

1960年代以降結婚コウホートの 出生間隔に関する Proportional Hazards Model 分析

大 谷 憲 司

I はじめに

出生タイミングの変化は期間出生力およびコウホート出生力の指標に影響を及ぼしうるものと考えられる。例えば、Bloom¹⁾は最近のアメリカ合衆国における第1子出生の遅れが出生間隔の増大、期間第1出生力の低下さらに完結出生力の低下をもたらすだろうと述べている。出生タイミングの指標としては妻の出産時における年齢と出生間隔²⁾が考えられる。結婚前妊娠の割合が高い所では結婚から第1子出生までの第1出生間隔は第1子出生時期の有意義な指標とはなりえない³⁾。しかし、日本に関する限り、結婚前出生または結婚前妊娠・結婚後出生（本研究では、第1出生間隔8か月未満の出生を結婚前妊娠結婚後出生と定義する）の割合は第8次出産力調査結果によっても6%以下である。そこで、本研究ではあらかじめ結婚前出生および結婚前妊娠・結婚後出生の標本を除外した上での出生間隔を計測し、これを出生タイミングの指標として用いる。

本研究は、1982年に厚生省人口問題研究所によって実施された第8次出産力調査⁴⁾の夫婦データについて1960年代および1970年代の結婚コウホートの第1および第2出生間隔を単変量および多変量解析的に検討しようとするものである。

II データおよび分析方法

1. データ

本研究で用いられる第8次出産力調査の夫婦データは夫の初再婚を問わず妻初婚の夫婦に限られ、さらに、第1出生間隔8か月未満のものはすべて除かれている。第2出生間隔の分析にあたっては少なくとも1子を産んだ妻が対象となっている。また、1961年から1978年までに結婚した夫婦のみが分析される。

1) D. E. Bloom, "Delayed Childbearing in the United States", *Population Research and Policy Review*, vol. 3, no. 2, 1984, p.106.

2) 本稿では、第1出生間隔とは結婚から第1子出生までの期間の長さ、第2出生間隔とは第1子出生から第2子出生までの期間の長さを意味している。

3) 例えば、C. Hirschman and R. R. Rindfuss, "The Sequence and Timing of Family Formation Events in Asia", *American Sociological Review*, vol.47, No. 3, 1982, p.661.

4) 調査の詳細については、厚生省人口問題研究所（阿藤 誠・高橋重郷・小島 宏・大谷憲司・池ノ上正子・三田房美・笠原里江子）、『昭和57年第8次出産力調査（結婚と出産力に関する全国調査）—日本人の結婚と出産—』、実地調査報告資料、1983年3月を参照。

2. 分析方法

出生間隔を吟味しようとする場合、調査期日までに分析対象となる順位の出生を終えていない対象標本の存在が問題となる。いわゆる censoring の問題である。果たしてこれらの「開かれた出生間隔 (open birth interval)」が将来閉じられるか否かは定かでない。もしこれらの「開かれた出生間隔」を無視して「閉じた出生間隔 (closed birth interval)」のみからその平均・分散を計算すると、本来の値より小さい値が与えられる可能性がある。特に、調査時点においていまだ出生過程にある1970年代結婚コウホートではその可能性が強いと言えよう。このバイアスを避けるために life table analysis (または survival analysis) が用いられる。この life table analysis においては、censoring がないと仮定した上で出生間隔の分布を推定する方法がいくつか考えられている⁶⁾。主な方法は product limit method (Kaplan-Meier method) と actuarial method である。本研究においては、出生間隔の計算に SPSS⁷⁾を用いた関係上 actuarial method が採用された。

これらの方法により、結婚から (第1子出生について) あるいは第1子出生から (第2子出生について)、特定期間内に当該順位の子供を出産した妻の割合の累積分布を推定することができる。この推定値がいわゆる出生関数 (birth function) $B(t)$ である (表1)。 $B(t)$ は出生間隔に関する life table analysis の基本的な測定であり、異なる属性を持つ集団の $B(t)$ を比較することに

表1 本研究におけるいくつかの概念の定義

出生関数 $B(t)$	結婚 (第1子の場合) または前の出生 (第2子以上の場合) から時間 t が経過するまでに次の出生を経験する妻の累積割合。
trimean	$(Q_1 + 2 \times Q_2 + Q_3) / 4$
spread	$Q_3 - Q_1$
	ここで、 Q_1 は第1四分位 ($B^{-1}(0.25)$)
	Q_2 は第2四分位 ($B^{-1}(0.50)$)
	Q_3 は第3四分位 ($B^{-1}(0.75)$)
quintum	$B(60\text{か月})$
相対危険率	$\lambda(t) / \lambda_0(t)$
	ここで、 $\lambda(t) [= B'(t)/(1 - B(t))]$ は結婚 (第1子の場合) または前の出生 (第2子以上の場合) から時間 t が経過した時点における次の出生の生起する確率であり、 $\lambda_0(t)$ は標準集団の $\lambda(t)$ である。本稿では相対危険率は時間から独立であると仮定されている。

5) 例えば、K. Srinivasan, *Birth Interval Analysis in Fertility Survey*, Scientific Reports No. 7, World Fertility Survey, 1980, p.10.

6) D. P. Smith, *Life Table Analysis*, Technical Bulletins No.6, World Fertility Survey, 1980; G. Rodriguez and J. N. Hobcraft, *Illustrative Analysis: Life Table Analysis of Birth Interval in Columbia*, Scientific Reports No. 16, World Fertility Survey, 1980; 小林和正, 『生命表形式による出生間隔の分析』, 日本大学海外学術交流基金, 1986年; E. L. Kaplan and P. Meier, "Nonparametric Estimation from Incomplete Observation", *Journal of the American Statistical Association*, vol.53, No.282, 1958, pp.457-481., S. Anderson, A. Auquier, W. W. Hauck, D. Oakes, W. Vandaele and H. I. Weisberg, *Statistical Method for Comparative Studies*, New York: John Wiley and Sons, 1980, Chapter 11; R. G. Miller, *Survival Analysis*, New York: John Wiley and Sons, 1981 および D. R. Cox and D. Oakes, *Analysis of Survival Data*, London: Chapman and Hall, 1984.

7) C. H. Hull and N. H. Nie, *SPSS Update 7-9: New Procedures and Facilities for Release 7-9*, New York: McGraw Hill, 1979.

