

# 人口調査に基づく出生の タイミング変化の計測方法

伊 藤 達 也

## 1. 目 的

最近、出生力の分析にはテンポあるいはタイミングを考慮した分析、具体的には年齢、出生順位、出生間隔などを考慮した出生率に基づく分析が、必要であると指摘がなされている<sup>1)</sup>。そこで、はじめに出生タイミング変化を分析するのに必要な出生力指標を定義し、つぎに国勢調査あるいは厚生行政基礎調査など世帯単位の人口調査の調査標を基にそれらの出生力指標を計測する方法を検討し、さらに1983年の厚生行政基礎調査に基づく出生率の精度を検証し、最後に1970年代の出生タイミングの変化について若干触れてみたい<sup>2)</sup>。

## 2. 出生タイミングの変化に関する出生力指標

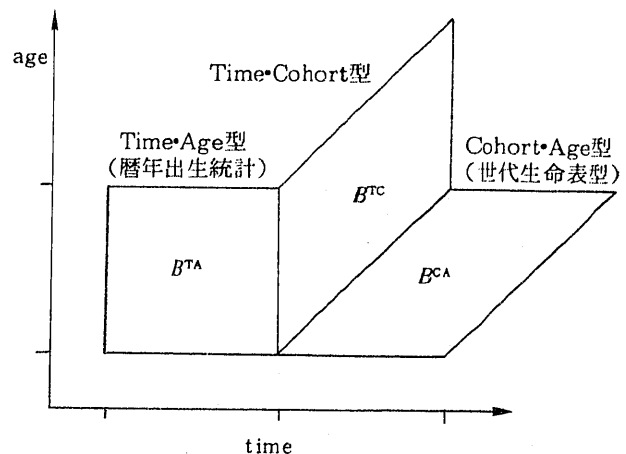
人口調査に基づく出生力指標の計測を行う前に、関連する用語と指標の定式化を行っておこう。

### (1) 出生数と人口

出生数  $B$  は、ある期間内（通常1年間）に出生した子供の数、あるいは子を産んだ女子数である。年齢、出生順位、出生間隔などによって分類された出生数は、 $B$  に添え字をつけて表す。なお、年齢  $x$  は、出生時から時刻  $t$  までの時間の長さを年単位で表わした数値、パリティ  $i$  は、1人の女子が時刻  $t$  までに出生した子供の数、出生順位  $j$  は、1人の女子が出生した子供の順序である ( $0 \leq i$ )。出生間隔  $b$  は、1人の女子の  $i$  番目の出生時から  $i+1$  番目の子の出生時までの間隔である。時刻  $t$  は年単位とする。

母の年齢別出産数は、図1に示したように、①現在の人口動態統計と同様に、期間 (time) と子の出生時の母の満年齢 (age) によって分類したTime-Age型の  $B^{(TA)}_{t, x}$ 、②時刻  $t$  に

図1 母の年齢別出生児数



1) 例えば、河野綱果・石川晃、「出生力におけるタイミングとパリティ構成の分析」、『人口問題研究』、第174号、1985年4月、pp.19~39。

2) 本稿の基本的アイデアは、伊藤達也、「最近の出生変動を分析する資料としての1980年国勢調査の意義」、『人口問題研究』、第150号、1979年4月、pp.56~61。において述べておいた。

おける母の年齢別人口  $P_{t,x}$  によって分類した Time-cohort型の  $B_{t,x}^{TC}$ 、さらに③時刻  $t$  から1年間に  $x$  歳となった  $E_{t,x}$  から発生した満  $x$  歳の出生数すなわち Cohort-Age型の  $B_{t,x}^{CA}$ 、と3つの集計が可能である。

ここでは、第二の集計方法によることにした。その理由は、第一の集計による出生率は、正確なコウホート出生率の編成が不可能であること<sup>3)</sup>、第三の集計方法を全ての出生間隔に適用するには、出産力調査のように子供の生年月日を正確に知ることが前提となるが人口調査でこの条件を満たす調査がないことによる。第二の方法をもちいると、出生年次あるいは年齢を調査した調査票から、全ての出生間隔について正確なコウホート編成が可能となるからである<sup>4)</sup>。

