後の親との同居		
同居した	38.2	1.00
同居しなかった	61.8	1.06
調査時点の居住地特性		
non-DID	35.4	1.00
DID	64.6	1.12
$N=1,417$		$\chi^2(11)=22.47$

** $p < 0.001$

1子出生コウホートの間に交互作用が見いだされたのでその交互作用項が含まれている。見合い結婚では、1963年に第1子を生んだ妻が1965年に第2子を生む確率は1960-1962年の第1子出生コウホートがその翌々年に第2子を生む確率よりもかなり高く統計的有意となっている。1964年の第1子出生コウホートが1966年に第2子を生む確率はレファレンスカテゴリーに比べて若干減少しているものの有意とはなっていない。一方、恋愛結婚においては1963年第1子出

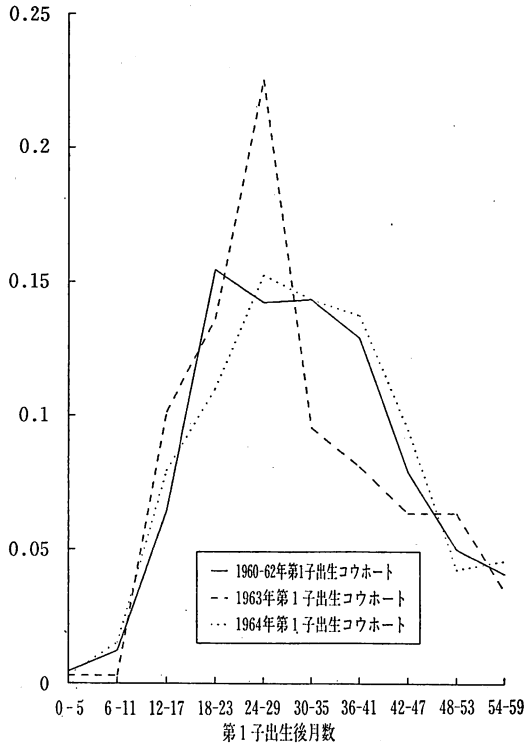


図8：第1子出生コウホート別，第2子出生割合（6カ月ごと）
〔見合い結婚〕：1960～1964

生コウホートが1965年に第2子を生む確率の上昇は統計的に有意に達していない。このことは、見合い結婚をして1963年に第1子を生んだ者は1966年を避けるために第2子出生時期を早めて1965年に第2子を生んだが、恋愛結婚ではそれほど第2子出生を急ぐ傾向がなかったことを示している。属性割合からわかるように、1960年代の初めにおいては、50%以上が見合いであった。一方、その他の変数を統制した上でも、1963年の第1子出生コウホートが1966年に第2子を生む可能性は結婚形態に関わらず1960—1962年コウホートに比べてきわめて低かった($n=3$)。また、1963年第1子出生コウホートが1967年に第2子を生む確率は1960—1962年コウホートに比べて増大している($n=4$)。恋愛結婚だけ

