

調査研究

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

大谷 憲 司

はじめに

わが国の合計特殊出生率（TFR）は1970年代初めに急激な減少を示した後、1982, 83, 84年に若干の揺り戻しを見せたもののその後再び低下し、1987年には1.69に到っている。筆者は、前稿¹⁾において、1982年に厚生省人口問題研究所によって実施された第8次出産力調査のデータに基づいて、1970年代前半における出生率低下の背景にあると考えられる有配偶女子の出生タイミングならびに出生子供数の変化について分析した。第8次出産力調査データから算出された合計結婚出生率（TMFR）は、1970年代前半にTFRと平行的に大幅な減少を示したが、その減少の大部分が1960年代後半以降の結婚コウホートにおける第2子出生タイミングの変化（すなわち、第1子出生から第2子出生までの期間が早まったこと）によることがわかった。今回、あらたに第9次出産力調査²⁾が1987年6月に実施され、1980年代なかばまでの夫婦出生行動についてのデータが得られた。そこで、本稿のIでは、第8次調査と第9次調査のデータをおりませ、期間有配偶出生率の変動と出生タイミング変化の関係を検討し、前者に対する後者の影響の大きさを確認する。IIでは、出生タイミングに与える結婚コウホートの影響を多変量的に検討するために出生間隔別出生確率のproportional hazards model分析を行う。また、出生間隔はひとつまたは複数の妊娠の待ち時間によって大きく影響されていると考えられるため、結婚から最初の受胎まで、最初の妊娠の終了から第2の受胎まで、第2の妊娠終了から第3の受胎までのそれぞれの待ち時間上の受胎確率に対する結婚コウホートの効果を吟味する。さらに、妊娠段階ごとの中絶確率ならびに死流産確率に与える結婚コウホートその他諸変数の影響も検討され、出生確率に対する結婚コウホートの影響の背景にある要因の探求が行われる。

I 合計結婚出生率

1. 合計結婚出生率の変動

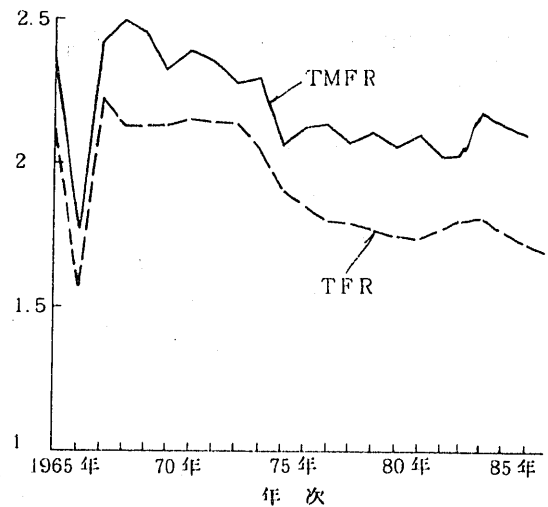
第8次と第9次調査のデータをあわせて結婚コウホート別結婚持続期間別出生率を算出し、結婚後

1) 大谷憲司、「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、1988年、pp.36-54.

2) 第9次出産力調査の調査概要と夫婦調査および独身者調査のそれぞれの結果については、阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一、『第9次出産力調査（結婚と出産の全国調査—第I報告書—日本人の結婚と出産』、実地調査資料、1988年、厚生省人口問題研究所、ならびに阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一、『第9次出産力調査（結婚と出産の全国調査）—第II報告書—独身青年層の結婚観と子供観』、実地調査資料、1989年、厚生省人口問題研究所参照。

15年目までの出生率を各年次について合計したものを合計結婚出生率(TMFR)として、人口動態統計から計算された合計特殊出生率(TFR)とともに1965年から1986年までを図1³⁾に示した。両者を比較してみると、かなり平行的に推移していることがわかる。TFRは1970年代前半にかなり大きな減少を示した後、1980年代初めにやや上昇の兆しを見せたものの1985年以降再度下降しつつある。それに対し、TMFRは1970年代前半にTFRと同じく大幅な減少を示した後、TFRほどではなかったものの1970年代後半以降にぐくわずに低下し、1984年に急激な上昇を見せたがその後再び緩やかに低下しつつある。TFRとTMFRの関係からみて、1970年代後半から1980年代前半にかけてのTFRの低下に対しては、女子の有配偶率の減少、すなわち初婚年齢の上昇もかなり貢献していると考えられる。

図1 TMFRとTFRの推移



注) TFRは、人口動態統計と国勢調査による。
TMFRは、第8次、第9次出生力調査から計算されたもの。

2. 合計結婚出生率変動の要因分析

第8次と第9次調査のデータを統合して1970年から1984年までの15年間について、合計結婚出生率の変動を結婚コウホート別出生タイミング(tempo)の変化と結婚コウホート別完結出生力(quantum)の変化のそれぞれに起因する部分に要因分解してみよう。すでに、第8次調査のデータによって1967-1981年について同様の分析が行われている⁴⁾。標本数をなるべく多くして期間出生率とコウホート出生率の関係を検討するために、3年幅の結婚コウホートおよび3年幅のTMFRが計算された。また、4子以上を生む者の割合は少なく(3.4%)、第4子以上の出生タイミングを問題にする利点はほとんどないので、出生子供数は3人を限度に計算対象とした。すなわち、第1子、第2子、第3子の出生タイミング変化の影響が考察される。したがって、結婚コウホートごとの完結出生力も第4子以上を無視しているが、その割合が僅少であるために無視しない場合とほとんど差はないと思われる。

ここで用いる方法によってTMFRの変動を要因分解するには次の2点の仮定を置かなければならない。まず、結婚後15年の観察がなされていない結婚コウホートについて完結出生力(前述のように、結婚後15年目までの第4子以上を除いた累積出生子供数)を仮定する必要がある。1967-69年結婚コウホートは第8次調査では12年目までしか観察されていないが、第9次調査では15年目まで観察されている。しかし、1970年以降の3年幅結婚コウホートは第9次調査時点においても15年目に達していないので完結出生力を仮定しなければならない。ここでは、完結出生力の低下をやや大きめに考えて、1970-72年結婚コウホートで2.06とし、その後直線的に減少して1982-84年結婚コウホートでは1.98に達するものとした。

3) 図1に示された合計結婚出生率は第8子までを勘定に入れている。また、1965年と1966年の両年については、第8次調査を含めてもそれぞれ結婚後13年目までと14年目までの出生率の合計しかデータをとることができない。ここで計算された合計結婚出生率は出生力調査から計算されたものであるが、最近、人口動態統計に基づいて1980年代前半の全出生数による合計結婚出生率も試算されている。伊藤達也・坂東里江子、「資料—1980年代前半の結婚出生率の動向」、『人口問題研究』、第189号、1988年参照。

4) 大谷憲司、前掲(注1)。「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」、pp.47-48参照。

