

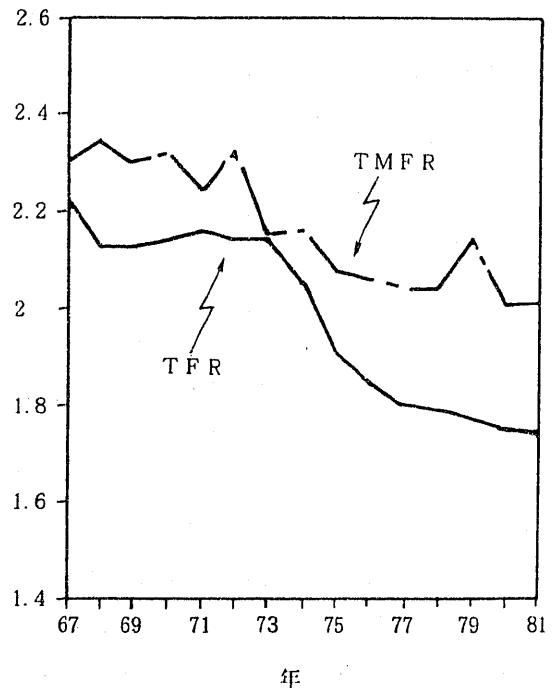
1970年代前半における合計結婚出生率低下の 決定要因¹⁾

大谷 憲 司

I はじめに

本稿は1960年代後半以降の日本における期間結婚出生率とコウホート結婚出生率の関係を分析し、1970年代前半における期間結婚出生率の顕著な低下の要因を探求するものである。日本においては1973年から1975年にかけて合計特殊出生率(TFR) 図1 合計特殊出生率(TFR)と合計結婚出生率(TMFR) : 1967-1981が急減し、1975年以降も緩やかな減少を示している(図1)。このTFRの低下の要因については主として女子の結婚年齢の上昇があげられている。しかし、1970年と75年の間および75年と80年の間についてダズグプタ法²⁾によってTFRの変化を要因分解してみると(表1)、1970年代前半の低下のほとんどが有配偶出生率の減少に起因し、1970年代後半の低下が有配偶率の減少、すなわち女子の結婚年齢の上昇によるものであることがわかる。

実際、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³⁾のデータに基づいて計算された合計結婚出生率(TMFR = Total Marital Fertility Rate)⁴⁾は1973年近辺において顕著な段差を示している(図1)。したがって、1970年代前半におけるTFRの低下を解明するためにはTMFRの同時期における変動要因を明らかにする必要がある。本稿は、第8次出産力調査のデータを用いて結婚コウホートごとの結婚コウホート出生力と期間結婚出生率の関係を明示し1970年代前半におけるTMFRの変動要因を解明する。



注) TMFRは第8次出産力調査による。

- 1) 本稿は拙稿「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年とともに筆者がオーストラリア国立大学に提出した学位論文 *Determinants of the Tempo and Quantum of Japanese Cohort Marital Fertility Since the 1960s*, 1987 の一部の章に基づいている。
- 2) Prithwis Das Gupta, "A general method of decomposing a difference between two rates into several components", *Demography*, vol.15, No.1, 1978, pp.99-112 参照。
- 3) 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)一日本人の結婚と出産一』, 実地調査報告資料, 1983年3月を参照。
- 4) 本稿におけるTMFRは結婚後15年までの結婚持続期間別出生率の合計である。

表1 合計特殊出生率の要因分解：1970/75, 1975/80

| 比較年次と T F R | 有配偶率変化の寄与 | 結婚出生率変化の寄与 |
|-------------|-----------|------------|
| 1970 : 2.13 | -5.0% | 105.0% |
| 1975 : 1.91 | 113.0% | -13.0% |
| 1980 : 1.75 | | |

注) 負の寄与は2時点間においてTFRが増大する方向にその要因が変化したことを意味する。

II 期間出生力とコウホート出生力の関係に関する研究

Ryderは「コウホートアプローチ」⁵⁾と題された研究以来幾多の重要な業績を期間出生力とコウホート出生力の関係について発表してきた⁶⁾。Ryder⁷⁾は、期間出生力指標の変動が毎年为社会経済的環境の変化に敏感に反応して生じ、必ずしもその指標の構成に關与する結婚コウホートのコウホート出生力の変化を意味しないことを指摘した。彼はコウホート出生力をテンポ (tempo) とカンタム (quantum) という2つの要素に分解して検討することを提案した⁸⁾。テンポとは出生力のタイミングの側面を意味し、カンタムとは累積出生子供数の側面を意味する。コウホート出生力のテンポの変化に由来する期間出生力変動とコウホート出生力のカンタムの変化に由来する期間出生力変動を弁別するために、Ryderは変換式を示した。彼によれば、次の式がある特定の条件のもとに成立する。

$$F(t+m(t)) = C(t) \cdot d(t) \quad [1]$$

ここで、 $C(t)$ は t 時に生まれた女性の完結出生力、 $m(t)$ はそのコウホートの平均出産年齢、 $F(t+m(t))$ は $t+m(t)$ 時における合計特殊出生率である。したがって、 $d(t)$ ⁹⁾ は t 時生まれの女性のコウホー

5) N. B. Ryder の学位論文 *The Cohort Approach: Essays in the Measurement of Temporal Variation in Demographic Behavior* は1980年に Arno Press: New York によって出版された。

6) たとえば, Norman B. Ryder, "Problems of trend determination during a transition in fertility", *Milbank Memorial Fund Quarterly*, vol.34, No.1, 1956, pp.5-21; "The translation model of demographic change", pp.65-81 in *Emerging Technique in Population Research: Proceedings of a Round Table at the Thirty-Ninth Annual Conference of the Milbank Memorial Fund, September 18-19, 1962 at the Carnegie Endowment International Center*, 1963, New York: Milbank Memorial Fund; "The process of demographic translation", *Demography*, vol.1, 1964, pp.74-82; "Components of temporal variations in American fertility", pp.15-54 in Robert W. Hiorn (ed.), *Demographic Patterns in Developed Societies*, 1980, London: Taylor and Francis など。

7) N. B. Ryder, 前掲 (注6) "Problems of trend determination during a transition in fertility", p.11 参照。

8) N. B. Ryder, 前掲 (注6) "Components of temporal variations in American fertility", p.16 参照。