よって出生間隔の差異に関する情報を得ることができる。 $B(t)$ の要値として trimean, spread⁸⁾ および quintum⁹⁾ がしばしば用いられる (表 1)。 trimean は分布の位置を, spread は分布の広がりを見積る。 trimean は, その定義から明らかなように, 第 1 四分位, 第 2 四分位 (中央値) および第 3 四分位の 3 点における $B(t)$ の加重平均であり, 中央値のみならず分布の形に関する若干の情報も反映している。一方, spread はいわゆる四分位偏差に相当する。 quintum は 60 か月めにおける出生関数値 $B(60)$ であり, 第 $n-1$ 子出生¹⁰⁾ から満 5 年が経過するまでに第 n 子を産む妻の累積割合を示しており, 換言すれば第 $n-1$ 子出生から満 5 年経過後におけるパリティ $n-1$ のパリティ拡大率である。

ところが, これら従来からよく用いられてきた出生関数の要約値は出生関数のごく一部の情報のみを利用しているにすぎない。そこで, 本研究では Mantel-Haenszel 推定値¹¹⁾ をも採用した。ここでの Mantel-Haenszel 推定値は, ある集団における第 $n-1$ 子から第 n 子へ進む危険率 (または確率) の特定標準集団における当該危険率に対する比, すなわち相対危険率 (relative risk) を示している (表 1)。従って, ある集団の Mantel-Haenszel 推定値が 1 より大きい (小さい) 場合には, この集団の出生間隔が特定標準集団のそれよりも短い (長い) ことが示唆されている。 Mantel-Haenszel 推定値は各月における $B(t)$ の値をほとんどすべて利用しているので $B(t)$ の要約値としてはより望ましいものであろう。また, $B(t)$ の集団間の統計的有意差を検討するため log rank test¹²⁾ が用いられた。

以上の方法は出生間隔分析の基本となる $B(t)$ と単一の独立変数による $B(t)$ の集団間比較に関するものであった。さらに, 複数の独立変数が $B(t)$ に与える純効果をそれらの複数の独立変数を同時に投入することによって抽出することが必要である。その場合に用いられる方法として proportional hazards model (以下 PH model)¹³⁾ がある。 PH model は前述の censoring の影響を考慮した推定法によって求められた $B(t)$ に基づいて, $B(t)$ に与える各々の独立変数の純効果を測定する。

ある集団の当該順位子出生危険率 $\lambda(t)$ (表 1 参照) と特定標準集団の危険率 $\lambda_0(t)$ の関係は本稿における PH model では

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \cdot \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})$$

によって現される。ここで, \mathbf{x} は比較される集団の属性ベクトルであり, $\boldsymbol{\beta}$ は属性値の相対危険率に与える影響を示す proportional hazards 係数ベクトルである。 $\boldsymbol{\beta}$ の値は partial likelihood estimate として推定される。すなわち, ある独立変数のあるカテゴリーの proportional hazards 係数の指数変換値は他の変数を制御した場合における当該カテゴリーの相対危険率 (relative risk) を示している。したがって, PH model を利用すれば, 他の変数の影響を排除した上で, 例えば妻の学歴

8) trimean と spread について詳細は, J. W. Tukey, *Exploratory Data Analysis*, Reading: Addison-Wesley, 1977; D. C. Hoaglin, F. Mosteller and J. W. Tukey, *Understanding Robust and Exploratory Data Analysis*, New York: John Wiley and Sons, 1983.

9) quintum については G. Rodriguez and J. N. Hobcraft, 前掲 (注 6), *Illustrative Analysis: Life Table Analysis of Birth Interval in Columbia*, p.12.

10) $n=1$ の場合は, 第 $n-1$ 子出生を結婚と読み替える。以下すべて同様に考える。

11) N. Mantel and W. Haenszel, "Statistical Aspects of the Analysis of Data from Retrospective Studies of Disease", *Journal of the National Cancer Institute*, vol.22, No. 4, 1959, pp.719-748.

12) log rank test (または, 一般化された Mantel-Haenszel test) については, R. G. Miller, 前掲 (注 6), *Survival Analysis*, pp.114-117 参照。

13) PH model については, 注 6 の文献並びに, J. D. Kalbfleish and R. L. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York: John Wiley and Sons, 1980; N. B. Tuma and M. T. Hannan, *Social Dynamics: Models and Methods*, New York: Academic Press, 1984 など参照。

が $B(t)$ にどのように影響するのかを出生の相対危険率がどの程度増減するかによって表示することが可能である¹⁴⁾.

III 第1出生間隔

1. 結婚コウホートによる第1出生間隔の単変量解析

最初に、1961年から1978年までの6本の3年幅結婚コウホートの第1出生間隔に関する $B(t)$ (以下、第1出生関数) を比較する(図1). 図に見る限り結婚後18か月内の若干の変動を除いて第1子出生のタイミングにあまり変化は見られない. これら6本の第1出生関数についての log rank test の結果(表2)はこの直観を裏付けている. 表中の Mantel-Haenszel 推定値は、1961-1963年結婚コウホートを標準集団とした場合、結婚後8年近い長期を比較すると、第1子出生の確率には結婚コウホートの違いによる変化がないことを示している.

しかし、この結果から、これらの結婚コウホートの間で第1出生時期に対する態度変化がまったくなかったと結論づけるのは

図1 結婚コウホート別第1出生関数,
1961-1978: 8 J N F S

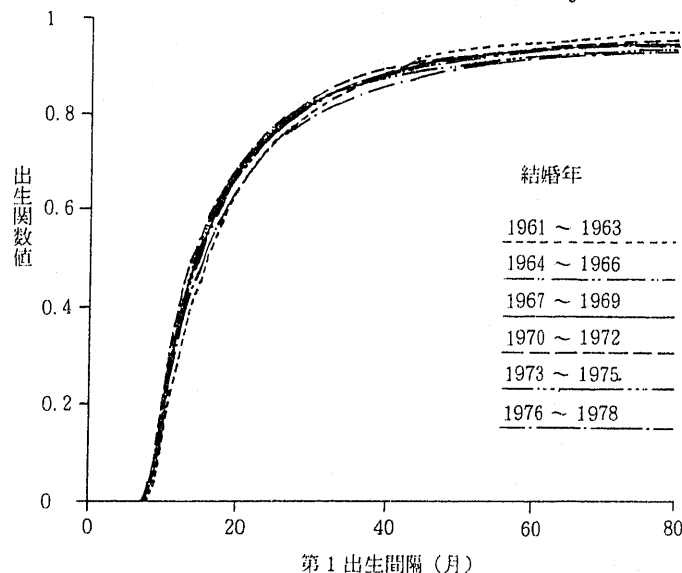


表2 結婚コウホート別第1出生関数の trimean, spread, quintum 並びに
Mantel-Haenszel 推定値, 1961-1978: 8 J N F S