いまひとつの仮定は出生子供数の分布に関する仮定である。すでに、前稿において明らかにされたように⁵⁾、TMFRをカンタム (quantum) 効果とテンポ (tempo) 効果に分解する場合、いわゆるライダー流のタイミングインデックス $D(t)$ には完結出生力を1に規格化した場合の出生子供数分布⁶⁾の変化も影響している。前稿同様に、この出生子供数分布の変化の影響はカンタム効果として扱うことにした。また、完結出生力を1に規格化した場合の出生子供数分布に1960年代以降結婚コウホート間でつれほど大きな変動が見られないことから、1964-66年結婚コウホートの値がその後のコウホートについても成立するものと仮定した。すなわち、完結出生力を1に規格化した場合における第1子、第2子、第3子の分布をそれぞれ0.456, 0.415, 0.129とした。

そこで、TMFRから分解された第1子、第2子、第3子のそれぞれの出生タイミングインデックス ($D1(t)$, $D2(t)$, $D3(t)$)と完結出生力の加重調和平均 ($HC(t)$)⁷⁾の推移を1970-84年の5個の3年幅期間について検討してみよう (表1)。それによれば、1970-72年と1973-75年の間にTM

表1 完結出生力加重調和平均とタイミングインデックスの推移およびテンポ要因とカンタム要因への分解, 1970-84: 第8次, 第9次出産力調査

既知の完結出生力						
1955-57=2.19		1958-60=2.11	1961-63=2.14	1964-66=2.10	1967-69=2.08	
仮定された完結出生力						
1970-72=2.06		1973-75=2.04	1976-78=2.02	1979-81=2.00	1982-84=1.98	
年次	TMFR	$HC(t)$	$D(t)$	$D1(t)$	$D2(t)$	$D3(t)$
1970-72	2.25	2.08	1.08	1.03	1.10	1.09
1973-75	2.14	2.06	1.04	1.02	1.02	1.12
1976-78	2.08	2.04	1.02	1.04	1.00	0.99
1979-81	2.06	2.02	1.02	1.03	1.01	1.02
1982-84	2.09	2.00	1.05	1.03	1.05	1.09

		要 因 分 解							(%)
比較対	AQ	Q	F1	F2	F3	AT	T1	T2	T3
1970-72 / 1973-75	32.2	21.1	-0.3	-5.6	17.0	67.8	12.9	60.5	-5.5
1973-75 / 1976-78	49.8	37.1	-0.2	-1.4	14.3	50.2	-39.2	29.7	59.7
1979-81 / 1982-84	-54.9	-54.4	0.0	0.1	-0.6	154.9	7.3	98.1	49.5

注: 負の寄与は2期間のTMFRの変化の方向と反対の方向にその要因が働いたことを意味する。

$HC(t)$ は完結出生力の加重調和平均, $D(t)$ はタイミングインデックス, $D1(t)$, $D2(t)$, $D3(t)$ は、それぞれ第1子, 第2子, 第3子の出生タイミングインデックス, AQ は全カンタム効果, Q は完結出生力の変化による効果, $F1$, $F2$, $F3$ は第3子までの出生子供数分布の変化による効果, AT は全テンポ効果, $T1$, $T2$, $T3$ はそれぞれ, 第1子, 第2子, 第3子の出生タイミング効果である。

$AQ=Q+F1+F2+F3$ また $AT=T1+T2+T3$ である。

5) 大谷憲司, 前掲 (注1), 「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」, p.46参照。

6) 第3子までの結婚コウホート別パリティ別平均出生子供数を $C(c, 1)$, $C(c, 2)$, $C(c, 3)$ とする。 c は結婚コウホートを表す。そして、結婚コウホート c の完結出生力を $C(c) = C(c, 1) + C(c, 2) + C(c, 3)$ とすると、完結出生力を1に規格化した場合の出生子供数分布はそれぞれ $C(c, 1)/C(c)$, $C(c, 2)/C(c)$, $C(c, 3)/C(c)$ で表せる。

7) パリティ別タイミングインデックスと完結出生力の加重調和平均の求め方については、大谷憲司, 前掲 (注1), 「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」, pp.52-53参照。

FRは観察期間中最大の低下を示している。この低下のほぼ70%は出生タイミングの変化によって引き起こされており、60%が第2子出生タイミングの変動、13%が第1子出生タイミングの変動によって説明されている。第3子出生タイミングはTMFRを増大させる方向に若干変化していることがわかる。第8次調査のデータによって示された値よりも少ない出生タイミングの効果⁸⁾であるが、これは将来の完結出生力を今回かなり低く仮定したからである。むしろ、これほど低い完結出生力の仮定にもかかわらず、1970年代前半のTMFR減少の70%近くが出生タイミングの変化によっていたことに注目すべきであろう。第2子出生タイミングインデックスは1970-72年の1.10から1973-75年の1.02へと大幅な減少を示しているが、これは1960年代後半以降の結婚コウホートで第2子出生のタイミングが早まり、それ以前の結婚コウホートの出生タイミングとの相違が1970-72年における第2子出生タイミングインデックスを1よりかなり高い値にしたのに対し、第2子出生にかかわるほとんどの結婚コウホートに新しい出生タイミングパターンが浸透した結果、1973-75年には第2子出生タイミングインデックスが相当に減少し1に近づいたことによるのである。

表2には、1952-54年から1982-84年までのそれぞれの結婚コウホートについて第1出生関数、

表2 結婚年別パリティ別出生関数の比較：第8次、第9次出産力調査

結 婚 年	相 対 的 出 生 確 率 推 定 値		
	第 1 子	第 2 子	第 3 子
1955-1957	0.89	1.02	1.07
1958-1960	0.93	1.00	0.92
1961-1963	1.00	1.00	1.00
1964-1966	0.98	1.09	0.94
1967-1969	1.04	1.17	0.85
1970-1972	1.09	1.09	0.89
1973-1975	1.08	1.17	1.00
1976-1978	1.01	1.17	1.03
1979-1981	1.05	1.17	1.06
1982-1984	1.01	1.31	1.39
1985-1987	1.07		
log rank test	$\chi^2(10) = 36.32^{**}$	$\chi^2(9) = 48.45^{**}$	$\chi^2(9) = 19.93^{\#}$

** $P < 0.001$ # $P < 0.05$

第2出生関数、第3出生関数⁹⁾の生命表分析(life table analysis)の結果得られた相対的な出生確率の推定値と出生関数間の差の検定¹⁰⁾の結果が示されている。すでに、前稿でも示されたように¹¹⁾、1970年代前半のTMFRの半分以上を説明するこの第2子出生タイミングの変化は、表から明らかのように1960年代後半の結婚コウホートから第2出生間隔が短縮化したことによると考えられる。

8) 出生タイミング効果およびクアンタム効果などの求め方についても、大谷憲司、前掲(注1)、「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」, pp.52-53参照。