人口  $P_t$  は、時刻  $t$  の生存者数で、年齢、パリティ、出生間隔などによって分類された人口は、 $P$  に添え字をつけて表わす。なお、時刻  $t$  から1年間の生存延べ年数を  $PYL_t$  とする。

$$PYL_t = \int_{a=0}^1 P(t+a) da \dots\dots\dots(1)$$

(2) 出生率と出生確率

出生率は、多くの場合、1生存延べ年数当たりの出生児数として、定義される。生存延べ年数は、出生児数の分類に正確に対応したものである。ここで、出生率の分母として、出生が発生する集団の初期時点の数をもちいたもうひとつの出生率を用いる<sup>5)</sup>。

すなわち、 $x$  歳の女子の出生率は、 $x$  歳の女子の生存延べ年数  $PYL$  とその女子からの出生児数  $B_x$  によって定義されるものと、 $x$  歳の女子の出生時における人口数  $P_{t,w_x}$  とその女子の  $x$  歳における出生児数によって定義されるものの、2つである。

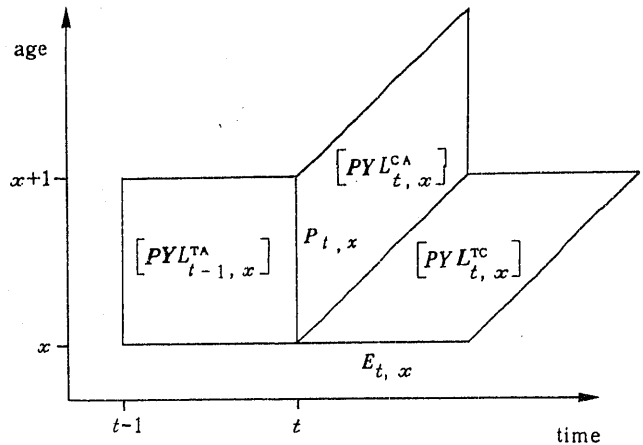
$$f_x = \frac{B_x}{PYL_x} \dots\dots\dots(2)$$

$$d_x = \frac{B_x}{P_{t-x}} \dots\dots\dots(3)$$

出生確率は、出生が発生する期間の期首時点における人口1人当たりの出生児数である。一般に、1年間の確率として定義することが多い。

$$q_x = \frac{B_x}{P_x} \dots\dots\dots(4)$$

図2 人口および生存年数



3) 伊藤達也、「戦後日本人人口の改算」、厚生省人口問題研究所、『戦後の日本人人口ならびに人口動態率改算の試み』、研究資料第238号、1985年10月、p.4。  
 4) この方法による出生率は、第三の方法によるものより平均的に約半年前の出生率あるいは出生確率であることに留意する必要がある。  
 5) 前者の出生率は、観察期間までの死亡を考慮していないのに対して、後者の出生率は分母集団の死亡・脱落を考慮した指標であるため、死亡・脱落が多いほど、前者の数値よりも小さくなる。したがって、前者の出生率をGross Rates、後者の出生率をNet Ratesとして取り扱うことが可能である。

(3) 年齢, 出生順位別, 出生確率

時刻  $t$  における年齢  $x$ , 出生順位  $i$  の女子から 1 年間に  $(i + 1)$  番目の子供が出生する確率は, したがって,

$$q_x^i = \frac{B^{i+1}_x}{P_x^i} \dots\dots\dots (5)$$

となる.

(4) 出生順位別, 出生間隔別出生率.

出生率を計算するのに生存延べ年数  $PYL$  が必要であるが, 死亡率が低い場合や出産力調査の出生歴を用いる場合, 第二の出生率を次の様に定義することが出来る.

$$d_{t,b}^i = \frac{B^{i+1}_{t,b}}{B^i_{t,b}} \dots\dots\dots (6)$$

例えば  $T$  年に  $i$  子を産んだ女子の数を  $B_T^i$ , そのコウホートから  $i + 1$  番目の子を  $b$  年後に産んだ女子を  $B_{T, T+b}^{i+1}$  とすると, 式(6)は次のように表わすことができる.

$$d_{T,b}^i = \frac{B_{T, T+b}^{i+1}}{B_T^i}, t = T + b \dots\dots\dots (7)$$

(5) 出生順位, 出生間隔別出生確率.