結婚年	標本数	trimean	spread	quintum	Mantel-Haenszel 推定値
1961-1963	761	16.9	13.3	.94	1.00
1964-1966	855	16.8	14.9	.93	.98
1967-1969	879	15.5	12.9	.92	1.04
1970-1972	956	15.2	12.7	.93	1.09
1973-1975	1,045	15.7	13.2	.91	1.01
1976-1978	936	16.3	14.9	.91	.97

log rank test
 $\chi^2(5) = 7$ n. s.

n. s. 有意でない

注) 第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

14) 本研究では、log rank test による単変量的な $B(t)$ の比較のみならず、PH model による多変量的比較も行われるわけだが、PH model の適用にあたってはプログラムパッケージ GLIM が用いられた。GLIM については R. J. Baker and J. A. Nelder, *General Linear Interactive Modelling (GLIM Release 3)*, Oxford: Numerical Algorithm Group, 1978; M. A. Adena and S. R. Wilson, *Generalized Linear Models in Epidemiological Research Case-Control Studies*, Sydney: The Institute Foundation for Statistical Data Analysis, 1982.

早計であろう。結婚コウホートの変化とともに、ある特定の属性を持った夫婦の割合が増加する場合、属性を同じくするそれぞれの夫婦集団内では結婚コウホートの変化による出生タイミングに対する態度変動が生じていないにもかかわらず、結婚コウホートごとの $B(t)$ に変化の生ずる場合が考えられる。また、逆に、個々の属性を越えてすべての夫婦集団において出生タイミングに対する態度変化による $B(t)$ の変動が生じたとしても、ある特定の属性を持つ夫婦集団の割合が増大することによって生じた $B(t)$ の変動によってそれが相殺される可能性もある。従って、いくつかの独立変数と結婚コウホート変数の $B(t)$ に与える影響を独立に抽出する必要がある。

2. 第1出生間隔の多変量解析

従来の研究によれば、いくつかの独立変数と第1出生間隔の関係が吟味されている。Marini and Hodsdon¹⁵⁾はアメリカ合衆国のデータに基づいて妻の初婚年齢と第1出生間隔の間には正の線形な関係が存在するとした。また、Rindfuss and Morgan¹⁶⁾は、恋愛結婚においては見合い結婚の場合より結婚初期の性交頻度が高まるのではないかと中国系マレーシア人、韓国人および台湾人の最近の第1出生間隔短縮化傾向を説明している。果たして、日本においても恋愛結婚の第1出生間隔が見合い結婚のそれより短いということがあるであろうか？一方、今日の日本では、見合い結婚が主として婚期を逃したもののなるべく早く結婚・出産を望む者によって利用される傾向にあるということ¹⁷⁾を考慮すると、見合い結婚の第1出生間隔の方が短いという可能性もある。結婚直後に親と同居するか否かと第1出生間隔の間にも相反する2つの関係がありうる。もし、結婚直後における親との同居が若夫婦の性行動を抑制するならば¹⁸⁾第1出生間隔が長くなるとも考えられる。また、同居の親が若夫婦に対し経済的あるいは家事労働的な援助を与える場合または同居の親が孫の早期誕生を望む場合には出生を促し第1出生間隔を縮めることもありうる¹⁹⁾。

Yamamura and Hanley²⁰⁾は、子供の高学歴に対する親の強い欲求が日本における一括出生（結婚後短期間に2人程度の小人数の子供を産むこと）を促進したと主張している。本研究では子供の学歴に対する親の欲求を直接測定していないので、妻の学歴、夫の職業さらに妻の父の職業によってその効果を極めて遠回りに推測するにとどまる。例えば、妻の学歴が高い場合、学歴の低い者に比べてより熱心に自分の子供にも高い学歴を望むということは十分予想される。また、日本のホワイト・カラー社会において成功するためには高く評価された高学歴を身につけることが必須条件のごとく強く信じられている（実際にはどうであれ）ことを考えると、子供がホワイト・カラーとして成功することを

15) M. M. Marini and P. J. Hodsdon, "Effects of the Timing of Marriage and First Birth on the Spacing of Subsequent Birth", *Demography*, vol.18, No. 4, 1981, p.544.

16) R. R. Rindfuss and S. P. Morgan, "Marriage, Sex and the First Birth Interval: The Quiet Revolution in Asia", *Population and Development Review*, vol. 9, No. 2, 1983, p.262.

17) 厚生省人口問題研究所, 前掲報告書(注4), 『昭和57年度第8次出産力調査(結婚と出産力に関する全国調査)―日本人の結婚と出産―』, p.31参照.

18) 例えば, E. D. Driver, *Differential Fertility in India*, Princeton: Princeton University Press, 1963, p.39; M. Nag, "Family Type and Fertility", In *Proceedings of World Population Conference*, New York: United Nations, 1967, p.161.

19) 親との同居と高出生力を結び付けるいわゆる Lorimer-Davis 仮説は必ずしも未だ明確な検証がなされてはいないが、もし成立するとすれば、結婚直後親との同居が第1子出生を促進すると予想される。出生児数を従属変数とする仮説検証については本稿では扱わない。Lorimer-Davis 仮説とその検証については, S. P. Morgan and R. R. Rindfuss, "Household Structure and the Tempo of Family Formation in Comparative Perspective", *Population Studies*, vol.38, No. 1, 1984, pp.129-139.

20) Yamamura Kozo and S. B. Hanley, "Ichi Hime, Ni Taro: Educational Aspiration and the Decline in Fertility in Postwar Japan", *Journal of Japanese Studies*, vol.2, No.1, 1975, pp.115-117.