9) ここで出生関数とは、censoringがないと仮定した場合に観察されるであろうと推定される値であり、時間の経過(第1子については結婚から、第2子以上では前子の出生から)にともなう当該順位の子供を生んだ妻の割合の推定値である。ここでは、Kaplan-Meierの方法によって計算されている。

10) 本稿の生命表分析およびPH分析は、SASに含まれているPHGLMが用いられた。計算はすべて東京大学大型計算機センターのM-680/H2によって行われた。

11) 大谷憲司、前掲(注1)、「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」, pp.50-51参照。

1973-75年と1976-78年の間のTMFRの減少に関しては、その半分がやはり出生タイミングの変化によっている。しかし、今度はその出生タイミング変化が第3子と第2子に起因している。第3子出生タイミングインデックスは1973-75年の高水準から1976-78年の0.99へと一気に下落した後、1982-84年には再び1.09の水準に復帰している。また、第2子出生タイミングインデックスも1982-84年には再度上昇を示している。表1に明らかなように、1979-81年と1982-84年の間のTMFRの若干の揺り戻しは、完結出生力の減少によるTMFRの低下を相殺して余り有る第2子、第3子の出生タイミングの変化によって引き起こされた可能性がある。表2に見られるように、第3子出生関数の結婚コウホートによる変動は第1、第2子出生関数のそれに比べて小さく、統計的な有意水準も低い。しかし、それでも次のような特徴を指摘できる。1958-60年結婚コウホートで増大した第3子出生間隔は1961-63年の結婚コウホートにおいて一時的な減少（すなわち、第3子出生確率の増大）を示したが、1967-69年と1970-72年の結婚コウホートにおいては再び第3子出生間隔が増大（すなわち、第3子出生確率が減少）した。この動きが1970年代初めの高い第3子出生タイミングインデックスと1970年代後半の低い第3子出生タイミングインデックスをもたらしたと思われる。その後、1973年以降の結婚コウホートでは再び第3子出生間隔が減少し、1982-84年の第3子出生タイミングインデックスが増大したと考えられる。

1967-72年の第3子出生間隔の増大は、1970年代前半に生じた第1次石油ショックの影響とも考えられる。以前筆者は第8次調査の結果から、第1次石油ショックがその当時結婚して第1子をもった人々の一部に対して第2子出生間隔を増大させたことを見いだしたが¹²⁾、第3子の出生タイミングに対する影響はそこでは扱わなかった。今回の結果からもわかるように、第1子の出生タイミングは石油ショックのような社会経済的な攪乱の影響をほとんど受けず、かなり抵抗力の大きいものであるのに対し、第2子、第3子の出生タイミングは社会経済的環境変動の影響を受け易い。

II 妊娠出生タイミングのPH分析

1. 第8次、第9次調査統合データによる出生間隔別出生確率のproportional hazards model分析

前節において、期間出生率指標であるTMFRの変動を結婚コウホート別の出生間隔の変化と結び付けて検討した。その際、TMFRは標本全体について計算された値であるため、出生間隔（生命表分析を行ったので正確には出生関数）についても結婚コウホートのみを独立変数として投入した。しかし、言うまでもなく、生命表分析は標本のhomogeneity¹³⁾を前提としているのであるが、実際は標本の個人的属性によって出生関数が異なる可能性も大きい。したがって、個人的な属性が出生関数に与える影響を明らかにすることが必要である。筆者は、結婚から第1子出生までの第1子出生関数と第2子出生関数について第8次調査データによって複数の独立変数を導入したPH分析(proportional hazards model analysis)¹⁴⁾を行ったことがあるが、ここでは第8次調査と第9次調査のデータを併せて第3

12) 前掲(注11)参照。

13) たとえば、James W. Vaupel and Anatolii Yashin, "Heterogeneity's ruses: some surprising effects of selection on population dynamics", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 39, No.3, pp.176-185.

14) PH分析では、レファレンスカテゴリーの出生確率を $\lambda_0(t, \mathbf{x})$ とすると、あるカテゴリーの出生確率は一般に $\lambda(t, \mathbf{x}) = \lambda_0(t, \mathbf{x}) \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})$ で表わせられると仮定している。 t は時間、 \mathbf{x} と $\boldsymbol{\beta}$ はそれぞれ属性ベクトルと係数ベクトルである。PH分析の詳細については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など参照。

表3 第1, 第2, 第3 出生関数のPH分析: 第8次, 第9次出産力調査

結 婚 年	相 対 的 出 生 確 率 推 定 値		
	第 1 子	第 2 子	第 3 子
結婚形態			
見合い結婚	1.00	1.00	1.00
恋愛結婚	0.88 **	0.94 *	1.03
妻の初婚年齢			
22歳以下	1.00	1.00	1.00
23-24歳	0.99	0.94	0.84 **
25-26歳	1.00	0.94	0.72 **
27歳以上	0.80 **	0.80 **	0.55 **
結婚直後の親との同別居			
同居	1.00	1.00	1.00
別居	0.82 **	0.87 **	0.76 **
妻の学歴			
中学校	1.00	1.00	1.00
高校	1.00	1.00	0.93
短大・高専・専修	1.00	1.07	0.96
4年制大卒以上	0.84 **	1.06	1.37 *
夫の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	1.02	0.98	0.93
ホワイトカラー	0.99	0.88 **	0.63 **
ブルーカラー	1.02	0.95	0.63 **
妻の父親の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	1.01	1.01	0.97
ホワイトカラー	0.97	0.94	0.96
ブルーカラー	1.01	0.98	0.91
第1 出生間隔			
18カ月未満		1.00	1.00
18カ月以上		0.72 **	0.72 **
第2 出生間隔			
36カ月未満			1.00
36カ月以上			0.44 **
第1子の性別			
男		1.00	
女		1.06 *	
第1子と第2子の性別組合せ			
男 × 男			1.00
男 × 女			0.89
女 × 男			0.87 *
女 × 女			1.03
結婚コウホート			
1955-1957	0.84 *	0.97	0.90
1958-1960	0.89	0.97	0.83
1961-1963	1.00	1.00	1.00
1964-1966	1.00	1.11	0.96
1967-1969	1.08	1.19 **	0.87
1970-1972	1.16 **	1.11 *	0.86
1973-1975	1.16 **	1.20 **	0.97
1976-1978	1.11 *	1.20 **	1.02
1979-1981	1.14 **	1.20 **	0.99
1982-1984	1.14 **	1.32 **	1.19
1985-1987	1.21 *		
	$N = 15,526$ $\chi^2(24) = 345.76 **$	$N = 13,501$ $\chi^2(25) = 512.33 **$	$N = 11,056$ $\chi^2(28) = 893.42 **$