9) N. B. Ryder, 前掲 (注6) "The process of demographic translation", p.76 において Ryder は $d(t)$ を distributional distortion factor と呼んでいる。

ト完結出生力に対する t 時より $m(t)$ あとの時点における TFR の比率を表している。

女子コウホート c の a 歳における年齢別出生率 $b(a, c)$ が c の線形関数として次のように表される場合、

$$b(a, c) = \alpha_0(a) + \alpha_1(a) \cdot c^{10)}$$

$d(t)$ は以下のように表わされる。

$$d(t) = 1 - m'(t)$$

ここで $m'(t)$ は $m(t)$ の一次導関数である。したがってコウホートの変化とともに平均出産年齢が低下している場合には $(m'(t) < 0)$, $(1 - m'(t)) > 1$ であり、

$$F(t + m(t)) > C(t)$$

となる。一方、コウホートの変化とともに平均出生年齢が上昇している場合には $(m'(t) > 0)$, $(1 - m'(t)) < 1$ であり、

$$F(t + m(t)) < C(t)$$

となる。実際の計算においては、Ryder¹¹⁾ は $D(t)$ という $d(t)$ の近似的な指標を用いている。本稿においては $D(t)$ をタイミングインデックスと呼ぶ。すなわち、

$$F(t) = HC(t) \cdot D(t) \quad [2]$$

したがって、 $D(t) = F(t) / HC(t)$ である。ここで、 $HC(t)$ は時点 t においていまだ再生産過程にあるコウホートの完結出生力の加重調和平均である。

$f(a, t)$ を t 時点における a 歳の女子年齢別出生率とすると $p(a, t) = f(a, t) / F(t)$ の場合に $HC(t)$ は

$$HC(t) = 1 / \sum_{a=0}^{\infty} [p(a, t) / C(t-a)]$$

ここで $C(t-a)$ は時点 $t-a$ に生まれた女子コウホートの完結出生力である。このように、 $D(t)$ はコウホート出生力のテンポ効果を示し、 $HC(t)$ はそのカンタム効果を示している。

Ryder¹²⁾ は 2 時点 (t と t') 間における TFR の変化をテンポ要因 (T) とカンタム要因 (Q) に分解する方法を提示しているが、本稿はテンポ要因を第 1 子、第 2 子および第 3 子のタイミング変化に起因する効果にさらに分解した¹³⁾。

Pressat¹⁴⁾ もまた上記 [1] と本質的に同じ式および Ryder の $d(t)$ に相当する指標を提案してい

10) Michael P. Shields and Ronald L. Tracy, "A translation of period rates into cohort rates", pp.339-342 in *Proceedings of the Social Statistical Section, American Statistical Association*, 1982, Washington, D. C. : American Statistical Association は、これと少し異なった translation formula を提案している。

11) N. B. Ryder, 前掲 (注 6) "Components of temporal variations in American fertility", p.48.

12) すなわち、

$$T = \frac{[D(t') - D(t)] \cdot [HC(t') + HC(t)]}{[2 \cdot (F(t') - F(t))]}$$

$$Q = \frac{[HC(t') - HC(t)] \cdot [D(t') + D(t)]}{[2 \cdot (F(t') - F(t))]}$$

13) 前掲 (注 6) "Components of temporal variations in American fertility", p.38 において Ryder は本稿とは異なる方法により T を低パリティと高パリティによる効果に、 Q を結婚年齢、出生間隔による効果などに分解している。

14) Roland Pressat, *L'analyse démographique*, 1973, Paris : Presse Universitaire de France, p. 122.

る。Butz and Ward¹⁵⁾は独自に $D(t)$ と全く同じ指標を提示している。

ところで、再生産過程にある全てのコウホートの完結出生力が知られている年次についてのみタイミングインデックス $D(t)$ を計算することができるのであり、現在の若いコウホートの完結出生力はいまだ未知である。したがって、本稿において1970年代以降の年次についてタイミングインデックスを計算するためには将来の完結出生力について推測することが不可欠である。

Hobcraft, Goldman and Chidambaram¹⁶⁾は期間出生力とコウホート出生力の関係を明らかにするために P/F 比率を用いることを提唱している。コウホート c 、時点 p に関する P/F 比率 ($P/F_{c,p}$) は、

$$P/F_{c,p} = \sum_{i=1}^p f(c,i) / \sum_{i=1}^c f(i,p)$$

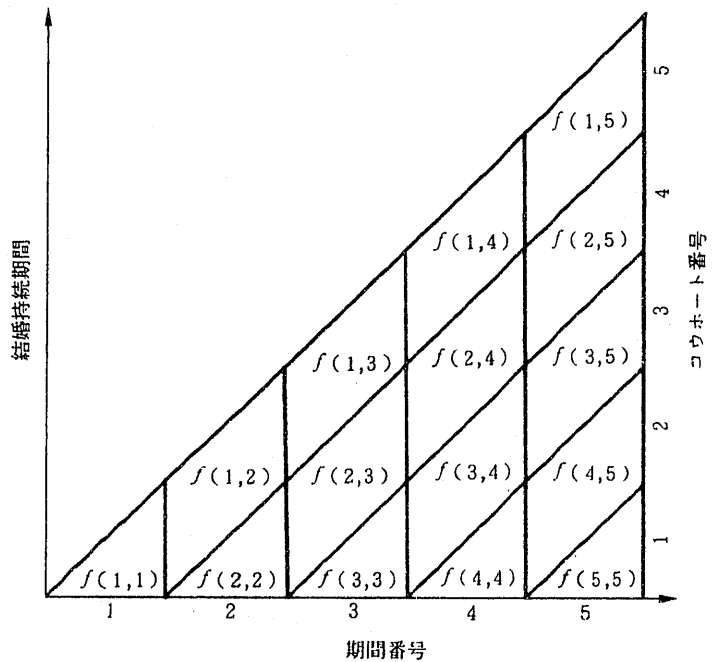
と表される。ここで、 $f(c,p)$ は図2に示されるようにコウホート c の時点 p における出生率である。すなわち、 P/F 比率は異なったコウホート間におけるコウホート出生率分布の変動を反映している。また P/F 比率はその計算にあたって将来の完結出生力に関するいかなる推測も必要としない。