望む親の子弟教育に対する熱心さは他の者を上回るであろうと想像できる。そして、現に夫がホワイト・カラーである場合、また妻の父がホワイト・カラーであった場合にも、子弟がホワイト・カラーとして成功することをより強く望むとすれば、妻が高学歴の場合と共に子弟教育により熱心であろう。一方、子供に高学歴をつけさせるには一般的に多大の投資を必要とする。従って、妻が子育てを早めに終えて外に働きに出ることによって家計の足しにする必要性なども増大して、結婚後短期における一括出生が促進されることも考えられる。もっとも、もしほとんどすべての属性の夫婦において子供の高学歴に対する要求が一様に強まっているとすれば、他の条件に差の無い限り、出生タイミングに差は生じないであろう。

これらの独立変数の第1出生間隔に与える純効果を測定するために、第1出生関数について PH model 分析を行った。投入された独立変数は、結婚形態（見合い／恋愛）、結婚直後親との同居有無（同居／別居）、妻の初婚年齢（24歳以下／25歳以上）、妻の学歴（中学以下／高校以上）、夫の職業（ホワイト・カラー／その他）、妻の父の職業（ホワイト・カラー／その他）、結婚コウホート（1961年から1978年までの6本の3年幅結婚コウホート）と結婚コウホート以外の上記独立変数と結婚コウホートの間の交互作用効果項である。

まず、主効果項と交互作用効果項をすべて含むモデルから検討した結果、交互作用効果項はすべて有意でないことが判明したので主効果項のみによる PH model 分析の結果を表3に示す。それによれば、結婚形態、結婚直後親との同居有無、さらに、表2に示された単変量解析の結果とは対照的に結婚コウホートが第1出生関数に対し統計的に有意な効果を与えている。すなわち、表3の proportional hazards 係数指数変換値は他の変数をコントロールした場合にそれぞれの独立変数の各カテゴリーにおける第1子出生の相対危険率（relative risk）を示し

表3 第1出生間隔のproportional hazards 係数の指数変換値：8 JNFS

独立変数	proportional hazards 係数の指数変換値
結婚形態	
見合い	1.00
恋愛	.78**
結婚直後における親との同居有無	
同居	1.00
別居	.74**
妻の結婚年齢	
24歳以下	1.00
25歳以上	.98
妻の学歴	
中学校	.94
高校以上	1.00
夫の職業	
ホワイト・カラー	1.00
その他	1.00
妻の父の職業	
ホワイト・カラー	.84
その他	1.00
結婚コウホート	
1961-1963	1.00
1964-1966	1.02
1967-1969	1.16*
1970-1972	1.24**
1973-1975	1.21**
1976-1978	1.17*

$\chi^2(17) = 102 **$
標本数 = 4,154

** $p < .01$

* $p < .05$

注) χ^2 値は独立変数を含まない場合と7つの独立変数を含む場合の log-likelihood ratio の差である。

第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

ている。従って、各独立変数の標準集団となるカテゴリーの proportional hazards 係数指数変換値は1.00となっている。

表から明らかなように、恋愛結婚と結婚直後親との別居はそれぞれ見合い結婚、結婚直後親との同居の場合に比べて、より小さい第1子出生の相対危険率を示している。すなわち、これらのグループにおいては第1子出生が遅れる傾向があるのである。これらの結果は、見合い結婚に頼る者は結婚後すぐに子供を産みたいとより強く動機づけられているという主張、また、結婚直後に親と同居する場合に親の家事労働的援助あるいは財政的援助あるいは親の孫誕生に対する期待が第1子出生を促進する可能性があるという主張に適合している。

他方、妻の学歴、夫の職業および妻の父の職業は何らの主効果も示していないし、それぞれの変数と結婚コウホートの間に交互作用効果も見られない。それに対し、1960年代以降の結婚コウホートの変化に伴って第1子出生の相対危険率は統計的に有意に増大している。従って、たとえ教育に対する熱心さが出生間隔に影響したとしても、これらの属性の夫婦において子弟教育の熱心さに相違があるとかあるいは属性によって高学歴志向の浸透速度に差があるというよりは、むしろ1960年代以降の急速な経済発展とともに子供の高学歴に対する期待が広く浸透した結果、全般的に早期第1子出生の方向へ態度変化が生じてきたのではないかと推測できる。

我々の分析においては、従来の研究とは対照的に、妻の初婚年齢は第1出生関数になんらの影響も与えていない。これは日本における妻の初婚年齢が全般的に高いことと一括出生の傾向が結婚年齢にかかわらず広範に浸透していることに起因するとも考えられる。

単変量解析において第1出生関数に対する結婚コウホートの影響が結婚後8年近くの長期にわたって比較した場合それほど明白でなかったという結果とこの PH model 分析の結果の間の食い違いはどこから生じたのであろうか？ひとつの可能性としては、1960年代以降に恋愛結婚の割合と結婚直後に親と同居しない夫婦の割合が増加した(表4, 表5)ことにより、たとえ1960年代以降の結婚コウホートにおいて第1子出生時期に対する態度が変化したとしても、その態度変化に基づく第1出生関数の変化が相殺されたとも考えられる。

表4 結婚コウホート別結婚形態別妻分布
1961-1978: 8 JNFS

結婚コウホート	標本数	見合い結婚	恋愛結婚
1961-1963	(744)	48.5	51.5
1964-1966	(844)	46.2	53.8
1967-1969	(836)	43.1	56.9
1970-1972	(1, 013)	34.6	65.4
1973-1975	(993)	34.5	65.5
1976-1978	(771)	32.2	67.8

注) 第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

表5 結婚コウホート別結婚直後親との同居
有無別妻分布, 1961-1978: 8 JNFS

結婚コウホート	標本数	同居	別居
1961-1963	(746)	41.0	59.0
1964-1966	(846)	40.1	59.9
1967-1969	(843)	35.0	65.0
1970-1972	(1, 023)	31.9	68.1
1973-1975	(1, 008)	32.0	68.0
1976-1978	(744)	31.7	68.3

注) 第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

IV 第2出生間隔

第8次出産力調査の結果によれば、調査当時結婚していた結婚持続期間15年以上の妻のうち90%近くが少なくとも2人の子供を産み、そのうち60%以上が2人で産み収めている。従って、第2子出生のタイミングの変化は場合によっては期間出生力の変動に重要な影響を及ぼすことが予想される。そ

ここで以下第2出生間隔について検討する。

1. 結婚コウホートによる第2出生間隔の単変量解析

1961年から1978年までの6本の3年幅結婚コウホートの第2出生間隔に関する関数（以下、第2出生関数と呼ぶ）を図2に示す。第1出生関数の場合（図1）とは対照的に結婚コウホートの推移に伴って第2出生関数曲線は系統的に上方にシフトしている。言い換えれば、結婚コウホートの変化により第2出生間隔が減少する傾向が見られるのである。表6も1960年代中期以降におけるMantel-Haenszel推定値の増大、すなわち第2子出生相対危険率の増大、従って第2出生間隔の減少傾向をはっきり示している（この表に見られる1970—72年結婚コウホートの隣接コウホートからの乖離については後にやや詳細に検討する）。しかし、すでに第1出生関数について見たよう