* $P < 0.01$ ** $P < 0.001$

子までの出生関数の PH 分析を示すことにする¹⁵⁾。

結婚からの時間の経過に伴う第 1 子出生確率（以下では第 1 子の出生間隔別出生確率と呼ぶ）、第 1 子出生からの時間経過に伴う第 2 子出生確率（以下では第 2 子の出生間隔別出生確率と呼ぶ）、第 2 子出生からの時間経過に伴う第 3 子出生確率（以下では第 3 子の出生間隔別出生確率と呼ぶ）のそれぞれが個人的属性によってどのような影響を受けるのかを示すのが表 3 である。ここで、相対的出生確率推定値と称されたものは各変数の各カテゴリーの出生確率がそれぞれの変数のレファレンスカテゴリーの出生確率の何倍であるかを示している¹⁶⁾。第 1 出生関数の PH 分析においては、独立変数は、結婚コウホートの他に結婚形態、妻の初婚年齢、結婚直後の親との居住形態¹⁷⁾、妻の学歴、調査時点における夫の職業、妻の父親の職業であった。第 2 出生関数については、以上の独立変数に第 1 出生間隔の長さが加わり、第 3 出生関数については第 1 出生間隔の他にさらに第 2 出生間隔の長さも加わった。また、第 2 出生関数については、第 1 子の性別、第 3 出生関数については第 1 子と第 2 子の性別組合せも独立変数として投入された。

まず、これらの変数を統制した場合における結婚コウホートの影響を見てみよう。ここでは、1961 - 63 年結婚コウホートの出生間隔別出生確率を基準としている。表から明らかなように、上述のいろいろな背景的属性を統制しても、1960 年代後半以降の結婚コウホートでは第 1 子と第 2 子の出生間隔別出生確率がそれ以前の結婚コウホートに比べて高まっていることがわかる。すなわち、1960 年代前半以前に比べて 1960 年代後半以降においては第 1、第 2 出生間隔は短い。第 3 子の出生間隔別出生確率は、統計的に有意に達していないものの、1961 - 63 年、1964 - 66 年結婚コウホートにおいて 1958 - 60 年結婚コウホートに比べて高くなっており、出生間隔は短い傾向を示している。1967 - 69 年、1970 - 72 年結婚コウホートでは再び出生確率が減少し第 3 出生間隔は増大している。しかし、1973 - 75 年結婚コウホート以降では再度出生確率の上昇が見られ 1.00 に近づいている。この結果は、それぞれ、結婚コウホートだけを独立変数として用いた既述の生命表分析の結果と一致しており、ここで投入された結婚コウホート以外の独立変数は結婚コウホートの効果にほとんど交絡していないことを示している。したがって、結婚コウホート間に生じた出生確率の変動を引き起こした要因は、この PH 分析に投入された背景の変数の他に求める必要がある。

ついでに個々の背景的属性の影響について見ると、結婚形態は、第 1 子、第 2 子の出生間隔別出生確率には影響するものの（恋愛結婚において見合い結婚に比べて出生間隔が長くなる）、第 3 子の出生間隔別出生確率には影響しない。妻の初婚年齢については、22 歳以下で結婚した妻に比べて、高年齢の 27 歳以上において第 1 子および第 2 子の出生間隔別出生確率の低下の傾向が観察されるのに対し、初婚年齢 23 歳以上の妻において第 3 子の出生間隔別出生確率の低下が統計的に有意に認められた。このことは、第 3 子の出生が結婚年齢によって特に大きな影響を受けることを示している。

結婚直後に親と同居するか否かについて見ると、親と同居する場合に第 1 子、第 2 子、第 3 子ともに出生間隔別出生確率の増大、すなわち出生間隔の減少が存在する。第 2 子と第 3 子に関しては、第

15) 第 8 次調査と第 9 次調査をそれぞれ別個に同一の条件で PH 分析したところ、両者の差は大きくなかったため、両調査をプールしてもさしつかえない。

16) この相対的出生確率推定値は、(注 14) に示された $\exp(x'\beta)$ に相当する。したがって、各変数のレファレンスカテゴリーにおいてはこの値は 1.00 となっている。また、出生関数を $B(t)$ とすると、出生確率と出生関数の間には次の関係がある。

$$\lambda(t) = \frac{dB(t)}{dt} / (1 - B(t))$$

17) 第 9 次出生力調査では、結婚直後の親との居住形態として同居、近居、別居（親のいない場合を含む）の 3 つのカテゴリーが設けられているが、第 8 次調査では同居、別居（親のいない場合を含む）の区別しか得られていない。したがって、第 9 次調査のデータに関しては、近居は別居の中に含めてここでは計算されている。

1 出生間隔あるいは第2出生間隔を統制した場合にも結婚直後の親との居住形態が直接的に第2出生間隔や第3出生間隔に効果を与えている。第1, 第2出生間隔についてはすでに第8次調査データのみによる分析において見いだされていたことであるが¹⁸⁾, 第3出生間隔については初めての知見である。

妻の学歴では, 第1子の出生間隔別出生確率が4年制大卒以上において中卒者に比べて低くなっている。一方, 第2子の出生間隔別出生確率は妻の学歴の影響を全く受けない。それに対し, 第3子の出生間隔別出生確率は4年制大卒以上の者において有意に増大しており, 第3出生間隔が短くなっている。すなわち, 初婚年齢を統制した場合においても, 次のことが言えるであろう。高学歴では低学歴の者に比べて, 結婚から第1子出生までの時間は長くなりがちであるが, ひとたび第1子が生まれると第2子はほぼ平均的な時間経過の後に出生する。しかし, 第2子が出生した場合には, むしろ高学歴において第3子の出生が早まるのである。

第1子の出生間隔別出生確率は夫の職業による格差を示していない。第2子の出生間隔別出生確率は, 夫がホワイトカラーの場合にその他のカテゴリーに比べて統計的有意に低くなっている。また, 第3子の出生間隔別出生確率は, ブルーカラー, ホワイトカラーをとわず雇用者で自営業者に比べて低くなっている。ただし, ここでの夫の職業とは調査時点のものであるので必ずしも出生に対する因果性を持ちうるものとは限らないことに注意しなければならない。妻の父親の職業は, 第1子, 第2子, 第3子のいずれの出生間隔別出生確率にも影響していなかった。

第2子の出生間隔別出生確率については第1出生間隔の効果が, そして第3子の出生間隔別出生確率については第1出生間隔と第2出生間隔の効果がそれぞれ検討されている。明らかに, 第1出生間隔の短い場合に第2子の出生確率は高く, したがって第2出生間隔も短くなる。また, 第1出生間隔の短い場合と第2出生間隔の短い場合それぞれ独立に第3子の出生確率を増大させる。特に, 第2出生間隔が第3子の出生間隔別出生確率に与える影響は大きく, 第2出生間隔が36カ月未満の場合の確率に比べて, 36カ月以上の時の確率はその44%に過ぎない。このことから, 何らかの理由で第1子出生から第2子出生までの期間が長くなってしまった場合には第3子出生の可能性が相当に少なくなることがわかる。