III 日本における1960年代後半以降の期間結婚出生率とコウホート結婚出生率の関係について

1. 出生順位別結婚持続期間別年次別結婚出生率並びに出生確率の比較

ここでいう TMR とは、異なった再生産過程にある異なった結婚コウホートのコウホート別結婚持続期間別出生率の合成された期間指標である。したがって、TMR は結婚コウホート間における結婚持続期間別出生率の変化とともに変動する。結婚持続期間別出生率の変化はコウホート間の完結出生力の変動をもたらすかも知れないし、もたらさないかも知れないのである。TMR におけるかなり大きな低下を引き起こした主要因を解明するためには、関係する各々の結婚コウホートの結婚持続期間別出生率を計算し比較する必要がある。そうしてはじめて結婚コウホート間における結婚持続期間別出生率の変化が最終的に結婚コウホート間の完結出生力の大幅な変動に帰結するかどうかを知ることができるのである。各々の結婚コウホートにおいて十分に大きい標本数を得るために、本稿に

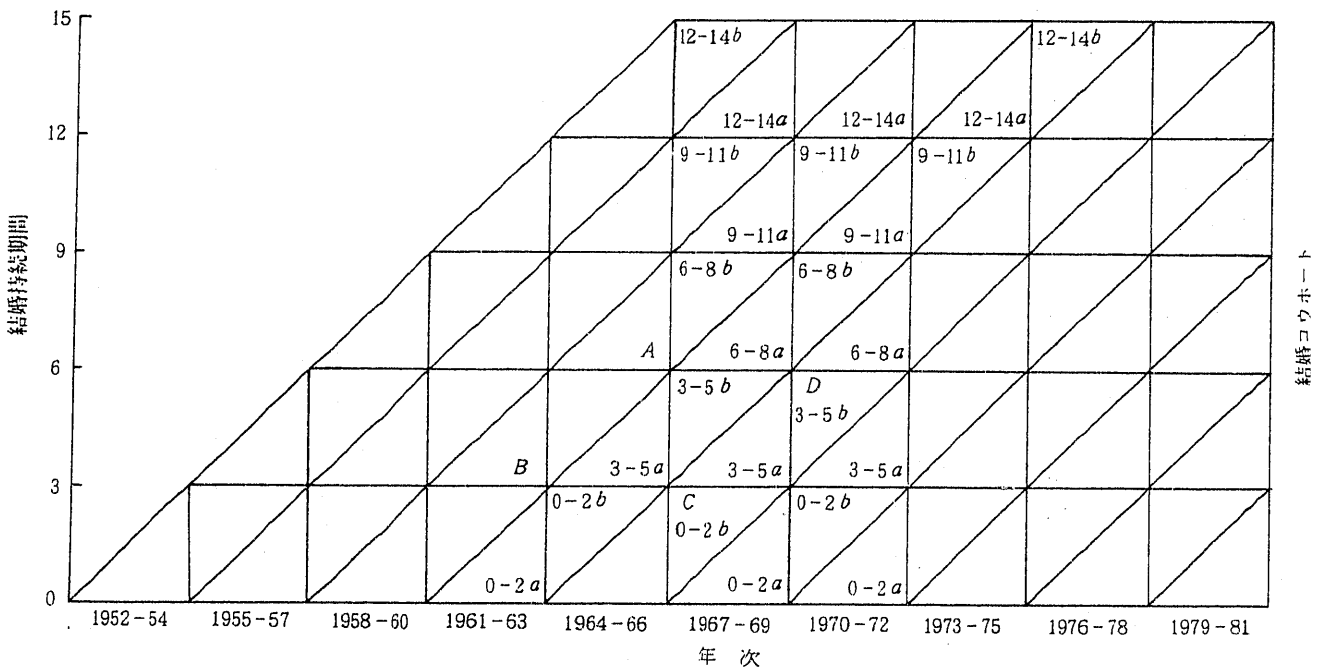
図2 P/F 比率のレキシス図



15) William P. Butz and Michael P. Ward, "The emergence of countercyclical U. S. fertility", *American Economic Review*, vol.69, No.3, 1979, pp.664-667. Michael P. Ward and William P. Butz, "Completed fertility and its timing", *Journal of Political Economy*, vol.88, No.5, 1980, p.931 も参照。

16) J. N. Hobcraft, N. Goldman and V. C. Chidambaram, "Advances in the P/F ratio method for the analysis of birth histories", *Population Studies*, vol.36, No.2, p.299.

図3 結婚持続期間別平行四辺形と結婚持続期間別年次別三角形の定義



においては1952年から1981年までそれぞれ3年幅の10個の結婚コウホートが分析の対象とされている。また、結婚出生率を分析するために使用される次元は結婚持続期間である。結婚前出生あるいは結婚前妊娠の影響を除くため第1出生間隔8カ月未満の標本は除外された。図3は、結婚持続期間別年次別出生率（たとえば、 ABC や ACD の三角形で表されている）を通して期間結婚出生率とコウホート結婚出生率の関係を示したものである。コウホートの観点から見ると、3年間隔結婚持続期間平行四辺形（たとえば、 $ABCD$ ）は2つの（3年幅）期間にまたがっている。図3においては3年間隔結婚持続期間平行四辺形のうち前の期間に属する部分に（ a ）を付し、後の期間に属する部分に（ b ）を付して区別している（すなわち、 ABC を $3-5a$ と表し、 ACD を $3-5b$ と表す）。第4子以上の割合は非常に少ない（約3%）ので以下は無視される。したがって、TMFRは第1子、第2子および第3子のパリティ別TMFRの合計として定義される。表2は1967年から1981年までの3年幅期間のそれぞれに関してTMFRとパリティ

別TMFRを示している。1970-72年と1973-75年の間にTMFRの最大の低下（0.14）が生じており、この低下の93%が第2子のパリティ別TMFRの急落によって説明されている。一方、第1子のパリティ別TMFRは1979-81年にかなり低下し、この時期のTMFR低減に貢献している。1973-75年における第2子のパリティ別TMFR減少の人口学的決定要因を解明するために図3のパリティ別結婚持続期間別年次別出生率を詳細に検討してみよう。

表2 TMFRとパリティ別TMFR, 1967-1981 : 8 JNFS

| 年 | TMFR | 第1子 | 第2子 | 第3子 |
|---------|------|------|-----|-----|
| 1967-69 | 2.34 | 1.02 | .96 | .35 |
| 1970-72 | 2.28 | .97 | .98 | .33 |
| 1973-75 | 2.14 | .96 | .85 | .32 |
| 1976-78 | 2.11 | .98 | .87 | .26 |
| 1979-81 | 2.03 | .89 | .85 | .29 |