図2 結婚コウホート別第2出生関数,
1961—1978 : 8 J N F S

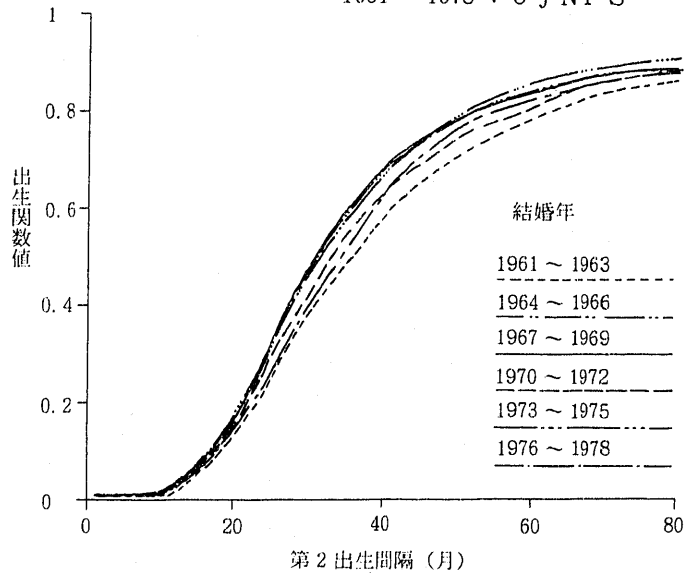


表6 結婚コウホート別第2出生関数の trimean, spread, quintum 並びに Mantel-Haenszel 推定値, 1961-1978 : 8 J N F S

結 婚 年	標 本 数	trimean	spread	quintum	Mantel-Haenszel 推定値
1961-1963	739	37.7	29.9	.78	1.00
1964-1966	831	35.2	23.8	.82	1.11
1967-1969	844	32.3	22.7	.83	1.26
1970-1972	929	34.8	26.6	.80	1.10
1973-1975	997	32.9	23.5	.85	1.28
1976-1978	866	33.0	23.4	.84	1.28

log rank test
 $\chi^2(5)=29^{**}$

** p < .01

注) 少なくとも1子を生んだ妻について、
第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

に、単変量解析の結果だけでは第2子出生のタイミングに対する態度に変化が生じその結果第2出生関数に変動が生じたのか、あるいは結婚コウホートの推移とともにある特定の属性の夫婦の割合が変化することによって結婚コウホートの推移と同時的な第2出生関数の変動が偶然に生じたのか明らかでない。少しでも個々の独立変数の純影響を明確にするために第2出生関数についてPH model 分析を行った。

2. 第2出生間隔の多変量解析

Marini and Hodsdon²¹⁾はアメリカ合衆国のデータについて妻の初婚年齢と第2出生間隔の間には第1出生間隔の場合とは対照的に何らの関係も見いだされなかったと報告している。果たして、日本の場合にはどうであろうか？また、結婚形態と結婚直後親との同居有無が第1出生間隔に対し強い効果を示していたけれども、果たして第1出生間隔をコントロールした場合にこれらの変数は第2出生間隔に統計的に有意な効果を持つであろうか？

一方、第1出生間隔が第2出生間隔に対して正の相関を持つことがしばしば報告されている²²⁾。例えば、Rodriguezら²³⁾は、「出生間隔は出生順位にも依存するが、先行する出生間隔により強く依存する」と主張している。Teachman and Heckert²⁴⁾は、アメリカ合衆国において1950年代から1960年代の結婚コウホートにかけて第2出生間隔に対する第1出生間隔の影響は低下したのではないかと推測し、それをPH modelによる第2出生関数の分析によって実証している。彼らは、その推測の理由として、1) この時期により効果的な避妊方法が普及した結果、望まない出生とか出生タイミングの狂いが減少した、2) この時期に若い女性あるいは幼い子供を持つ女性における労働力率が増大した結果、短期間に続けて出産する確率は減少した、などを挙げている。日本においては1960年代、1970年代の結婚コウホートを通じて相変わらずコンドームなどの伝統的避妊方法が主流であり、Teachman and Heckertの第1の論点は当てはまらないであろう。一方、女子の年齢別労働力率の分布はこの時期一貫して明らかなM字型を示しており、第1子出生から第2子出生にかけての時期にある女子の労働力率がこの時代に増大したという事実はない。30—34歳層においてはむしろ若干労働力率が低下しているぐらいである。さらに、この時期はいわゆる一括出生の傾向が明らかになってきた時期でもある。従って、この時期においても、日本では第1出生間隔と第2出生間隔の間には正の相関が持続していたと予想できるであろう。この点を明らかにするために第1出生間隔と結婚コウホートの間の第2出生関数に対する交互作用効果を検討する。同時に、第1出生関数について効果の見られなかった妻の学歴、夫の職業、妻の父の職業が第2出生関数に影響するかどうかを見ることは有用であろう。

そこで、第2出生関数についてPH model分析が行われた。投入された独立変数は、第1出生間隔（18か月以下／19か月以上）、結婚形態（見合い結婚／恋愛結婚）、結婚直後親との同居有無（同居／別居）、妻の初婚年齢（24歳以下／25歳以上）、妻の学歴（中学以下／高校以上）、夫の職業（ホワイト・カラー／その他）、妻の父の職業（ホワイト・カラー／その他）、結婚コウホート（1961年から1978年までの6本の3年幅結婚コウホート）と結婚コウホート以外の独立変数と結婚コウホートの間の交互作用効果項である。

まず、最初にすべて主効果項と交互作用効果項を含むモデルから検討したところ、交互作用効果については結婚コウホートと妻の父の職業の間の交互作用のみが統計的に有意であった。そこで、上記

21) Marini and Hodsdon, 前掲(注15), "Effects of the Timing of Marriage and First Birth on the Spacing of Subsequent Birth", p.545.

22) A. O. Tsui, "The Family Formation Process Among U S Marriage Cohort", *Demography*, vol. 9, No. 1, 1982, p.20; J. Trussell, L. G. Martin, R. Feldman, J. A. Palmore, M. Conception and Datin Noor Laily Bt. Date Abu Baker, "Determinants of Birth-Interval Length in the Phillipines, Malaysia and Indonesia: A Hazard-Model Analysis", *Demography*, vol.22, No. 2, 1985, p.165, 参照.

23) G. Rodriguez, J. N. Hobcraft, J. McDonald, J. Menken and J. Trussell, *A Comparative Analysis of the Determinants of Birth Interval*, Comparative Studies, No.30, World Fertility Survey, 1984, p. 5.