一方, 前に生まれた子供の性別の影響を検討してみると, 第1子が女子である場合に第2子の出生間隔別出生確率が若干高まるようである。第1子, 第2子とも男子である場合を基準カテゴリーとして比べた場合, 第1子が女子で第2子が男子である場合に第3子の出生間隔別出生確率が低くなっている。すなわち, 最初の子供が女子の場合には男子を欲してのためか第2子の生み急ぎの傾向が見られるものの, その第2子が男子である場合にはその結果に満足したためか第3子の出生が敬遠されがちである。

2. 第9次調査データによる妊娠待ち時間の proportional hazards model 分析

前節で, 出生間隔別出生確率のPH分析を行うことによっていろいろな要因を統制した上でも, 結婚コウホートによって第1, 第2出生間隔が変化したことを確認した。ところで, 出生間隔はひとつまたは複数(自然流産, 死産あるいは人工妊娠中絶があった場合)の待ち時間¹⁹⁾と妊娠期間の合計で

18) 大谷憲司, 「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」, 『人口問題研究』, 第181号, 1986年, pp.14-30参照。

19) ここで妊娠の待ち時間というものは, 分娩後の受胎不可能ないわゆる non susceptible period と受胎可能となってから受胎するまでの時間との合計を指している。第9次出産力調査では, 前者の受胎不可能期間と後者の受胎可能期間を分けることはできない。もちろん, 第1妊娠に関しては, 起点は結婚であり, 前者の受胎不可能期間は含まれない。受胎不可能期間と受胎確率について, 日本のデータを検討したものに, 河野稠果・渡邊吉利, 「出生力の生物人口学的条件」, 『人口問題研究』, 第167号, 1983年, pp.1-17がある。

ある。そこで、結婚から最初の受胎まで、最初の妊娠終了から第2の受胎まで、第2の妊娠の終了から第3の受胎までのそれぞれの妊娠待ち時間に与える結婚コウホートその他諸変数の影響を待ち時間別受胎確率のPH分析によって明らかにしよう。

第9次調査では、出生歴のみならず妊娠歴を尋ね、結婚時から最初の受胎までの妻の就業状態、親との居住形態（同居・近居・別居またはその他の3分類）、避妊有無を調査すると同時に、最初の妊娠の終了から第2の受胎までの妻の就業状態、親との居住形態、避妊有無、第2の妊娠終了から第3の受胎までの妻の就業状態、親との居住形態、避妊有無なども調査している。これらの妊娠段階ごとの属性はそれぞれの待ち時間に大きく影響すると考えられる。

第9次調査では、問25においていわゆる locus of control 特性²⁰⁾の測定を試みている。locus of control とは、物事の原因を判断する際における個々人のパーソナリティ特性であり、内因帰属(internal)と外因帰属(external)の2種に分類される。内因帰属とは、自分に関係する出来事を何でも自分の責任と考え易い性向であり、外因帰属とは、それらを自分以外のせいにしがちな性向である。このパーソナリティ特性はいろいろな行動特性と関係を持ち行動予測に役立つものとされている。locus of control 測定のためには標準化された尺度とそのための質問群が存在するが、出産力調査でそれらの質問すべてを実施することは困難であったため、locus of control 尺度と高い相関を持つとされる1個の質問によって測定を行った。以下では locus of control のことを運命観、外因帰属のことを運次第、内因帰属のことを努力重視と呼ぶことにする。ひとつの予想としては、運次第の人々においては行動にやや慎重さを欠き、したがって妊娠し易く、妊娠待ち時間も短くなるのではないかとということが考えられる。

また、子供の教育に対する考えが、出生力あるいは出生タイミングと関係しているのではないかという疑いはしばしば提示されてきた。親が子供の教育に熱心である場合には、少ない数の子供を結婚後早いうちに出産し、高額な教育費をまかなうために妻がパートタイムに出るなどして、子供に質のよい教育をつけさせようとするであろうと予想できる。第9次調査では、男の子および女の子の教育についての希望を質問している（子供がいない場合には、いと仮定して答えるように要請している）。

そこで、運命観、教育観、結婚時の居住地市郡別、前の妊娠の待ち時間、前の妊娠の結果などの変数を追加して統制し、結婚コウホートの受胎確率に与える影響を検討するために、第9次調査データによって妊娠待ち時間のPH分析を行った（表4）、なお、この分析では、結婚前に妊娠した者は除かれている。ここでの最大の関心事である結婚コウホートの効果については最後に述べることにして、その他の変数の影響から見てみよう。

まず、結婚形態は、結婚後の受胎確率（第1受胎確率と呼ぶことにする）にのみ効果を及ぼし、最初の妊娠終了後の受胎確率（第2受胎確率と呼ぶことにする）と第2妊娠終了後の受胎確率（第3受胎確率と呼ぶことにする）に対しては影響を与えていない。妻の初婚年齢については、22歳以下の場合を基準とすると、27歳以上で全ての妊娠段階における受胎確率が大幅に減少している。また、第3受胎確率は25-26歳においても有意に低下していることがわかる。一方、親との居住形態が受胎確率に与える影響はほぼ一貫しており、同居している場合に比べて、近居・別居では受胎確率が低くなり、待ち時間は長くなる。特に、第3妊娠の待ち時間は近居、別居においてかなり低くなっている、妻の学歴では、4年制大卒以上で第1受胎確率が1%水準で有意に達していないもののやや低下の

20) locus of control 特性については、J. Rotter, "Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement", *Psychological Monographs*, Vol.80, No.1, 1966, pp.1-27 あるいは H. M. Lefcourt, "Recent developments in the study of locus of control". In B. A. Maher(ed.), *Progress in Experimental Personality Research*, Vol.6, 1972, pp.1-39 など参照。