第  $i$  子の, 出生から  $b$  年目における  $(i + 1)$  子の出生確率を, 次のように定義する.

$$q_b^i = \frac{B^{i+1}_b}{P_b^i} \dots\dots\dots (8)$$

なお, 確率計算の分母となる出生から  $b$  年における  $i$  子の人口は,

$$P_{t,b}^i = \left[ B_{t-b}^i - \sum_{d=0}^{b-1} B_{t-b+d}^{i+1} \right] \dots\dots\dots (9)$$

あるいは

$$P_{T,b}^i = \left[ B_T^i - \sum_{d=0}^{b-1} B_{T, T+d}^{i+1} \right], t = T + b \dots\dots\dots (10)$$

となる. これに式(8)を導入すると,

$$P_{T,b}^i = B_T^i * \left[ 1 - \sum_{d=0}^{b-1} d_{T, T+d}^{i+1} \right], t = T + b \dots\dots\dots (11)$$

と表わすことができる. したがって,  $T$  年に  $i$  子を産んだ女子のうち,  $b$  年後まで  $i$  子のままでいる確率は,

$$l_{T,b}^i = \frac{P_{T,b}^i}{B_T^i} = \left[ 1 - \sum_{d=0}^{b-1} d_{T, T+d}^{i+1} \right] \dots\dots\dots (12)$$

と表わすことができる。したがって、 $b$ 年目の出生確率は、

$$q_{t,b}^i = \frac{d_{T, T+b}^{i+1}}{l_{T,b}} \dots\dots\dots (13)$$

となる。これを集計数値をもちいて、一般的な形であらわすと、次の式であらわれる。

$$q_{t,b}^i = \frac{B_{t,b}^{i+1}}{B_{i-b}^i - \sum_{d=0}^{b-1} B_{t-b+d,d}^{i+1}} \dots\dots\dots (14)$$

(6) 年齢、出生順位別、出生間隔別出生確率。

出生力の分析にはテンポあるいはタイミングを分析するのに必要な出生率は、年齢、出生順位、出生間隔別出生率とされている。その一般的定義と人口調査に基づく計算式を最後に示しておきたい。

$$q_{x,b}^i = \frac{B_{x,b}^{i+1}}{P_{x,b}^i} \dots\dots\dots (15)$$

$$q_{t,x,b}^i = \frac{B_{t,x,b}^{i+1}}{B_{t-b,x-b}^i - \sum_{d=0}^{b-1} B_{t-b+d,x-b-d}^{i+1}} \dots\dots\dots (16)$$

(7)要約的指標

これまで年齢、出生順位、出生間隔別に分けた出生率と出生確率を定義してきたが、この出生率と確率を集団の様々な属性に分類すればするほど、算出される出生率もそれに比例して増大することになる。これらの数値を1つずつ比較検討することも必要であるが、これらの多数の数値を、できるだけ少数の指標に要約する方法が、様々に考案されてきている。

要約する方法には、率と確率にあるパターン・分布関数（あるいは数理モデル）を想定する場合と分布関数を想定しない場合の2つの方法がある。またその指標はその性質からつぎの5つに分類できる。

- ①分布関数を想定する場合、想定した関数のパラメータ<sup>6)</sup>によって要約することができる。分布関数を想定した場合、あるいは想定しなう場合のいずれの場合にも、次のような指標によって1組の出生率あるいは出生確率を要約することができる。
- ②平均出生児数、合計特殊出生率、パリティ拡大率など、累積値型あるいは期待値型の指標。
- ③平均出生年齢、平均出生間隔など、平均値・モード型の指標。
- ④集中度あるいは分散の程度を示す指標である。これらの指標は、出生率あるいは出生確率が無視できる程度になるまで十分な年数が経過する必要がある。
- ⑤ロドリゲスらは、出生後5年間のデータから、速度・テンポを示す指標を考案した<sup>7)</sup>。

3. 出生率計測の方法

出生のタイミングの変化を計測する指標を、世帯を単位とした調査票を基に計測する方法について述べよう。

6) 例えば、Coale (1971) の結婚モデルの  $a_0$ ,  $k$ ,  $C$  など。

7) German Rodorigez, and John N. Hobcraft, *Illustrative Analysis ; LifeTable Analysis of Birth Intervals in Colomba*, 1980, WFS, London.