24) J. D. Teachman and D. A. Heckert, "The Declining Significance of First Birth Timing", *Demography*, vol.22, No. 2, 1985, pp.186, 193.

8つの主効果項と〔結婚コウホート×妻の父の職業〕の交互作用効果項を含むモデルを分析した結果を表7に示す。その結果によれば、第1出生間隔、結婚直後親との同居有無、妻の初婚年齢、〔結婚コウホート×妻の父の職業〕が統計的に有意な効果を第2出生関数に与えている。予想された通り第1出生間隔は結婚コウホートと交互作用を持たず1960年代以降一貫して第2出生間隔に対して正の効果を保持している。すなわち、第1出生間隔が短い場合には第2出生間隔が短くなる傾向が明白に示されている。また、結婚直後親と別居する場合には第1出生間隔を含めその他の変数をコントロールしても第2子出生の相対危険率を減少させる、換言すれば第2出生間隔を増大させる傾向がある。

それとは対照的に第1出生間隔をコントロールした場合には結婚形態は第2出生間隔に対して何の効果も示さない。また他方、第1出生関数に影響を与えていなかった妻の初婚年齢は第2出生関数に対して少なくとも5%水準で有意な効果を持っている。すなわち、妻の初婚年齢が高いほど第2出生間隔が増大する傾向が現れている。日本においては、出産力調査の結果などから判断して一人っ子家族というのは敬遠される傾向があるので²⁵⁾、この効果は年齢による妊孕力の減少によるものと思われる。1973-75年結婚コウホートにおいては第2子出生の相対危険率が統計的に有意に増大している一方、1970-72年結婚コウホートのうち妻の父がホワイト・

表7 第2出生間隔のproportional hazards
係数の指数変換値：8JNFS

独立変数	proportional hazards 係数の指数変換値	
<u>第1出生間隔</u>		
18か月以下	1.00	
19か月以上	.65**	
<u>結婚形態</u>		
見合い	1.00	
恋愛	.94	
<u>結婚直後における親との同居有無</u>		
同居	1.00	
別居	.78**	
<u>妻の結婚年齢</u>		
24歳以下	1.00	
25歳以上	.87*	
<u>妻の学歴</u>		
中学校	.92	
高校以上	1.00	
<u>夫の職業</u>		
ホワイト・カラー	.93	
その他	1.00	
		<u>妻の父の職業</u>
		ホワイト・カラー その他
<u>結婚コウホート</u>		
1961-1963	1.03	1.00
1964-1966	1.05	1.13
1967-1969	1.25	1.09
1970-1972	.74*	1.19
1973-1975	1.34*	1.27*
1976-1978	.94	1.24

χ^2 (17) = 124**
標本数 = 3,972

** p < .01

* p < .05

注) χ^2 値は独立変数を含まない場合と8つの独立変数を含む場合の log-likelihood ratio
少なくとも1子を生んだ妻について、
第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

25) 第8次出産力調査の結果によれば、結婚持続期間15年以上の妻で既往出生児数が1人であるもの、35歳未満の妻で予定子供数が1人であるもの、理想子供数が1人であるものは、それぞれ約9%、6%、2%であった。

カラーである集団では第2子出生の相対危険率は、はっきりと低下している。この2つの変動を除いて第2出生関数には単変量解析で見られたような結婚コウホートの推移に基づく系統的シフトは見られない。この単変量解析と多変量解析の差異は、部分的には18か月以下の第1出生間隔の割合が1961—63年結婚コウホートの59%から1976—76年結婚コウホートの67%まで増大したことによるとも考えられる²⁶⁾。いずれにしろ、この結果は、主な属性変数の影響をコントロールした後の結婚コウホートの効果、例えば、結婚コウホートの変化による第2子出生タイミングに対する態度変化に基づく第2出生関数の変動はなかったことを示唆している。

3. 1970年代前半結婚コウホートにおける第2出生関数の攪乱について

妻の父がホワイト・カラーである1970—72年結婚コウホートの第2子出生相対危険率が低下したと1973—75年結婚コウホートの第2子出生相対危険率の増大については特に注目する必要がある。1970年前後における結婚コウホートに対するいくつかの独立変数の影響を対比的に検討するために1967—69年、1970—72年並びに1973—75年結婚コウホートのそれぞれについて PH model 分析を行った(表8)。表から明らかなように1967—69年、1973—75年結婚コウホートとは対照的に1970—72年結婚コウホートにおいてはホワイト・カラーの父を持つ妻ばかりでなく、低学歴の妻、夫がホワイト・カラーの妻、結婚直後親と別居する妻においても第2子出生相対危険率の低下が認められる。このような1970—72年結婚コウホートの特殊性が第1子出生の相対危険率についても存在するであろうか?表9に示される通り、第1出生関数については1970—72年結婚コウホートに特に隣接コウホートとの差は見られない。

第2出生関数の1970—72年結婚コウホートにおける攪乱の誘因のひとつとしては1973年秋に生じた第1次石油ショックに基づく不況が考えられる²⁷⁾。この不況はエネルギーの根幹である石油の供給に対する不安に端を発し、戦後でも例を見ない社会経済的動揺を日本社会にひき起こした。トイレット・ペーパーや砂糖についていわゆる「物不足パニック」が頻発するほどの物質的欠乏に対する危機感が顕在化したのもこの時期であった。1974年上半年には、日本のGNPデフレーターは前年度に比べて25%以上急騰し、先進国の中でも最も大きい上昇を記録した。1974年度には戦後初めて実質GNPが減少し、その減少率は1974年前半に5.1%に達した。それまでの戦後不況期には見られなかった現象として、強力な総需要抑制政策のもとで個人消費もこの不況期には減少したことが注目される。このような戦後前例のない社会経済的動揺のもとで、夫婦の出生過程に何らかの特別の影響が及んだとしても不思議ではない。

まず、第1出生関数についてこの時期の結婚コウホートに格別注目すべき変動が認められないということは、日本の第1子出生過程はこのような社会経済的攪乱に対してかなり抵抗力の強いことを示唆している。

それに対し、第2出生関数は1970—72年結婚コウホートにおいて先に見たような変動を示している。このことは、もし石油ショック前後に第1子を産んだ夫婦、例えば、1972—74年第1子出生コウホート(すなわち、1972—74年に第1子を産んだ夫婦)についてその第2出生関数を検討すれば、更に明確な第2出生関数の攪乱を見いだす可能性がある。そこで、1969—71年、1972—74年並びに1975—77