表4 第1, 第2, 第3受胎確率のPH分析: 第9次出産力調査

変数	相対的受胎確率推定値		
	第1妊娠	第2妊娠	第3妊娠
結婚形態			
見合い結婚	1.00	1.00	1.00
恋愛結婚	0.94 **	0.97	1.07
妻の初婚年齢			
22歳以下	1.00	1.00	1.00
23-24歳	0.95	0.94	0.93
25-26歳	0.95	0.95	0.81 **
27歳以上	0.78 **	0.86 **	0.64 **
各妊娠段階での親との同別居			
同居	1.00	1.00	1.00
近居	0.91 *	0.83 **	0.72 **
別居	0.86 **	0.83 **	0.69 **
妻の学歴			
中学校	1.00	1.00	1.00
高校	1.02	1.01	0.97
短大・高専・専修	1.04	1.13	1.05
4年制大卒以上	0.88	1.15	1.50 **
結婚時の夫の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	1.00	0.95	0.93
ホワイトカラー	0.92	0.94	0.79 *
ブルーカラー	0.95	1.00	0.86
妻の父親の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	1.04	0.97	1.05
ホワイトカラー	0.96	0.90 *	0.94
ブルーカラー	1.02	1.02	1.04
結婚時の居住地市郡別			
市部	1.00	1.00	1.00
郡部	1.06	1.09	1.09
各妊娠段階での妻の就業状態			
常勤	0.88 **	0.77 **	0.60 **
パートタイム	0.73 **	0.58 **	0.32 **
家族従業・内職	0.81 **	0.92	0.70 **
専業主婦	1.00	1.00	1.00
各妊娠段階での避妊の有無			
避妊しなかった	1.00	1.00	1.00
避妊した	0.69 **	0.86 **	0.62 **
第1妊娠待ち時間			
9カ月未満		1.00	1.00
9カ月以上		0.64 **	0.72 **
第2妊娠待ち時間			
27カ月未満			1.00
27カ月以上			0.47 **
前の妊娠の結果			
死流産・中絶		2.50 **	3.55 **
出生		1.00	1.00
男の子の教育についての考え			
大学を卒業させたい	1.00	1.00	1.00
大学へ行くも行かぬも本人次第	1.08 *	1.07	1.10
大学へ行く必要はない	0.92	1.05	0.91
運命観			
運次第	1.00	1.00	1.00
努力重視	1.03	1.01	1.00
結婚コウホート			
1961-1963	1.00	1.00	1.00
1964-1966	1.07	1.12	1.20
1967-1969	1.16 *	1.07	1.01
1970-1972	1.18 *	1.06	0.93
1973-1975	1.24 **	1.03	1.01
1976-1978	1.19 *	1.06	1.07
1979-1981	1.29 **	1.09	0.94
1982-1984	1.20 *	1.08	0.89
1985-1987	0.99		
	$N = 7,587$ $\chi^2(31) = 483.87^{**}$	$N = 6,377$ $\chi^2(32) = 832.27^{**}$	$N = 5,250$ $\chi^2(33) = 1545.52^{**}$

* $P < 0.01$ ** $P < 0.001$

傾向が観察されるが、第2受胎確率には全く影響しない。しかし、第3受胎確率が高学歴で有意に増大していることは、出生確率で見られた学歴効果はその妊娠待ち時間に対する効果に由来することを示唆している。結婚時の夫の職業では、夫がホワイトカラーである場合に第3受胎確率が有意に減少している。また、妻の父親がホワイトカラーである場合に第2受胎確率が若干低くなっている。

結婚時の居住地特性では、郡部においてやや受胎確率が高くなっているように見えるが、1%水準では有意に達していない。一方、結婚から最初の妊娠までの妻の就業状態については、専業主婦に比べて全ての受胎確率についてほとんどのカテゴリーで低下しており、特に第3妊娠を待つパートタイム雇用者においてそれが著しい。次に、避妊の影響を見てみると、当然の結果としてそれぞれの段階において避妊した場合には避妊しなかった場合に比べて受胎確率は低下している。また、前の妊娠待ち時間が短いほど次の妊娠待ち時間も短縮化する可能性が強いことは、前述の出生間隔の分析を裏付けている。

妊娠が自然流産、死産、人工妊娠中絶などに終わった場合には、出生の場合に比べて妊娠終了後の受胎不可能期間が短くなる²¹⁾ため、当然のことながら、次の受胎確率も高まることが予想されるが、そのとおりの結果となっている。また、避妊などについて統制した場合には、運命観は受胎確率とはほとんど関係を持たないことがわかった。locus of controlについては、避妊行動、避妊効率に対する影響を受胎確率とは別個に検討する方が、妥当かも知れない²²⁾。

第9次調査の報告書によれば、男の子の教育についての考え（大学へ行かせたい・大学へ行くも行かぬも本人次第・大学へ行く必要はない）は、予想と異なり夫婦の出生児数に対して影響を与えていない。そこで、男の子の教育に対する考え方が受胎確率に与える影響を見てみると、大学へ行くも行かぬも本人次第というそれほど教育に固執しない自由な考えの場合にやや第1受胎確率が増大して待ち時間が短くなる傾向がある。この結果は、予想とは異なったが、「本人次第」で予定子供数や理想子供数が大きくなるという分析結果とは符号している²³⁾。

さて、1961-63年以降の結婚コウホート間の変動を検討しよう。表3に示された第1出生関数の結婚コウホートによる変化と同様に、第1受胎確率も1961-63年結婚コウホートのそれに比べて1970年代の結婚コウホートで高くなっている。表4によれば、第1受胎確率は結婚コウホートによって変化していることがわかる。よって、表3の結婚コウホートによる第1子出生確率の増大は第1受胎確率の増大に主として起因すると思われる。もっとも、結婚コウホートによる第1受胎確率の増大理由は、この分析では明かでない。

一方、1961-63年結婚コウホートに比べて1967年以降の結婚コウホートでは第2子出生確率も増大している（表3）が、それとは対照的に第2受胎確率は結婚コウホートによる差を示してはいない。つまり、第2妊娠待ち時間は結婚コウホートによって変化していない。この分析では第1妊娠の結果を独立変数として含み、ここでは示していないものの第1妊娠結果と結婚コウホートの間に交互作用のないことがpretestによって確かめられている。したがって、第1妊娠が出生に終わった場合に限定しても第2受胎確率は結婚コウホートの影響を受けていない。このことは、第2子出生確率の結婚コ

21) 河野稔果・渡邊吉利, 前掲(注19), 「出生力の生物人口学的条件」, p.13 ならびに Alan S. McNeilly, P. W. Howie and Anna Glasier, "Lactation and the return of ovulation". In Peter Diggory, Malcolm Potts and Sue Teper (eds.), *Natural Human Fertility: Social and Biological Determinants*, London: MacMillan Press, 1988 など参照。

22) ただし、第9次出産力調査の夫婦調査と独身者調査を合わせて18歳以上35歳未満の女性全体を母集団とする標本によって結婚年齢と第1子出生年齢 PH 分析を行ったところ、努力重視の者において統計的有意に結婚年齢、第1子出生年齢が運次第の者より低くなることが見いだされている。

23) 阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一, 「結婚と出産の動向—第9次出産力(夫婦調査)の結果から—」, 『人口問題研究』, 第187号, 1988年, p.21参照。

ウホートによる変動が妊娠待ち時間の変化によるのではないことを示唆している。

出生確率の分布によって決定される出生間隔の長さは、前の出生（第1子の場合は結婚）から次の出生までの間に含まれる妊娠待ち時間の長さとともに、死流産あるいは人工妊娠中絶があるかどうかによっても左右される。そこで、第1妊娠、第2妊娠、第3妊娠について、それぞれの妊娠を経験した者を対象として、その妊娠が中絶によって終了したか否か、ならびに死流産（自然流産と死産）によって終了したか否かの logistic regression 分析²⁴⁾を行った（表5, 6）。