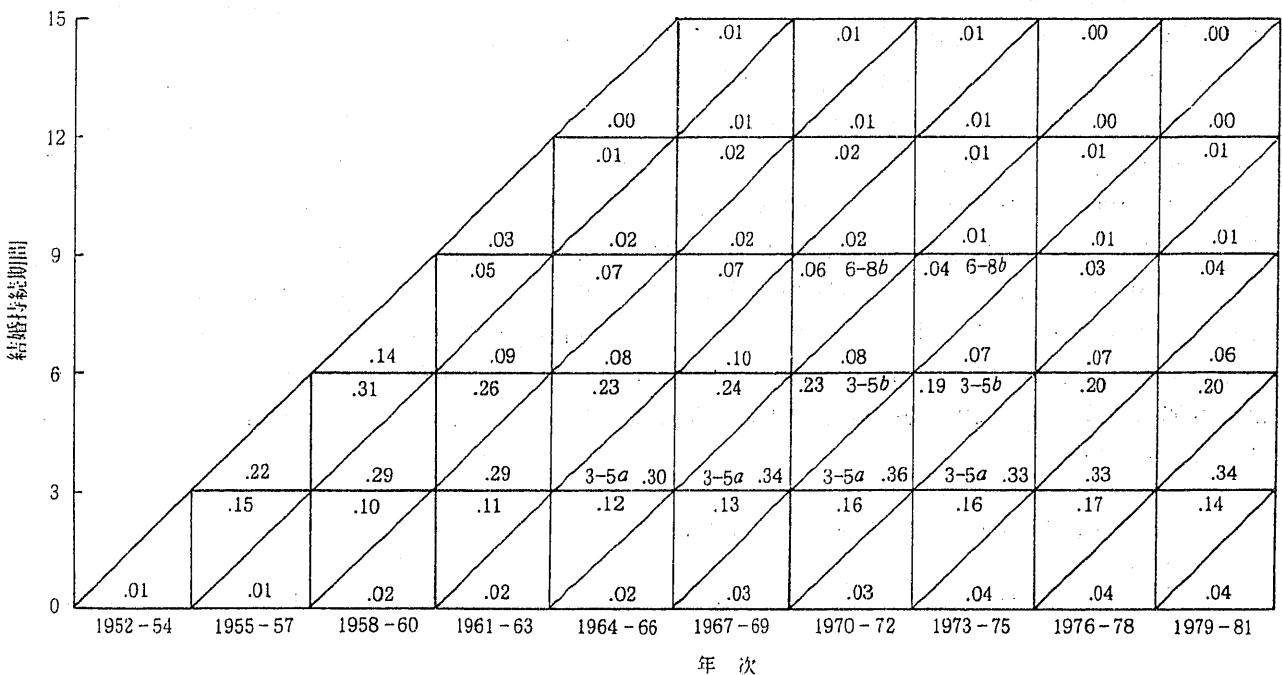
表3 1970-72年と1973-75年間におけるTMFRの落下に与える
 パリティ別結婚持続期間別年次別結婚出生率の寄与割合：8 J N F S

| 結婚持続期間 - 年次 | 第1子の寄与割合 | 第2子の寄与割合 | 第3子の寄与割合 |
|-------------|----------|----------|----------|
| 0 - 2 a | -1.3 | -3.2 | .0 |
| 0 - 2 b | -13.2 | 1.3 | -2.8 |
| 3 - 5 a | 3.5 | 26.6 | 2.3 |
| 3 - 5 b | 9.1 | 28.1 | 1.2 |
| 6 - 8 a | -2.6 | 10.5 | 9.6 |
| 6 - 8 b | -1.3 | 20.0 | -9.4 |
| 9 - 11 a | -.7 | 3.2 | 2.5 |
| 9 - 11 b | 5.8 | 6.6 | -.2 |
| 12 - 14 a | 1.1 | .6 | -.6 |
| 12 - 14 b | .0 | -1.9 | 10.4 |

注) 1970-72年のTMFRは2.28, 1973-75年のそれは2.14. 数字はその差(-0.14)に対する寄与割合である。
 したがって、負の数字は2期間の結婚出生率の増大を示している。

表3は、1970—72年と1973—75年の間におけるTMFR低下に対する各々のパリティ別結婚持続期間別年次別出生率の変化の寄与度を示している。その85%以上が3年から8年の結婚持続期間のグループにおける4個の結婚持続期間別年次別第2子出生率の低下によって説明されている。これは、1964年以前とそれ以後の結婚コウホートの間に結婚持続期間別年次別第2子出生率の分布に大きな相違が存在することによる(図4)。この分布の差を明かにするために図4に加えて図5は1961—63, 1964—

図4 1952年から1981年までの結婚コウホートに関する
 結婚持続期間別年次別第2子出生率：8 J N F S



66, 1967—69そして1970—72年の結婚コウホートについて結婚持続期間別年次別第2子出生率の分布を比較している。次の事実が明かである。

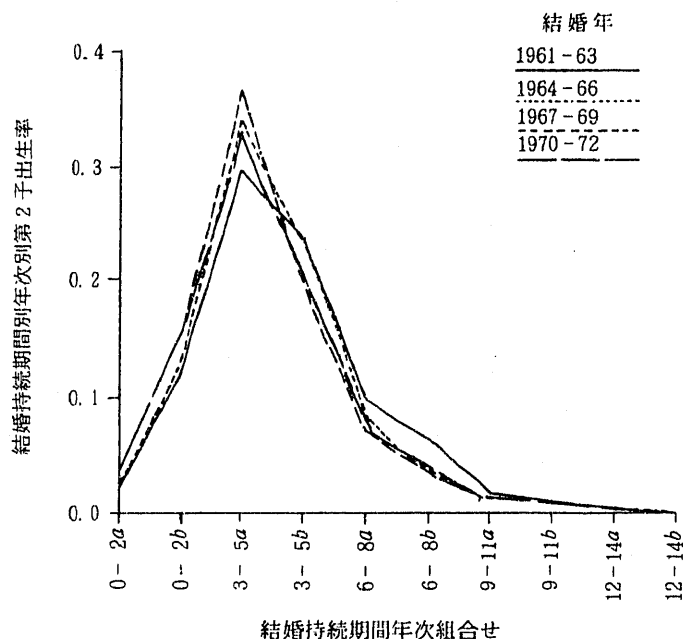
1. [3 - 5 a]における結婚持続期間別年次別第2子出生率は1964—66年と1967—69年の結婚コウホートにおいてそれ以前の結婚コウホートに比べて増大した。
2. [3 - 5 b]における結婚持続期間別年次別第2子出生率は1967—69年結婚コウホートにおいてそれ以前の結婚コウホートに比べて減少した。
3. [6 - 8 b]結婚持続期間別年次別第2子出生率は1964—66年結婚コウホートにおいてそれ以前の結婚コウホートに比べて減少した。
4. [3 - 5 a]における結婚持続期間別年次別第2子出生率は1970—72年結婚コウホートにおいて1967—69年のそれに比べて減少した。