26) このことは結婚コウホートだけによる第1出生関数の単変量解析の結果である結婚コウホートによる第1出生関数の変動は統計的有意でないという事実と矛盾するように見えるが、18か月以下の部分に限定して結婚コウホートによる第1出生関数を比較した場合には log rank test によっても有意差ありと判定されている。

27) 1973年と1974年の間における期間出生率の低下に関して石油ショックの影響を指摘するものに、阿藤 誠、「わが国最近の出生率低下の分析」、『人口学研究』、第5号、1982年、pp.22—23がある。

表 8 第 2 出生間隔の proportional hazards 係数の指数変換値
1967-69, 1970-72, 1973-75 年結婚コウホートについて: 8 JNFS

独立変数	proportional hazards 係数の指数変換値		
	結婚コウホート		
	1967-1969	1970-1972	1973-1975
<u>第 1 出生間隔</u>			
18か月以下	1.00	1.00	1.00
19か月以上	.76**	.76**	.61**
<u>結婚形態</u>			
見合い	1.00	1.00	1.00
恋愛	.96	1.04	.87
<u>結婚直後における親との同居有無</u>			
同居	1.00	1.00	1.00
別居	.80	.76**	.86
<u>妻の結婚年齢</u>			
24歳以下	1.00	1.00	1.00
25歳以上	.82	.86	.89
<u>妻の学歴</u>			
中学校	.98	.69*	1.27
高校以上	1.00	1.00	1.00
<u>夫の職業</u>			
ホワイト・カラー	1.06	.79**	.94
その他	1.00	1.00	1.00
<u>妻の父の職業</u>			
ホワイト・カラー	1.13	.70**	1.09
その他	1.00	1.00	1.00
χ^2 (7)	15*	44**	29**
標本数	644	781	733

** p < .01

* p < .05

注) χ^2 値は独立変数を含まない場合と7つの独立変数を含む場合の log-likelihood ratio の差である。

少なくとも1子を生んだ妻について。

第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

年第1子出生コウホートのそれぞれについて第2出生関数の PH model分析を行って比較した(表10)。その結果、1972-74年第1子出生コウホートにおいて結婚直後親と別居する場合、夫がホワイト・カラーの場合、妻の初婚年齢が高い場合、妻の学歴が低い場合には第2子出生相対危険率が有意に低下しているものの、妻の父がホワイト・カラーの場合には、予想された方向に第2子出生相対危険率は減少傾向を示しているとは言え統計的有意に至っていない。すなわち、1972-74年第1子出生コウホートの第2出生関数に対する社会経済的影響は、1970-72年結婚コウホートのそれに対する影響に比べてより大きいということにはなかった。

このことは、1970年代前半のいくつかの属性の夫婦集団における第2出生関数の特異性が単に第1

表9 第1出生間隔のproportional hazards 係数の指数変換値
1967-69,1970-72,1973-75年結婚コウホートについて:8JNFS

独立変数	proportional hazards 係数の指数変換値		
	結婚コウホート		
	1967-1969	1970-1972	1973-1975
<u>結婚形態</u>			
見合い	1.00	1.00	1.00
恋愛	.73*	.78*	.85
<u>結婚直後における親との同居有無</u>			
同居	1.00	1.00	1.00
別居	.67**	.76**	.66**
<u>妻の結婚年齢</u>			
24歳以下	1.00	1.00	1.00
25歳以上	1.12	.80*	.86
<u>妻の学歴</u>			
中学校	.93	.95	1.14
高校以上	1.00	1.00	1.00
<u>夫の職業</u>			
ホワイト・カラー	1.23*	.95	.96
その他	1.00	1.00	1.00
<u>妻の父の職業</u>			
ホワイト・カラー	1.03	.99	.99
その他	1.00	1.00	1.00
χ^2 (6)	29**	18**	23**
標本数	669	805	780

** p < .01

* p < .05

注) χ^2 値は独立変数を含まない場合と6つの独立変数を含む場合のlog-likelihood ratioの差である。

第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

子出生の時期のみならず結婚の時期によっても規定されることを想像させる。実際、1970年から1972年にかけての時期に結婚し1973年秋の石油ショックの前あたりに第1子を妊娠した妻において、第2出生関数に対する属性の影響が最も際立って見いだされた。表11は、1970-72年結婚コウホートのうち同時に1972-74年第1子出生コウホートにも属する夫婦について行った第2出生関数のPH model分析の結果を示す。この集団では妻の初婚年齢が高い場合、妻が低学歴の場合、夫がホワイト・カラーの場合、妻の父がホワイト・カラーの場合、さらに結婚直後親と別居する場合にも第2出生関数の減少、言い換えれば第2出生間隔の増大がかなりの程度生じている。従って、1970-72年結婚コウホートと1972-74年第1子出生コウホートにおいてそれぞれ見いだされた結果は、両コウホートに同時に属しある特性を有する夫婦の特殊な反応に由来するものと思われる。世界でも稀な高度経済成長のクライマックス期に結婚・妊娠を経験し、その後突然の社会経済的不安に見舞われるという極めて対照的な体験に短期間に遭遇した集団のある部分において石油ショックに続く不況期に第2子を産むことのためらいが生じ第2子出生が延期されるということは十分にありうる。

表10 第2出生間隔のproportional hazards 係数の指数変換値
1969-71,1972-74,1975-77年第1子出生コウホートについて:8JNFS

独立変数	proportional hazards 係数の指数変換値		
	第1子出生コウホート		
	1969-1971	1972-1974	1975-1977
第1出生間隔			
18か月以下	1.00	1.00	1.00
19か月以上	.68**	.75**	.55**
結婚形態			
見合い	1.00	1.00	1.00
恋愛	1.05	.97	.96
結婚直後における親との同居有無			
同居	1.00	1.00	1.00
別居	.78	.79**	.90
妻の結婚年齢			
24歳以下	1.00	1.00	1.00
25歳以上	.93	.73**	.98
妻の学歴			
中学校	.82	.72*	1.03
高校以上	1.00	1.00	1.00
夫の職業			
ホワイト・カラー	.92	.82**	.96
その他	1.00	1.00	1.00
妻の父の職業			
ホワイト・カラー	1.00	.81	.98
その他	1.00	1.00	1.00
χ^2 (7)	22**	35**	31**
標本数	708	772	709