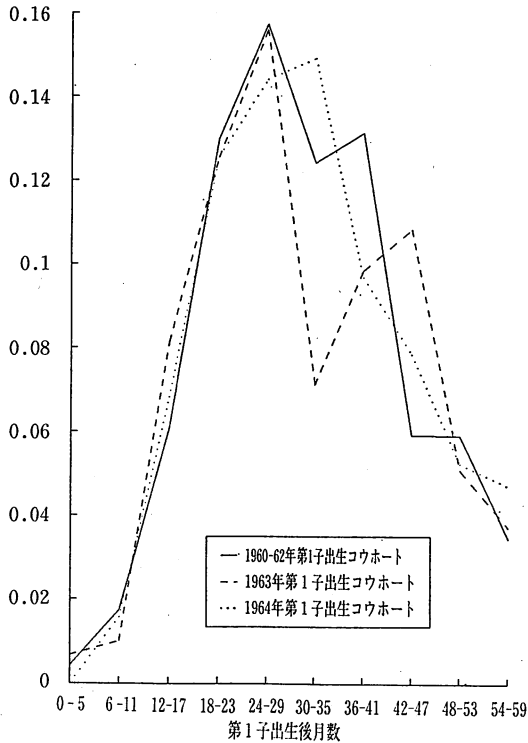


図9：第1子出生コウホート別，第2子出生割合（6カ月ごと）
 [恋愛結婚]：1960～1964

に限れば1960—62年コウホートと1963年コウホート間の差はかなり大きなものとなる(表5)。すなわち，恋愛結婚者で特に，1963年第1子出生コウホートが1966年における第2子出生を避けるために1967年まで出生を遅らせた傾向が強かったのに対し，見合い結婚者では1965年に早めに第2子を出生する傾向が強かったといえよう。これは，見合い恋愛別の第1子出生後6カ月ごとの第2子出生割合を示した図8，9にもはっきりと示されている。

t 年に第2子を生んだ妻の $t+n$ 年における第3子出生を比較したのが表6である。1963年および1964年の第2子出生コウホートにおいて1966年の第3子出生を避ける傾向が見られるものの，統計的有意には達していない。なお，コ

表6: t 年に第2子を出生した者が $t+n$ 年に第3子を出生したかいないかの
Logistic Regression 分析

変 数	属性割合(%)	odds ratio	
		$n=2$	$n=3$
第2子出生年			
1960~1962	51.5	1.00	1.00
1963	23.8	0.82	0.70
1964	24.7	0.73	1.03
妻の結婚年齢			
24歳以下	73.3	1.00	1.00
25歳以上	26.7	1.12	0.72
妻の学歴			
中学校	54.2	1.00	1.00
高校	39.6	0.99	0.80
短大・高専・専修	4.7	0.31	0.93
4年制大学以上	1.5	0.74	0.42
調査時点における夫の職業			
農林漁業	17.4	1.00	1.00
非農自営	21.9	0.76	0.84
ホワイトカラー	36.5	0.52**	0.43**
ブルーカラー	24.2	0.57	0.66
結婚形態			
見合い結婚	61.4	1.00	1.00
恋愛結婚	38.6	0.86	1.01
結婚直後の親との同居			
同居した	57.9	1.00	1.00
同居しなかった	42.1	0.80	0.72
調査時点の居住地特性			
non-DID	46.7	1.00	1.00
DID	53.3	0.96	1.03
$N=2,029$		$\chi^2(12)=32.70^{**}$	40.44**

** $p < 0.001$

ウホートに関わらず調査時点に夫がホワイトカラーである場合に第3子出生確率の低下が顕著である。結婚時の夫の職業を知ることができる第9次出産力調査のデータによれば、夫が結婚時にホワイトカラーである場合に妻の第3子妊

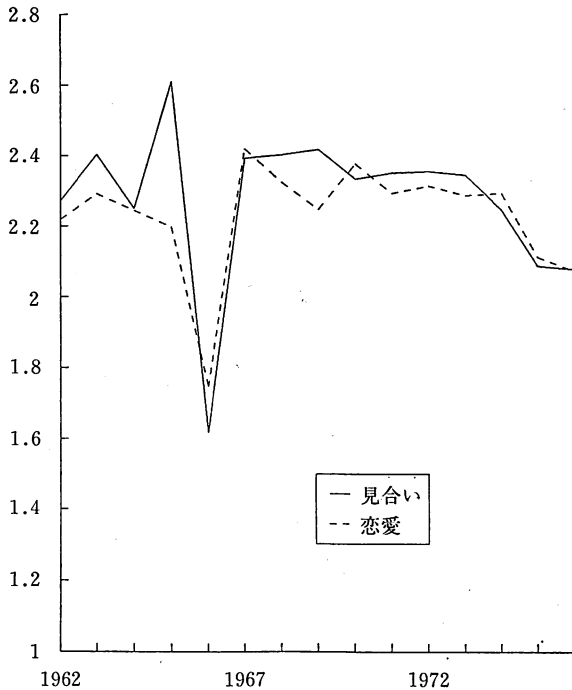


図10：結婚形態別，合計結婚出生率：1962～1976

娠確率の低いことが示されており(大谷, 1989), この結果も結婚時の夫の職業の影響を反映していると想像される。

以上の結果から, 1964年結婚コウホートと1963年第1子出生コウホートにおいて1966年の出生回避傾向の強かったことがわかった。また, 特に大きな出生回避のあった第2子については, 見合い結婚者と恋愛結婚者において異なった行動様式が観察された。すなわち, 1963年第1子出生コウホートのなかで, 見合い結婚者は第2子出生を早めることによって, また, 恋愛結婚者は第2子出生を遅らせることによって1966年における第2子出生を避けたのであった。結婚形態別の合計結婚出生率を比較してみると(図10), 1965年に比べた1966年の合計結婚出生率の低下率は, 見合いにおいてより大きかった。これには, 見合いにおいて1965年の合計結婚出生率が1964年に比べて大きく増大したことが関