表5, 6に示された値は、他の変数を統制した場合に得られる odds ratio の推定値である。たとえば、ある変数のレファレンスカテゴリーにおける中絶確率 P_0 、レファレンスカテゴリー以外のあるカテゴリーでの中絶確率を P とすると、odds ratio (α) は、

$$\alpha = \frac{P}{1-P} / \frac{P_0}{1-P_0}$$

となっている。したがって、odds ratio そのものは相対的な中絶確率を示すものではない。相対的な中絶確率を $\beta (= P/P_0)$ とすると α は β の単調増加関数で次の関係が成立する。

$$\begin{aligned} \alpha > 1 \text{ の時, } & 1 < \beta < \alpha \\ \alpha = 1 \text{ の時, } & 1 = \beta = \alpha \\ \alpha < 1 \text{ の時, } & 1 > \beta > \alpha. \end{aligned}$$

よって、相対的な中絶確率は表中の値よりも 1.00 に近いものとなることに注意しなければならない。ただし、有意性の検定結果に関しては、相対的確率も odds ratio も同等である。

第2妊娠中絶確率の odds ratio（表5）を見ると、1961-63年結婚コウホートに比べて1970年代の中絶確率が有意に低下していることがわかる。死流産確率の odds ratio には結婚コウホートによるそのような変動は見られず（表6）、この時期の第2子出生確率の低下は少なくとも一部が、第2妊娠中絶の減少によってもたらされたことを示唆している。このことは、第1妊娠の結果が出生であるものに限り、しかも第2妊娠が中絶に終わった者を除いて第2子出生確率の PH 分析を行えば、第2子出生確率に対する結婚コウホートの影響が弱まることを予想させる。表7に見られるように、確かに結婚コウホートの影響は相当に小さくなっている。

妊娠段階別に見た中絶では、第1妊娠終了後に妻がフルタイムで雇用されている場合に中絶確率が高くなっている。常勤であることは、中絶に対する許容度をやや高めているようである。また、各妊娠とも避妊をしている場合に中絶確率が相当に大きい。このことは、避妊していない者が不用意に妊娠して中絶するというよりも、当今ではむしろ、およそ出生を抑制しようとするものはほとんど避妊を実行しており、避妊に失敗した場合に中絶に踏み切る可能性が高いことを示している。

一方、第2妊娠では、第1妊娠が中絶に帰結した場合に中絶確率の高まることが示されている。しかし、第3妊娠の中絶確率は前の妊娠結果の影響を受けていない。死流産確率では、前の妊娠が死流産あるいは中絶によって頓座する場合に、死流産確率が高まること、すなわち死流産にある程度連鎖性のあることが示されている。

24) ここでの logistic regression には、東大計算機センターの SAS に含まれる LOGIST が用いられた。logistic regression については、Yvonne M. M. Bishop, Stephen E. Fienberg and Paul W. Holland, *Discrete Multivariate Analysis: Theory and Practice*, Cambridge: The MIT Press, 1975, pp.357-361. 佐和隆光,『回帰分析』, 朝倉書店, 1979年, pp.173-175. など参照。

表5 第1, 第2, 第3妊娠の中絶確率の logistic regression 分析:
第9次出産力調査

変数	odds ratio 推定値		
	第1妊娠	第2妊娠	第3妊娠
結婚形態			
見合い結婚	1.00	1.00	1.00
恋愛結婚	1.60	0.98	1.19
妻の初婚年齢			
22歳以下	1.00	1.00	1.00
23-24歳	0.68	0.80	1.22
25-26歳	0.53	0.85	1.17
27歳以上	0.91	0.92	1.48
各妊娠段階での親との同居			
同居	1.00	1.00	1.00
近居	1.06	1.04	0.93
別居	2.09 **	1.08	0.84
妻の学歴			
中学校	1.00	1.00	1.00
高校	1.10	1.29	1.01
短大・高専・専修	0.68	1.08	0.89
4年制大卒以上	0.75	0.83	0.62
結婚時の夫の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	0.72	1.03	0.75
ホワイトカラー	0.39 *	0.80	1.08
ブルーカラー	0.58	0.79	1.49
妻の父親の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	1.28	0.74	1.29
ホワイトカラー	1.10	0.96	1.29
ブルーカラー	1.34	0.82	1.53 *
結婚時の居住地市郡別			
市部	1.00	1.00	1.00
郡部	0.61	0.77	0.73
各妊娠段階での妻の就業状態			
常勤	1.41	1.59 *	0.94
パートタイム	0.89	1.23	1.32
家族従業・内職	0.95	1.23	0.98
専業主婦	1.00	1.00	1.00
各妊娠段階での避妊の有無			
避妊しなかった	1.00	1.00	1.00
避妊した	2.20 **	1.74 **	3.55 **
前の妊娠の結果			
中絶		2.55 *	0.71
その他		1.00	1.00
男の子の教育についての考え			
大学を卒業させたい	1.00	1.00	1.00
大学へ行くも行かぬも本人次第	0.97	1.17	0.90
大学へ行く必要はない	0.49	1.06	0.85
運命観			
運次第	1.00	1.00	1.00
努力重視	0.79	0.98	0.93
結婚コウホート			
1961-1963	1.00	1.00	1.00
1964-1966	2.07	0.65	0.99
1967-1969	1.18	0.63	0.92
1970-1972	0.78	0.66	0.79
1973-1975	0.64	0.52 *	0.72
1976-1978	0.78	0.50 *	0.50 *
1979-1981	0.73	0.32 **	0.59
1982-1984	0.69	0.42 *	0.38
1985-1987	0.79		
	N=7,104 $\chi^2(31)=120.50 **$	N=5,694 $\chi^2(31)=69.20 **$	N=2,561 $\chi^2(31)=148.17 **$

* $P < 0.01$ ** $P < 0.001$

表6 第1, 第2, 第3妊娠の死流産確率の logistic regression 分析:
第9次出産力調査

変数	odds ratio 推定値		
	第1妊娠	第2妊娠	第3妊娠
結婚形態			
見合い結婚	1.00	1.00	1.00
恋愛結婚	1.16	1.02	0.95
妻の初婚年齢			
22歳以下	1.00	1.00	1.00
23-24歳	1.36 *	0.95	1.11
25-26歳	1.10	0.95	1.31
27歳以上	1.22	0.85	1.05
各妊娠段階での親との同別居			
同居	1.00	1.00	1.00
近居	0.96	1.14	1.30
別居	1.11	1.27	1.44
妻の学歴			
中学校	1.00	1.00	1.00
高校	0.86	1.00	1.20
短大・高専・専修	0.96	0.95	1.38
4年制大卒以上	0.81	0.85	1.20
結婚時の夫の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	1.24	1.75	1.63
ホワイトカラー	1.26	2.47 *	1.64
ブルーカラー	1.39	2.13 *	1.43
妻の父親の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	1.06	1.00	1.10
ホワイトカラー	0.96	0.96	0.97
ブルーカラー	0.75	0.99	0.82
各妊娠段階での妻の就業状態			
常勤	1.21	1.28	0.95
パートタイム	1.52 *	1.53	1.23
家族従業・内職	1.09	1.00	1.11
専業主婦	1.00	1.00	1.00
各妊娠段階での避妊の有無			
避妊しなかった	1.00	1.00	1.00
避妊した	0.80	0.69 *	0.78
第1妊娠結果			
死流産・中絶		1.92 **	1.30
出生		1.00	1.00
第2妊娠結果			
死流産・中絶			1.77 **
出生			1.00
男の子の教育についての考え			
大学を卒業させたい	1.00	1.00	1.00
大学へ行くも行かぬも本人次第	0.99	0.84	1.05
大学へ行く必要はない	0.82	0.96	1.11
運命観			
運次第	1.00	1.00	1.00
努力重視	1.16	0.92	1.03
結婚コウホート			
1961-1963	1.00	1.00	1.00
1964-1966	1.02	0.82	1.94
1967-1969	1.01	1.03	2.20
1970-1972	1.03	0.89	1.99
1973-1975	1.35	0.85	1.52
1976-1978	1.26	1.11	1.70
1979-1981	1.19	1.55	2.71 *
1982-1984	0.99	1.07	2.68
1985-1987	1.26		
	$N = 7,104$ $\chi^2(30) = 44.49$	$N = 5,694$ $\chi^2(30) = 81.18 **$	$N = 2,561$ $\chi^2(31) = 55.47 *$