前記のようにこれら4つの結婚持続期間別年次別第2子出生率における変化が1970—72年と1973—75年の間におけるTMFR低下の85%以上を説明している。そして、このような出生率の変化は筆者の第2出生間隔に関する研究¹⁷⁾においてすでに示唆されていた。すなわち、第2出生間隔が1960年代中期以降の結婚コウホートにおいて相当に減少したのである。

しかし、その研究において吟味された第2子出生タイミングは第1子出生からの時間によって測定されていたため、それは必ずしも結婚持続期間上での第2子出生確率の変化を示してはいない。そこで、結婚持続期間別年次別第2子出生確率を直接算出し検討することが肝要である。結婚持続期間別年次別第2子出生確率の分母は各々の三角形(図1)のはじめにおいてすでに第1子を生んでいるがまだ第2子を生んでいない妻の数であり、結婚持続期間別年次別第2子出生率の分母は当該結婚コウホートのすべての妻を含む。したがって、第2子以上の出生確率はincrement-decrement life tableに基づいている。

図6が示すように、第2子出生確率分布は結婚コウホート間において顕著なシフトを示している。すなわち、1964—66年および1967—69年結婚コウホートにおいて[3 - 5 a]の第2子出生確率が増大し、一方、[6 - 8 b]のそれは1964—66年結婚コウホートにおいて減少しそのまま推移した。さらに、1970—72年結婚コウホートは隣接する結婚コウホートとは異なる第2子出生確率を示している。このグループの第2子出生確率は3年以上の結婚持続期間において他のグループのそれに比べて低下しており、結婚と第2子出生の平均間隔が増大していることを暗示している。このことは、1970—72年結婚コウホートの第2出生関数が隣接する結婚コウホートのそれに比べて乖離しているという事実¹⁸⁾に合致している。

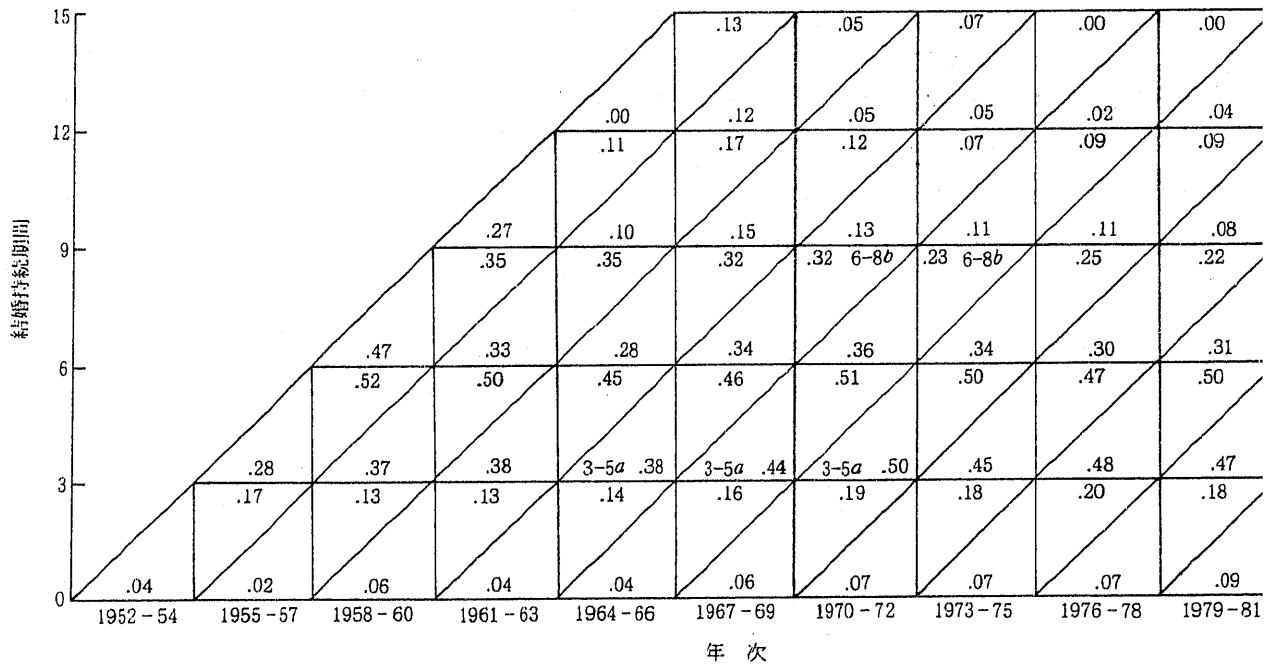
図5 1961年から1972年までの結婚コウホートに関する結婚持続期間別年次別第2子出生率：8 J N F S



17) 大谷憲司, 前掲(注1)「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」, p.21.

18) 大谷憲司, 前掲(注1)「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」, p.24—28 参照.