係している。見合いでは、1967年と1968年の合計結婚出生率がほとんど等しいが、恋愛では出生遅れが1967年に集中したために1967年合計結婚出生率が1968年のそれに比べて5%ほど高くなっている。見合い結婚をした1963年第1子出生コウホートにおいて第2子出生が早まったのは、見合い結婚では、必要人数の子供を確実に確保したいという欲求がより強いためであると考えられる。出生力調査によれば見合い結婚の割合は戦争直後の60%ほどから1980年代後半の20%ほどへと減少した。この背景には、結婚に対する態度の変化があり、見合い結婚を行う者は、適齢期に適当な配偶者を見つけることができなかつたが子供を持ちたいという強い動機づけを有するものに次第に限定されてきたと考えられる。このことは、恋愛結婚に比して見合い結婚での初婚年齢の高さ、結婚から第1子出生までの時間の短さなどにはっきりと見られる¹⁴⁾。それに対して、恋愛結婚ではたとえ2人以上の子供を欲していても、「ひのえうま」を避けるために第2子出生を遅らせることにあまり抵抗がなかつたのであろう。

1963年第1子出生コウホートが1966年における第2子出生を、そして1964年結婚コウホートが1966年における第1子出生を回避した傾向は、第2子についての結婚形態による違いを除けば、社会経済的な影響をあまり受けずに多くの属性グループで等しく生じたと考えられる。

5 おわりに

以上まとめると、

1. 「ひのえうま」による完結出生力の低下は全くなかつたといえるが、第1次石油ショックの場合には完結出生力の低下も部分的に存在したと考えられる。

2. 出生タイミングとして最も大きな影響を「ひのえうま」から受けたのは第2子出生タイミングであつた。「ひのえうま」では第1子、第3子の出生タイミングも影響を受けているがそれは第2子への影響には及ばなかつた。

14) Otani (1991) 参照。

3. 1964年結婚コウホートと1963年第1子出生コウホートにおいて1966年の出生回避の傾向が強かったが、特に大きな出生回避のあった第2子については、見合い結婚者と恋愛結婚者において異なった行動様式が観察された。すなわち、1963年第1子出生コウホートのなかで、見合い結婚者は第2子出生を早めることによって、また、恋愛結婚者は第2子出生を遅らせることによって1966年における第2子出生を避けたのであった。

4. 第1次石油ショックにとまなう合計結婚出生率の低下は、完結出生力自体の低下を若干引き起こしたが、そのかなりの部分が出生タイミングの変化によってもたらされたといえる。石油ショックは第1子出生タイミングには全く影響せず、あたかも影響されたかのように見えた第2子出生タイミングインデックスの低下も実はそれ以前の第2子出生タイミングの変化が浸透した結果であった。それに対して、第3子出生タイミングは、第2子出生タイミングと同様に1970年代前半に出生タイミングの早期化を示していたが、その早期化の普及による第3子出生タイミングインデックスの低下のみではなく、石油ショックによる影響をはっきりと受けていた。

5. 1980年代中ごろに見られた出生率の若干の上昇は、主として第1子、第2子出生タイミングが1980年代前半に早期化したことによって引き起こされた。

本研究によって、1960年代以降のわが国の期間出生率変動に対してコウホート別出生タイミングの差が大きく影響していることが示された。そこで次の機会に、1962年から1986年にわたる時期全体に関してパリティ別出生タイミングがどのような社会経済的な属性によって影響されたのかということを出生ハザードについての分析によって検討したい。

参 考 文 献

- [1] Aso, T. 1978. *Cultural Influence on Fertility in Japan: The case of the Year of the Fiery Horse as an Approach of the Modified Demographic Transition Model*, Unpublished Ph. D dissertation. Washington State University.
- [2] Butz, W. P. and Ward, M. P. 1979. Will US fertility remain low? A new