(1) 母と子の推定と、出生歴の復元

日本では、18歳未満の子供のほとんどは母親と同居している。また、死亡率は極めて低い。そこで、次の仮定を置く。第一に18歳までの死亡はないものとする。第二に、18歳未満の子供は、母親と同じ世帯に同居しているものとする。

以上の仮定から、全ての女子について調査時までの過去18年間の出生歴は、調査票に記録されているとみなすことができる。そこで、調査票に記入されている情報を基に、18歳未満の全ての子供の母を世帯員のなかから、表1に示したようにして、見つけだす。さらに母を基準に、同居児のなかで年齢の最も高い子供を第1子とし、以下年齢順に順位をつけることによって、出生歴を復元推定する。なお、世帯内に「母」の該当者が複数いた場合には、「子」との年齢差が26に近い該当者を「母」と推定する。また、世帯内に「母」の該当者がいない場合、「子」を非同居児とする。

表1 母と子の推定と出生順位の推定

世帯主との続柄	年齢等	性	配偶関係	子 <sup>1)</sup> と母	出生順位
例1					
1 世帯主	46歳	男	有配偶者	(母) ← 子 ——— 子 ———	第一子
2 配偶者	43	女	有配偶者		
3 長子	20	女	未婚		
4 その他の子	17	男	未婚		
5 世帯主の父母	70	女	離死別者		
例2					
1 世帯主	昭和14年	男	有配偶者	(母) ← 子 ——— 子 ———	第一子
2 配偶者	16	女	有配偶者		
3 長女	44	女	未婚		
4 長男	48	男	未婚		
5 世帯主の父母	大正2	男	離死別者		

したがって、年齢別の子供数は出生数の年次推移を、同居している子供の数はその女子のパーティを、また子供の年齢順序は「出生順位」を、次の出生順位の子供の年齢差は、「出生間隔」を、それぞれ意味する。

1) 子供は、調査時に18歳未満の者とする。

以上のように、調査票を基に、出生歴が復元できると、すでに定義した出生力指標の計算に必要なデータを集計、指標の計算が行われる。

(2) 推定出生率の誤差の要因

推定した出生率の誤差は、第一に仮定に関連した誤差である。死亡が多ければ、子供数は出生数より少なく、女子のパーティは少ない方に偏る。また子供の年齢順序とその間隔は出生順位と出生間隔に影響を与える。さらに、親と同居率が低ければ、死亡と同様な偏りを復元した出生歴データに与える。

第二に標本誤差である。これは、標本数の多い調査ほど誤差は小さくなる。

4. 資料とその精度

(1) 資料

今回、用いた資料は、1983年に厚生大臣官房統計情報部が実施した厚生行政基礎調査である。この調査は、1983年6月1日現在で、全国から約9万世帯を、層化無作為抽出法によって選び出して、約28万の世帯員を調査している<sup>8)</sup>。

そこで、つぎに、今回使用した1983年の厚生行政基礎調査がこの分析に必要な精度を持っているかを検討してみよう。

(2) 年齢別子供の数と出生児数の年次推移の比較

はじめに死亡に関連する誤差を検討してみよう。表1は、1970年から1983年までの出生児数と厚生

8) 厚生大臣官房統計情報部、『昭和58年厚生行政基礎調査報告』, 1984年3月。

行政基礎調査から推定された年齢別人口数を比較したものである。調査が6月1日なので、年齢別人口を出生年次別に推定し、出生児数と比較すると、1歳以下では7%の差がみられたが、2歳以上の人口では誤差が最大3%程度であった。

表2 出生児数と人口数との比較

出生年次	出生児数 (1000)	調査時の年齢	人口数 (1000)	出生年次別 推定人口数	誤差率 (%)
1970	1934	13	1902	1958	-1.24
1971	2010	12	2015	1986	1.18
1972	2039	11	1958	2059	-1.00
1973	2092	10	2160	2076	0.78
1974	2030	9	1991	1970	2.96
1975	1901	8	1949	1890	0.59
1976	1833	7	1832	1774	3.19
1977	1755	6	1717	1703	2.98
1978	1709	5	1689	1654	3.20
1979	1643	4	1619	1635	0.49
1980	1577	3	1650	1576	0.06
1981	1529	2	1502	1504	1.68
1982	1515	1	1506	1406	7.20
1983	1509	0	1307		

### (3) 同居児数とパリティ構成の比較

次に、親との同居に関する仮定を検試してみよう。死亡率が高い場合と同様に、同居率が低いと女子ごとの同居児数は、既往出生児数とみなせないし、また同居児の年齢順序は出生順位とならないからである。表2は、調査時に34歳の女子の同居児数別の構成と、人口動態統計から推定したパリティ構成を比較したものである。調査の無子率は12.9%であるのに対して、人口動態統計によると13.1%で、その差は0.2%、1子夫婦の割合は、調査では14.5%、人口動態統計によると14.7%、その差は0.2%にすぎない。その割合が最も多い2夫婦の割合は、調査では53.1%、人口動態統計によると51.8%、その差は1.3%であった。このように、調査から推定したパリティ構成は、人口動態統計から推定したものに極めて近いものであった。