* $P < 0.01$ ** $P < 0.001$

おわりに

厚生省人口問題研究所が実施してきた出産力調査も9回を数えるに到った。特に、第6次調査以降、出産力調査は全国無作為標本抽出調査として行われ質問内容の充実もはかられてきた。国の承認統計として実施される関係上、質問紙の長さあるいは質問の種類に限りがあるものの、それぞれの調査において調査事項に広がりをもたせる努力がなされた。1987年に実施された第9次調査においても、妊娠段階別に妻の就業状態、親との同居状態、避妊の実行状況を尋ねている。第8次調査ではこれらの事項は各妊娠段階別には含まれていなかった。また、出産力調査史上新しい試みとして、locus of controlのようなパーソナリティ特性測定が初めて行われた。これらの情報は、出生タイミングの決定に少なからず影響していることが本研究によって示された。

本稿では、まず、第8次と第9次の調査データをプールして合計結婚出生率を算出し、1970-1984年の間の合計結婚出生率変動に対するテンポ要因とカンタム要因のそれぞれの寄与を計算した。その結果、前稿に続いて出生タイミング変化の影響の大きさが再び確認されたため、そのプールされたデータに基づいて、第1、第2、第3出生間隔のproportional hazards model分析が次に行われた。そして、いくつかの主な独立変数を統制した上でも、第1子、第2子の出生確率が結婚コウホートによって変化していることが確認された。そこで、出生間隔に影響を与える妊娠待ち時間、中絶・自然流産・死産についてそれぞれ

表7 第1妊娠が出生に帰結し、第2妊娠を中絶しなかった者についての第2出生関数のPH分析：第9次出産力調査

変数	相対的出生確率推定値
結婚形態	
見合い結婚	1.00
恋愛結婚	1.00
妻の初婚年齢	
22歳以下	1.00
23-24歳	0.92
25-26歳	0.90
27歳以上	0.81 **
第1子出生後の親との同居	
同居	1.00
近居	0.80 **
別居	0.80 **
妻の学歴	
中学校	1.00
高校	0.98
短大・高専・専修	1.11
4年制大卒以上	1.09
夫の職業	
農林漁業	1.00
非農自営	0.94
ホワイトカラー	0.90
ブルーカラー	0.97
妻の父親の職業	
農林漁業	1.00
非農自営	1.01
ホワイトカラー	0.91
ブルーカラー	1.00
第1出生間隔	
18カ月未満	1.00
18カ月以上	0.63 **
第1子の性別	
男	1.00
女	1.06
第1子出生後の妻の就業状態	
常勤	0.77 **
パートタイム	0.55 **
家族従業・内職	0.86 **
専業主婦	1.00
第1子出生後の避妊有無	
避妊しなかった	1.00
避妊した	0.83 **
男の子の教育についての考え方	
大学を卒業させたい	1.00
大学へ行くも行かぬも本人次第	1.10 *
大学へ行く必要はない	1.23
運命観	
運次第	1.00
努力重視	1.03
結婚コウホート	
1961-1963	1.00
1964-1966	1.18
1967-1969	1.21 *
1970-1972	1.15
1973-1975	1.15
1976-1978	1.17
1979-1981	1.22 *
1982-1984	1.22
標本数 = 5,195	$\chi^2(31) = 454.33 **$

* $P < 0.01$ ** $P < 0.001$

proportional hazards model 分析と logistic regression 分析が、妊娠歴の情報を得ることができる第9次調査について行われた。

それによれば、他のいろいろな変数を統制した場合でも、第1受胎確率自体が1960年代はじめの結婚コウホートに比べて1960年代後半以降の結婚コウホートで高くなっており、第1出生間隔の同時期の減少を引き起こしていると考えられる。一方、第2受胎確率に関しては、第2出生確率に見られるような結婚コウホートによる変動が生じていない。それに対し、第2妊娠の中絶確率が1960年代の結婚コウホートに比べて1970年代の結婚コウホートにおいて有意に減少していることがわかった。そこで、1960年代と1970年代の第2出生確率の差の一部が中絶確率の変動によって説明されることが示唆された。

本稿におけるこれらの妊娠出生タイミングの詳細な分析は、妊娠出生タイミングの決定要因の探求の第1歩として、今後の出生行動研究に一定の方向性を与えるものと考えることができよう。

Proportional Hazards Model Analysis of Women's Reproductive Career in Present-Day Japan

Kenji OTANI

The first section of this paper, using a method to decompose a change in the total marital fertility rate (TMFR) into the quantum and tempo effects, confirmed the major effect of birth timing on the 1970s trends in TMFR based on the pooled data of the Eighth and Ninth Japanese National Fertility Surveys which were carried out in 1982 and 1987, respectively.

In the next section proportional hazards model analyses of the first, second and third birth functions for the pooled data made it clear that the first- and second-birth intervals among the marriage cohorts since the end of the 1960s were shorter than those in the early 1960s even after having controlled for other variables. Given that one conception or more can occur during a birth interval, proportional hazards model analyses were again utilized to examine the effects of various variables on the time elapsed between marriage and the first conception, the time between the end of first pregnancy and the second conception and the time between the end of the second pregnancy and the third conception. We found that the first-conception probability of the marriage cohorts since the late 1960s was smaller than that of predecessors, while the second-conception probability was not affected by marriage cohort.

In the last section a logistic regression analysis of the probability of induced abortion showed that the probability of aborting a second pregnancy decreased in the 1970s compared with that in the early 1960s. When a proportional hazards model analysis of the second birth function was applied after omitting those cases where the first pregnancy did not result in birth and/or the second pregnancy was aborted, the strong effect of marriage cohort on the second birth probability was substantially diluted. These facts suggest that the shortened second birth interval in the 1970s was partly caused by the shrinking probability of aborting a second pregnancy in this period.