図6 1952年から1981年までの結婚コウホートに関する
結婚持続期間別年次別第2子出生確率：8 J N F S



このことから、結婚持続期間別年次別第2子出生率の変化が結婚持続期間別年次別第2子出生確率分布のシフトによって惹起されたものであることがわかる。結婚持続期間別年次別出生確率分布のこれらの変化はほとんど第2出生間隔の変化に起因するものと考えられるので、結局1973—75年におけるTMFRの急減は1964—66年以降の結婚コウホートの第2出生間隔の短縮ならびに1970—72年結婚コウホートの第2子出生確率低下によってもたらされたのである。

表4 1976-78年と1979-81年の間におけるTMFRの落下に与える
パリティ別結婚持続期間別年次別結婚出生率の寄与割合：8 J N F S

| 結婚持続期間 - 年次 | 第1子の寄与割合 | 第2子の寄与割合 | 第3子の寄与割合 |
|-------------|----------|----------|----------|
| 0 - 2 a | 96.8 | - .3 | .0 |
| 0 - 2 b | 74.3 | 29.5 | - .7 |
| 3 - 5 a | -46.7 | -9.8 | -10.3 |
| 3 - 5 b | -13.5 | 6.9 | -17.7 |
| 6 - 8 a | 2.2 | 9.3 | -16.8 |
| 6 - 8 b | -5.7 | -6.5 | -6.2 |
| 9 - 11 a | .7 | .1 | 15.4 |
| 9 - 11 b | -1.5 | 1.3 | 4.1 |
| 12 - 14 a | 2.8 | -1.5 | -2.9 |
| 12 - 14 b | -1.4 | .0 | .9 |

注) 1976-78年のTMFRは2.11, 1979-81年のそれは2.03. 数字はその差(-0.08)に対する寄与割合である。
したがって、負の数字は2期間の結婚出生率の増大を示している。

次に、1979—81年におけるTMFRのさらなる減少について検討しよう。この減少(0.08)のほとんどが第1子出生率の低下に由来する(表4)。すなわち、[0-2a]における1979—81年結婚コウホートの第1子出生率はそれ以前の結婚コウホートのそれよりも小さく、この結婚コウホートにおける第1子出生の遅れを示唆している。一見したところ、1976—78年結婚コウホートの結婚持続期間別年次別第1子出生率の低下が[0-2b]において大いに(74%)貢献しているように見えるけれども、同じ結婚コウホートの[3-5a]における出生率の増大(-47%)が1976—78年結婚コウホートの貢献を30%以下に抑えている。

図7 第2子のP/F比率, 1952—1981 : 8 J N F S

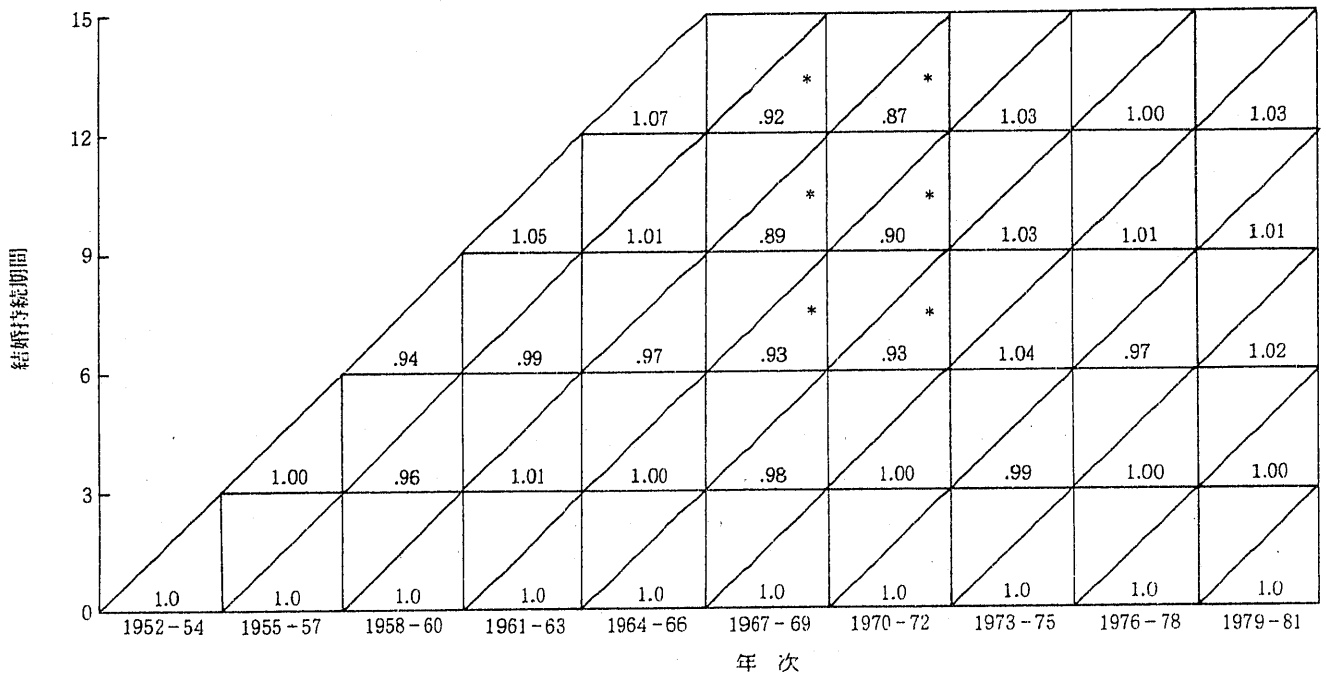
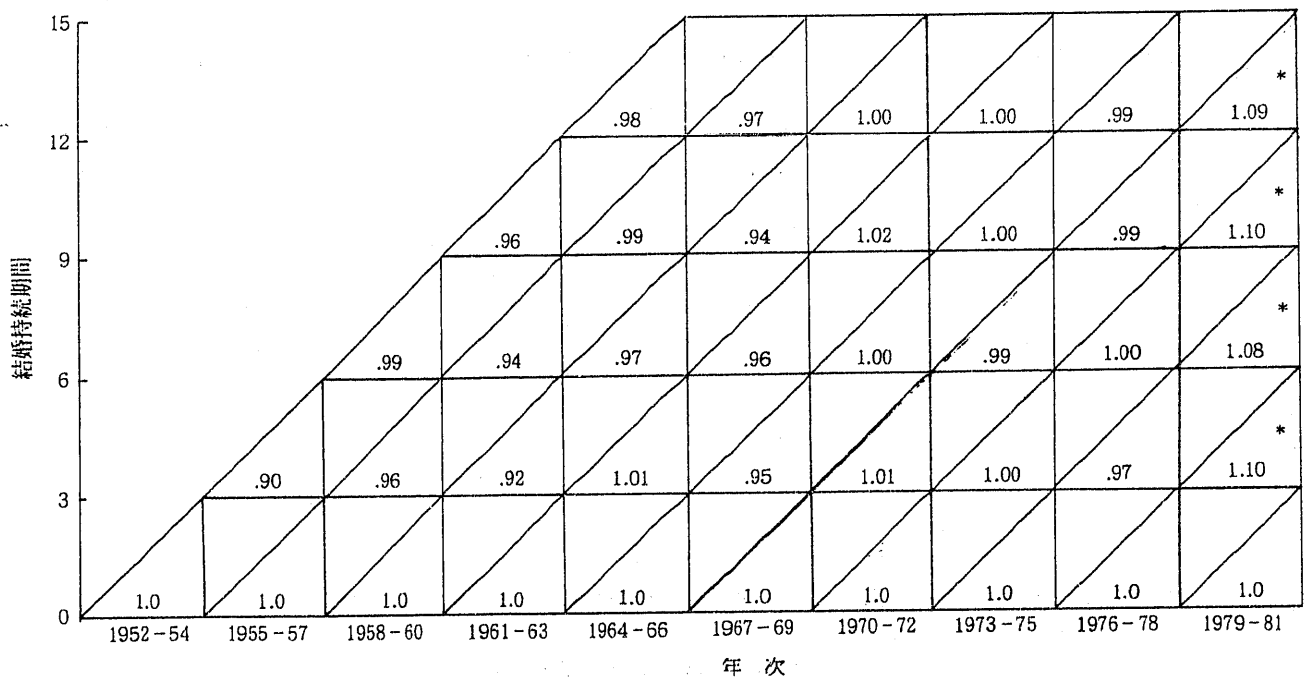