以上見てきたように、かなり大胆な仮定の基に、厚生行政基礎調査から女子の年齢別パリティ構成を推定しても、標本数が多いこともあってその精度はかなり高いものであることがわかった。

表3 厚生行政基礎調査の同居児数別構成と人口動態統計による。  
1983年34歳のパリティ構成

パリティ	厚生行政基礎調査		人口動態統計 <sup>1)</sup>	差
	(1000)	(%)	(%)	(%)
総数	1207.3	100.00	100.00	-
0子	155.5	12.88	13.06	-0.18
1	174.8	14.48	14.72	-0.24
2	641.4	53.13	51.78	1.34
3	214.6	17.78	18.22	-0.45
4	18.0	1.49	1.81	-0.32
5子以上	3.0	0.25	0.41	-0.16

1) 石川晃,「我が国女子の追加出生確率」,『人口問題研究』,第167号,1983年,pp.58-63.  
の非収録データによる。

## 5. 出生順位別、出生間隔別出生確率の計測

出生順位別、出生間隔別の出生率と出生確率を計測するのに必要な結果表は、第1に第 $n$ 子の年齢別子供数、第2に第 $n$ 子の年齢別、第 $n+1$ 子の年齢別子供数の2つの表である。更に出生率と出生確率を女子の年齢別に分けて観察するには、2つの表を女子の年齢別に集計すること、調査時における女子の年齢別、子供の年齢別同居児数別女子人口数が必要である。

厚生行政基礎調査に基づいて、出生順位別、出生間隔別出生確率を、年齢別および年次別に計測するまえに、年齢を考慮しない出生順位別の出生確率によって、もう一度精度を検証しておこう。図3と4は、厚生行政基礎調査を基に、2で定義した方法によって推定した結果と、第7次出産力調査結果と比較したものである。なお、出生期間は、第7次出産力調査は1960～64と1965～69の2つのコウホート、厚生行政基礎調査は、1971～75のコウホートと、一致していない。

図3は、出生期間別第の第1子夫婦の第1子出生からの年数別年間出生確率を示したものである。この図から、厚生行政基礎調査に基づく出生確率の分布は、おおむね第7次出産力調査結果と一致しているが、3～7年の間若干低めとなっている。その結果、10年目におけるパリティ拡大率は、1960～64年コウホートが0.866、1965～69年コウホートが0.883に対して、1970～74年コウホートは0.834とやや小さくなっている。しかし、この図は、第2子への出生確率は、3年目が最も高率で35～40%であり、10%以下に低下するのは、7年目以降であることを共通して示している。

また、図4は第2子の出生期間別に、第3子への出生確率を示したものである。この図から、厚生行政基礎調査に基づく1970～74年コウホートの出生確率の推移が、それ以前の2つのコウホートのその中間に位置していること、出産力調査に基づく出生確率の年次推移に凸凹が見られるが、厚生行政基礎調査による出生確率分布は、出産力調査に比べて、標本数が多いだけ滑らかであることがわかった。後者は、標本誤差に関連していると思われる。

これらの図から、厚生行政基礎調査から推定した2つの出生確率は、出産力調査の結果と極めて近いものであること、そして標本数が多いだけ安定した出生確率を計測することが可能であることがわかった。