- economic interpretation. *Population and Development Review*, 5(4) : 663-688.
- [3] Clogg, C. C. 1978. Adjustment of rates using multiplicative models. *Demography*, 15(4) : 523-539.
- [4] Das Gupta, P. 1978. A general method of decomposing a difference between two rates into several components. *Demography*, 15(1) : 99-112.
- [5] Foster, A. 1990. Cohort analysis and demographic translation: a comparative study of recent trends in age-specific fertility rates from Europe and north America. *Population Studies*, 44(2) : 287-316.
- [6] Hobcraft, J. N., Goldman, N. and Chidambaram, V. C. 1982. Advances in the P/F ratio method for the analysis of birth histories. *Population Studies*, 36(2) : 291-316.
- [7] Kaku, K. 1972. Are physicians sympathetic to superstition? A study of Hinoe-Uma. *Journal of Biosocial Science*, 19 : 60-64.
- [8] Kaku, K. and Matsumoto, Y. S. 1975. Influence of a folk superstition on fertility of Japanese in California and Hawaii, 1966. *American Journal of Public Health*, 65 : 170-174.
- [9] Liao, Tim Futing. 1989. A flexible approach for the decomposition of rate differences. *Demography*, 26(4) : 717-726.
- [10] Otani, K. 1991. Time distributions in the process to marriage and pregnancy in Japan. *Population Studies*, 45(3) in print.
- [11] Pressat, R. 1973. *L'analyse démographique*. Paris: Presse Universitaire de France.
- [12] Ryder, N. B. 1964. The process of demographic translation. *Demography*, 1 : 74-82.
- [13] Ryder, N. B. 1980. Components of temporal variations in American fertility. Pp. 15-54 in R. W. Hiorn (ed.), *Demographic Patterns in Developed Societies*. London: Taylor and Francis.
- [14] Shields, M. P. and Tracy, R. L. 1982. A translation of period rates into cohort rates. Pp. 339-342 in *Proceedings of the Social Statistical Section, American Statistical Association*. Washington, D.C.: American Statistical Association.
- [15] Smith, D. P. 1980. *Life Table Analysis*. Technical Bulletin No. 6, World Fertility Survey. Voorburg: International Statistical Institute.
- [16] Ward, M. P. and Butz, W. P. 1980. Completed fertility and its timing. *Journal of Political Economy* 88 : 917-935.
- [17] 青木尚雄・富沢正子, 1968, 「昭和41年の出生減少に関する一考察」, 『人口問題研究

- 所年報』, 第13号, pp. 33-37.
- [18] 伊藤達也・坂東里江子, 1987, 「同居児法による「ひのえうま」の出生変動の計測と分析」, 『人口問題研究』, 第181号, pp. 51-69.
- [19] 伊藤達也・坂東里江子, 1989, 「1980年代前半における結婚出生力の動向」, 『人口問題研究』, 第189号, pp. 51-69.
- [20] 臼井竹次郎・方波見重兵衛・金子功, 1976, 「ひのえうま生まれの統計」, 『厚生指標』, 第23巻第3号, pp. 3-13.
- [21] 大谷憲司, 1988, 「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」, 『人口問題研究』, 第185号, pp. 36-54.
- [22] 大谷憲司, 1989, 「現代日本人女子の妊娠出生タイミングに関する Proportional Hazards Model 分析」, 『人口問題研究』, 第189号, pp. 1-17.
- [23] 大谷憲司, 1991, 「現代日本の出生率変動におけるテンポ要因とカンタム要因: Butz-Ward タイプのモデルとその適用」, 関西大学『経済論集』, 第40巻第6号, pp. 69-95.
- [24] 厚生省人口問題研究所, 1990, 『出産力調査に基づく結婚と出生の地域分析』, 調査研究報告資料, 第3号。
- [25] 村井隆重, 1968, 「ひのえうま総決算」, 『厚生指標』, 第15巻第15号, pp. 3-9.
- [26] 山口喜一, 1967, 「最近の出生動向, とくに「ひのえうま」にまつわる出生減少について」, 『人口問題研究所年報』, 第12号, pp. 55-60.