** $p < .01$

* $p < .05$

注) χ^2 値は独立変数を含まない場合と7つの独立変数を含む場合のlog-likelihood ratioの差である。

少なくとも1子を生んだ妻について。

第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

なぜ、妻の父がホワイト・カラーの場合、夫がホワイト・カラーの場合、妻の初婚年齢が高い場合、妻の学歴が低い場合、結婚直後親と別居する場合にそのような第2子出生の遅れが生じたかについては明らかではないが、これらの集団に属する妻において社会経済的環境における変動により敏感であったことは考えられないことではない。例えば、妻の父または夫がホワイト・カラーである場合に妻の子供の高学歴に対する欲求が強く従って教育費の捻出という観点から経済変動により神経質に反応したということもありうるであろう。また、妻の初婚年齢が高い場合、社会経済的不安状況下において第2子出生の決断が初婚年齢の低い者に比べて動揺しがちであるということは考えられる。親と同居しないことによって親から物理的、経済的な援助を得られない場合、第2子出生の決断にあたって外的環境の影響を受けやすいということもありうる。妻の学歴が低い場合には学歴の高い者に比べて自

分で状況判断することに自信がなく従って容易にマスコミのセンセーショナルな悲観的報道などに影響されて第2子出生を遅らせたかもしれない。ただし、ここで投入しなかったあるいはできなかった独立変数（妻の就業状態など）によってこれらの第2子出生相対危険率の変動がもたらされた可能性も排除できないことは言うまでもない。

1973—75年結婚コウホートですべての属性において第2子出生間隔の減少が生じたのはなぜであろうか？ひとつの可能性としては、この結婚コウホートの妻が第2子を出産する時期が石油ショック不況脱出期にあたったため結婚・第1子出生時期の最悪不況気分と対照的な環境変化が第2子出生を早めたとも考えられるし、結婚・第1子出生時期における外傷的不況感が潜在的先行き不安感を醸成し景気上昇期の第2子出生を早めたとも考えられる。

V おわりに

本稿では第8次出産力調査のデータに基づいて第1子出生間隔と第2子出生間隔の分析が行われ

た。1961年から1978年までの6本の3年幅結婚コウホートだけを独立変数として第1子出生関数を検討した場合、出生間隔18か月未満の変動を除いて結婚コウホート間による大きな変化は認められないが、第2子出生関数については結婚コウホートによる変化が見られた。すなわち、1960年代中期以降結婚コウホートの推移とともに第2子出生間隔が減少した。もちろん、この結婚コウホートの効果には妻のいろいろな背景的属性の影響が交絡している可能性がある。そこで proportional hazards model により第1子出生関数と第2子出生関数を多変量的に分析した。

その効果、恋愛結婚または結婚直後親と別居する場合に第1子出生の相対危険率が減少、言い換えれば第1子出生間隔の増大が見られた。また、他の変数をコントロールした時には結婚コウホートの推移にともなって第1子出生間隔の減少することが見いだされた。一方、第1子出生間隔が19か月以上の場合または結婚直後親と別居する場合または妻の初婚年齢が高い場合、第2子出生の相対危険率が減少、

表11 第2子出生間隔の proportional hazards 係数の指数変換値
1970—72年に結婚し1972—74年に第1子を出産した妻について：8JNFS

独立変数	proportional hazards 係数の指数変換値
第1子出生間隔	
18か月以下	1.00
19か月以上	.93
結婚形態	
見合い	1.00
恋愛	1.07
結婚直後における親との同居有無	
同居	1.00
別居	.74*
妻の結婚年齢	
24歳以下	1.00
25歳以上	.68**
妻の学歴	
中学校	.60**
高校以上	1.00
夫の職業	
ホワイト・カラー	.74**
その他	1.00
妻の父の職業	
ホワイト・カラー	.68**
その他	1.00
$\chi^2(7) = 38**$	
標本数 = 526	

** $p < .01$

* $p < .05$

注) χ^2 値は独立変数を含まない場合と7つの独立変数を含む場合の log-likelihood ratio の差である。少なくとも1子を生んだ妻について、第1子出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

言い換えれば第2出生間隔の増大が見られた。さらに、1970—72年に結婚し1972—74年に第1子を出産した妻についていくつかの属性の集団に第2出生関数に変動が生じ第2出生間隔の増大が見られた。また、1973—75年結婚コウホートにおいては他の独立変数をコントロールした場合、全般的に第2子出生相対危険率の増大、すなわち第2出生間隔の短縮化が見いだされた。

このように出生過程を子細に眺めてみると、社会経済的屬性による出生タイミングの違いなどが現代日本においても見いだされ、時代の特性が結婚コウホートの出生過程に与える影響もそれぞれの結婚コウホートがその時代にどのような出生段階にあるかによって異なるのである。

これらの出生関数の変動による出生タイミングの変化がどのようにコウホート出生力および期間出生力に影響を及ぼすかについては今後検討することにする。

Proportional Hazards Model Analysis of Birth Intervals Among Marriage Cohorts Since the 1960s.

Kenji OTANI

With a view to investigating the possibility of an attitudinal change toward the timing of first and second birth, proportional hazards model analysis of the first and second birth interval as well as univariate life table analysis were carried out. It is found that love matches and conjugal families immediately after marriage are accompanied by a longer first birth interval than others even after controlling for other independent variables. Marriage cohort also shows a net effect on the relative risk of having a first birth. That is, other things being equal, the marriage cohorts since the middle 1960s demonstrate a shorter first birth interval than the 1961-63 marriage cohort.

As regards the second birth interval, longer first birth intervals, arranged marriages, conjugal families immediately after marriage and higher ages at first marriage of women tend to provoke a longer second birth interval. There is no interaction between the first birth interval and marriage cohort. Once we controlled for other independent variables, except the marriage cohorts in the early 1970s, we found no effect of marriage cohort on the relative risk of having a second birth. This suggests that an attitudinal change toward the timing of birth in this period was mainly restricted to that of a first birth.

The fluctuations of the second birth interval in the 1970-72 marriage cohort was scrutinized in detail. As a result we found that conjugal families immediately after marriage, wives with low education, wives with white-collar husband, wives with white-collar father and wives with high age at first marriage who married in the period 1970-72 and had a first birth in the period 1972-74 suffered from the most pronounced rise in the second birth interval. This might be because their relatively

higher sensitivity to a change in socio-economic circumstances than others was released by the highly contrasting experience around the oil crisis while they married and had a first birth, thereby inducing a delay of second birth. The unanimous decrease in the second birth interval in the 1973-75 marriage cohort was interpreted, for instance, as a result of the enormous uncertainties about the economic future which haunted Japanese society when they married.