図3 1子夫婦の出生期間別2子への出生間隔別 出生確率

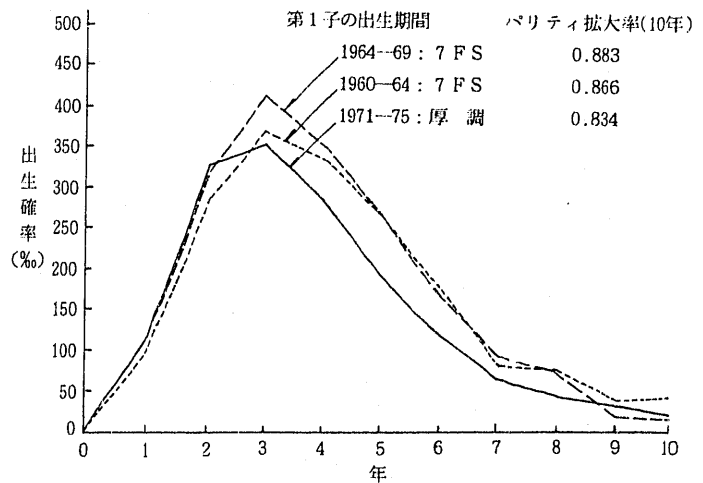
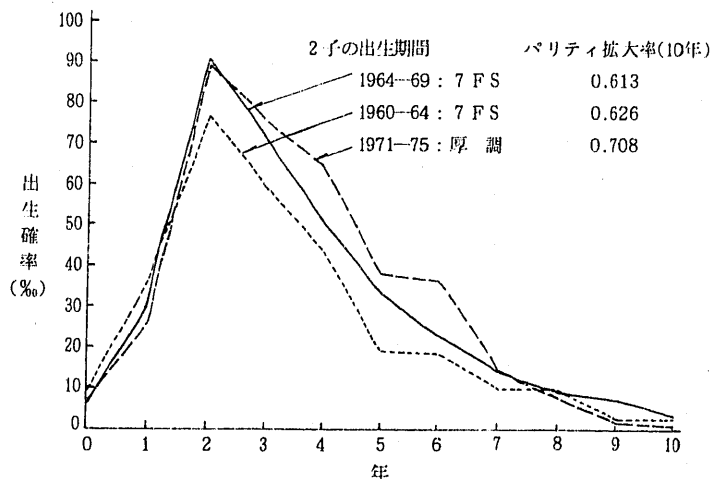


図4 2子夫婦の3子への出生間隔別 出生確率



## 6. 年齢別, 出生順位別, 出生間隔別出生確率の計測

ここでは, 年齢別, 出生順位別, 出産間隔別の出生率と出生確率を, 調査票から計測する方法を具体的に示そう。

### (1) 調査時に30歳で第1子の年齢が5歳の女子の年齢についての集計の結果

年齢, 出生順位, 出生間隔の出生率と出生確率を計測するのに必要な結果表は, すでに述べたように, 第 $n$ 子の年齢別子供数, 第 $n$ 子の年齢別, 第 $n+1$ 子の年齢別子供数の2つの表を, 女子の年齢別に分けて集計したものと, 調査時における女子の年齢別, 子供の年齢別同居児数別女子人口数が必要である。

図5は, このような集計結果表のなかから, 調査時に30歳で第1子の年齢が5歳の女子10万7100人についての集計結果を示したものである。調査時に30歳で第1子の年齢が5歳ということは, この集団は1977年に24歳で第1子を産んだコウホートといえることができる。このコウホートは, 第1子を産んだ1977年に900人が24歳(期首時点の年齢)で第2子を産み, 翌1978年に1万1600人が25歳で第2子を産み, 1979年に3万2600人が26歳で, 1980年に2万7800人が27歳で, 1981年に1万6700人が28歳で, さらに1982年に3900人が29歳で, それぞれ第2子を産んだことを示している。

### (2) 1977年に24歳で第1子を産んだコウホートの出生間隔別, 第2子出生率

1977年に24歳で第1子を産んだ女子数に対する第2子の年齢別女子数の比は, 第2子の出生率を, 出生間隔別に示したものにほかならない。この出生率は, 式(3)で定義した出生率である。

これによると, 「としご」あるいは「双子」の確率が0.8%, 1年後の出生率が10.8%, 2年後の出生率は30.4%で, 最も高率であり, それ以降の出生率は次第に低下している(表4参照)。

### (3) 出生間隔別, 第2子へのパリティ拡大率

パリティ拡大率は, 第 $n$ 子を産んだ女子のなかで第 $n+1$ 子以上の子を産んだ女子の割合である。これは, 厳密な意味での率ではないが, ここではこれまでの慣例に従うことにする。

1977年に24歳で第1子を産んだコウホートの第2子へのパリティ拡大率は, したがって第2子出生率を順次累積したものである。第2子へのパリティ拡大率が, 50%を超えるのは3年目に入ってからであり, 5年目で83.7%となっている。

### (4) コウホートの出生間隔別, 第1子残存率と第2子出生確率

コウホートのパリティ拡大率の余数は, 第1子のままでいる女子の割合を意味しているので, 表では第1子残存率としている。この数値は, 生命表の $l_x$ に該当するものである。

したがって, この出生間隔別の1子残存率から, 通常生命表計算手続きにしたがって計算したものが, 年齢別, 出生間隔別の第2子出生確率となる。これによると, 出生率では2年目が最も高率であるのにたいして, 確率は4年目が最も高いことがわかる。このときの出生確率は, 1981年