図8 第1子のP/F比率, 1952—1981 : 8 J N F S



これらの第1子および第2子の結婚持続期間別年次別出生率の変化は P/F 比率にも現れている。図7の※印を付された第2子 P/F 比率は明かに1より小さく、1964—66年結婚コウホート以降第2子出生のスピードが増加していることを示している。同様に、図8の※印を付された第1子 P/F 比率は顕著に1を越えており明かに1979—81年結婚コウホートにおける第1子出生の遅れを示している。

2. タイミングインデックスの拡張とその応用

第1子、第2子および第3子出生タイミングのそれぞれの変化がTMFRの推移に与える影響を計量するために、タイミングインデックスを拡張した。 $f(d, t, k)$ を結婚持続期間 d 、年次 t における第 k 子の出生率とする。

ここでは第3子までのみを分析対象とするので結婚持続期間 d 、年次 t の出生率 $f(d, t)$ は

$$f(d, t) = f(d, t, 1) + f(d, t, 2) + f(d, t, 3).$$

一方、結婚コウホート c のパリティ別結婚出生率を次のように定義する。

$$C(c, 1) = \sum_{t-d=c} f(d, t, 1) \quad (1 \leq d \leq 15),$$

$$C(c, 2) = \sum_{t-d=c} f(d, t, 2) \quad (1 \leq d \leq 15),$$

$$C(c, 3) = \sum_{t-d=c} f(d, t, 3) \quad (1 \leq d \leq 15).$$

また、結婚コウホート c の完結出生力 $C(c)$ ¹⁹⁾ は

$$C(c) = C(c, 1) + C(c, 2) + C(c, 3).$$

式 [2] において定義された $D(t)$ は

$$D(t) = \sum_{k=1}^3 \sum_{d=1}^{15} \left[\frac{f(d, t, k)}{C(t-d, k)} \right] \cdot \left[\frac{C(t-d, k)}{C(t-d)} \right]$$

となる。年次 t の TMFR $F(t)$ は

$$F(t) = \sum_{d=1}^{15} f(d, t) = \sum_{d=1}^{15} \sum_{k=1}^3 f(d, t, k)$$

となる。したがって、完結出生力の加重調和平均 $HC(t)$ は式 [2] により $D(t)$ 、 $F(t)$ から求められる。年次 t における第1子出生タイミングインデックスを $D1(t)$ 、第2子出生タイミングインデックスを $D2(t)$ 、第3子出生タイミングインデックスを $D3(t)$ 、とすると、

$$D1(t) = \sum_{d=1}^{15} \left[\frac{f(d, t, 1)}{C(t-d, 1)} \right] \quad D2(t) = \sum_{d=1}^{15} \left[\frac{f(d, t, 2)}{C(t-d, 2)} \right]$$

$$D3(t) = \sum_{d=1}^{15} \left[\frac{f(d, t, 3)}{C(t-d, 3)} \right]$$

19) 前述のように子供数4人以上の標本は非常に少ない(約3%)ので、 $C(c)$ は制約なしの完結出生力にきわめて近い。

と定義される。 $D(t)$ と $D1(t), D2(t), D3(t)$ を比較すると、 $D(t)$ はパリティ別の出生タイミングだけでなく結婚コウホート内の出生子供数の分布、 $C(c, k) / C(c)$ ($1 \leq k \leq 3$) の影響を受けていることがわかる。したがって、注12) で定義されたタイミング効果 T を第1子出生タイミング効果 $T1$ 、第2子出生タイミング効果 $T2$ 、第3子出生タイミング効果 $T3$ 、および出生子供数の分布効果 $F1, F2, F3$ (すなわち、 $C(c, k) / C(c)$ ($1 \leq k \leq 3$)²⁰⁾ の結婚コウホート間における変化に基づく効果) に分解することによってパリティ別のタイミング効果を明確化することができる²¹⁾。

TMFRの変化に対するタイミング効果を測定するためには将来の完結出生力について予測することが必要である。1967—69年結婚コウホートは1981年末において結婚後15年を完了し、平均出生子供数2.12を記録している。しかし、1970—72年、1973—75年、1976—78年、および1979—81年の結婚コウホートについてはその完結出生力を予想せねばならない。ここでは、次の2つの仮定を考える。

仮定 1 完結出生力は1967—69年結婚コウホート以降2.12で一定となる。

仮定 2 完結出生力は1967—69年結婚コウホートで、2.12を記録した後直線的に低下し1976—78年結婚コウホートにおいて2.06となり、さらに急落し1979—81年結婚コウホートにおいて2.00となる。

また、1967年以降の結婚コウホートについて $C(c, k) / C(c)$ ($1 \leq k \leq 3$) を予測しなければならない。表5にみるように1960年代以降の結婚コウホートにおいてこれらのパリティ別比率に大きな変化はない。よって、1964—66年結婚コウホート以降の5つの結婚コウホートについては1964—66年結婚コウホートの比率を仮定することにする。すなわち、上記両仮定においてともに