図5 調査時に30歳, 「第1子」の年齢5歳の女子の「第2子」の年齢別「第2子」の数:  
1983年厚生行政基礎調査

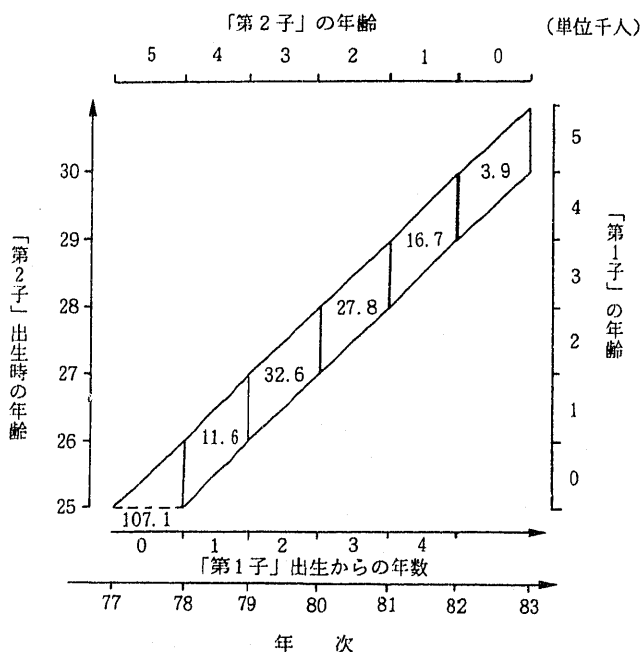




表4 1977年, 24歳で第1子を出生したらコウホートの各種出生力指標

指 様	第1子 出生数	出生間隔別 第2子の数 (1000)					
		0	1	2	3	4	5
1子出生年 1977 (2子の年齢) t : 2子出生年 X : 女子の年齢	107.1	0.9 5	11.6 4	32.6 3	27.8 2	16.7 1	3.9 0
		1977 24	1978 25	1979 26	1980 27	1981 28	1982 29
年次, 母の年齢, 出生間隔別 第2子出生率 (‰)		8	108	304	260	156	36
パリティ拡大率 (‰)		0	8	117	421	681	837
1子残存率 (*1000)		1000	992	883	579	319	163
年次, 母の年齢, 出生間隔別 第2子出生確率 (‰)		8	109	345	448	488	223
RODRIGUEZ-HOBCRAFT INDEX Q : QUINTUM T : TUKEY'S TRIMEAN S : SPREAD	0.837 3.02 1.49						

の年齢28歳で第1子出生からのインタバールが4年の出生確率ということになる。

(5) 1977年に24歳で第1子を産んだコウホートの出生タイミング指標

これらの出生率と出生確率は, 1977年に24歳で第1子を産んだコウホートのその後の出生テンポを示している。しかし, これらの数値に基づく, 平均出生間隔, あるいは平均出生年齢などを, 短期間のデータから計算することは困難である。しかし, ロドリゲスらは, 5年間のデータから出生力の水準, 平均出生間隔, および速度・テンポを示す指標を考案しているので, この方法によって3つの指標を計算してみた。

出生力の水準Q (QUINTUM) は, 5年目のパリティ拡大率である。例として取り上げた, 1977年に24歳で第1子を産んだコウホートの出生力の水準Qは, 0.837あるいは83.7%ということになる。

平均出生間隔T (Tukey's trimean) は, Qを1としたときの第1四分位までの年数を $t_1$ , 第2四分位までの年数を $t_2$ , 第3四分位までの年数を $t_3$ として,  $T = (t_1 + 2 \times t_2 + t_3) / 4$ を計算したものである。このコウホートの第2子出生までの平均出生間隔Tは, 3.02年ということになる<sup>9)</sup>。

最後に, 出生の速度・テンポを示す指標S (Spred) は, 第1四分位から第3四分位までの年数である。このコウホートの出生速度は, 1.49年であった。

7. 1970年代の出生タイミングの動向

1970年代に年齢別出生率を合計した合計特殊出生率は, 2.16から1.80まで大きく変化した。この人口学的要因は, 結婚の遅れによるもので, 結婚後の夫婦出生力にはあまり変化がなかった<sup>10)</sup>とされ

9) 第1子出生後t年の出生率は, 正確にはt-1年からt+1年までにわたっている。その平均がちょうどt年経過した時点であることから, t-1年までの出生率から計算したパリティ拡大率をt年時の数値として計算した。

10) 例えば, 伊藤達也, 前掲(注2), 「最近の出生変動を分析する資料としての1980年国勢調査の意義」, pp. 56~61.

ている。そこで、最後に第1子以降の出生タイミングの変化を観察してみよう。

ロドリゲスらの指標は、5年間のデータから、出生力の水準、平均出生間隔、および速度・テンポを示すことができる。したがって、1983年の調査からは、1978年以前に第1子や第2子を出生したコウホートについては、3つの指標が計測できる。それ以降のコウホートについては、期間が足りないため、仮説コウホートのデータを編成して、出生力水準、平均出生間隔、および速度に関する指標を作成した。

表4によると、出生タイミングに関する3つの指標とも、1970年代に大きな変化がみられない。しかし、第1子から第2子へのパリティ拡大率のみ、70年代前半から後半にかけて若干水準が高くなっている。すなわち、第2子へのパリティ拡大率は、仮説コウホートによると、72%前後の水準から76%水準へと上昇している。それ以外の指標は、観察期間中ほぼ同じ水準を示している。例えば、出生力の水準Qをみると、第2子から第3子へのパリティ拡大率であるQは、21%から24%の間を推移し、第3子から第4子へのパリティ拡大率は、7%から9%の間を推移している。また、第1子から第2子への平均出生間隔は、第2子から第3子へのそれと同様に、3年である。第3子から第4子への平均出生間隔は、2～3年の間で変動している。これは、第4子出生が少ないことによる偶然変動とみることが出来よう。さらに、出生速度の指標であるSも、第1子から第2子、第2子から第3子、ともに観察期間中変動が見られない。

したがって、これらの結果から、1970年代に夫婦の出生タイミングは基本的に変化がなかったといえることができる。

表5 出生力，出生間隔，出生速度の比較  
RODRIGEZ-HOBCRAFT INDEX

	第1子から第2子			第2子から第3子			第3子から第4子		
	QUINTUM (%)	TUKEY'S TRIMEAN (年)	SPREAD (年)	QUINTUM (%)	TUKEY'S TRIMEAN (年)	SPREAD (年)	QUINTUM (%)	TUKEY'S TRIMEAN (年)	SPREAD (年)
(出生コウホート)									
出生年次									
1972	74.1	2.9	1.4	21.2	3.0	1.6	9.1	2.9	1.7
1973	70.8	2.9	1.4	21.4	2.9	1.5	8.1	2.6	1.8
1974	73.0	2.9	1.5	22.0	3.0	1.7	7.2	3.0	1.6
1975	74.0	3.0	1.5	23.5	3.1	1.5	7.6	2.1	1.9
1976	74.5	2.9	1.4	22.0	3.0	1.5	7.9	2.8	1.7
1977	75.8	2.9	1.4	23.3	3.0	1.6	8.0	2.6	1.5
1978	76.7	2.9	1.4	22.0	3.1	1.6	8.4	2.7	1.3
(仮説コウホート)									
出生期間									
1975	71.9	2.9	1.4	21.1	2.9	1.5	7.0	2.8	1.4
1976	71.8	2.9	1.5	21.5	3.0	1.6	8.0	2.8	1.8
1977	71.8	2.9	1.4	21.5	2.9	1.5	8.5	2.6	1.7
1978	74.2	2.9	1.4	23.0	3.1	1.5	6.9	2.3	2.0
1979	75.9	2.9	1.4	23.6	3.0	1.5	8.5	3.0	1.5
1980	75.5	2.9	1.4	21.4	3.0	1.6	8.4	2.6	1.3
1981	76.7	2.9	1.4	23.9	3.0	1.6	7.7	2.6	1.5
1982	72.3	3.0	1.4	23.2	3.1	1.5	8.6	3.1	1.4

## 8. 結 語

これまで、世帯単位の人口調査の調査票から出生タイミングを観察するのに必要な指標を計測する方法を示し、1983年の厚生行政基礎調査を用いて、計測可能な指標の精度を検証するとともに、最後に1970年代の夫婦の出生過程を概観してきた。

その結果、厚生行政基礎調査から過去十数年間出生タイミングの変化を計測するのに必要な出生力指標の信頼性はかなり高いこと、1970年代に夫婦の出生タイミングは基本的に変化がなかったこと、が明かとなった。

しかし、このような結論を最終的なものとするには、他の年次の厚生行政基礎調査に基づく出生力指標を計測するとともに、第7次以外の出産力調査の結果との比較検討が必要である。