$C(c, 1) / C(c) = 0.453$, $C(c, 2) = 0.405$ および $C(c, 3) / C(c) = 0.142$ とみなされた。

それぞれの仮定のもとに完結出生力の加重調和平均 $HC(t)$ 、タイミングインデックス $D(t)$ およびパリティ別タイミングインデックス $D1(t), D2(t), D3(t)$ が1967年以降の各々の3年幅期間について計算された。また、カンタム効果 Q とテンポ効果 T も求められた。すでに述べられたようにテンポ効果はパリティ別タイミング効果 ($T1, T2, T3$) と出生子供数分布効果 ($F1, F2, F3$) に分解されるが、後者はカンタム効果と考えられる。

そこで、全カンタム効果 AQ を $Q, F1, F2, F3$ の合計と定義し、全テンポ効果 AT を $T1, T2, T3$ の合計として定義する (表6 と表7)。

まず、仮定1について見よう (表6)。 $D(t)$ は急速に低下し1を下回り、一方、 $HC(t)$ はほとん

表5 結婚コウホートの $C(c, 1) / C(c), C(c, 2) / C(c)$ および $C(c, 3) / C(c)$, 1952-1966: 8 J N F S

| 結婚コウホート (c) | $C(c, k) / C(c)$ | | |
|----------------|------------------|------|------|
| | k=1 | k=2 | k=3 |
| 1952 - 54 | .424 | .396 | .180 |
| 1955 - 57 | .441 | .400 | .159 |
| 1958 - 60 | .459 | .408 | .133 |
| 1961 - 63 | .452 | .403 | .145 |
| 1964 - 66 | .453 | .405 | .142 |

注) 本文での定義により、 $\sum_{k=1}^3 [C(c, k) / C(c)] = 1$ 。

20) $C(c, k)$ は結婚コウホート c の子供数 k 人の夫婦割合を示すものではない。 $g(c, k)$ を結婚コウホート c における子供数 k 人の夫婦割合とすると、 $C(c, 1) = g(c, 1) + g(c, 2) + g(c, 3)$, $C(c, 2) = g(c, 2) + g(c, 3)$, $C(c, 3) = g(c, 3)$ となる。すなわち、本稿では $C(c, k)$ は結婚コウホート c における子供数 k 人以上の夫婦割合を示している。したがって、 $C(c, k) / C(c)$ は完結出生力 $C(c)$ を1に規格化した場合における結婚コウホート c 内の子供数 k 人以上の夫婦割合を意味するのである。

21) $T1, T2, T3, F1, F2, F3$ の求め方については稿末 Appendix 参照。

ど変化しなかった。 $D(t)$ の低下は次のような $D1(t)$, $D2(t)$, $D3(t)$ の推移を考慮に入れることによって、よりはっきりと理解される。

1. 1964—66年以降の結婚コウホートにおけるより早期の第2子出生とそれ以前の結婚コウホートにおけるより遅い第2子出生が1967—69年と1970—72年のTMFRをひきあげたため、 $D2(t)$ が1以上に保たれた。
2. 変化した第2子出生タイミングの効果が1973—1975年に消滅しその後 $D2(t)$ が1周辺に落ち着いた。すなわち、1970—72年と1973—75年の間における第2子出生タイミングインデックス $D2(t)$ の顕著な減少は、変化した第2子出生タイミングがほとんどの結婚コウホート間に浸透したことを意味している。そして、この減少が1973—75年におけるTMFRの低下に相当に寄与したのである。

表6 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ならびに仮定1
におけるテンポ要因とカンタム要因への分解, 1967-81: 8 JNFS

| 既知の完結出生力 | | | | | | | | | |
|---------------------|------|---------|------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|
| 1952-54 | 2.32 | 1955-57 | 2.23 | 1958-60 | 2.10 | 1961-63 | 2.16 | 1964-66 | 2.14 |
| 仮定1における完結出生力 | | | | | | | | | |
| 1967-69 | 2.12 | 1970-72 | 2.12 | 1973-75 | 2.12 | 1976-78 | 2.12 | 1979-81 | 2.12 |
| 年次 | TMFR | HC(t) | D(t) | D1(t) | D2(t) | D3(t) | | | |
| 1967-69 | 2.34 | 2.14 | 1.09 | 1.05 | 1.12 | 1.14 | | | |
| 1970-72 | 2.28 | 2.13 | 1.07 | 1.01 | 1.13 | 1.09 | | | |
| 1973-75 | 2.14 | 2.12 | 1.00 | 1.01 | .99 | 1.06 | | | |
| 1976-78 | 2.11 | 2.12 | .99 | 1.02 | 1.01 | .87 | | | |
| 1979-81 | 2.03 | 2.12 | .96 | .93 | .99 | .96 | | | |
| 要 因 分 解 | | | | | | | | | |
| 比較対 | AQ | Q | F1 | F2 | F3 | AT | T1 | T2 | T3 |
| 1970-72/ 1973-75 | 6.1 | 4.9 | .1 | -.2 | 1.3 | 93.9 | -.4 | 89.5 | 4.8 |
| 1967-69/ 1973-75 | 9.4 | 9.5 | .0 | -.9 | .8 | 90.6 | 22.4 | 56.7 | 11.5 |
| 1976-78/ 1979-81 | .7 | .5 | .0 | .0 | .2 | 99.3 | 107.9 | 26.1 | -34.7 |

注) 負の寄与は2期の間にTMFRが増大するようにその要因が働いたことを意味する。

$HC(t)$, $D(t)$, $D1(t)$, $D2(t)$, $D3(t)$, AQ , Q , $F1$, $F2$, $F3$, AT , $T1$, $T2$, $T3$ の定義については本文参照のこと。

$AQ = Q + F1 + F2 + F3$ また $AT = T1 + T2 + T3$ である。

3. 1979—81年における第1子出生の遅れの出現はこの時期におけるTMFRを低く抑えた。このことは、この時期における $D1(t)$ の急降下に反映されている。

いくつかの期間の組合せについてTMFRの変化をテンポ要因とカンタム要因に分解した。この表に示されているように、1970—72年と1973—75年の間のTMFRの減少のほとんど90%が第2子出生のタイミング変化に帰する。1967—69年と1973—75年の間の減少についてもほぼ90%が全テンポ効果に起因する。第2子の出生タイミング要因が相当に大きいものの、この場合には第1子および第3子のタイミング要因もある程度重要であった。期待されたように、第1子出生のタイミング要因が1976—78年と1979—81年の間におけるTMFRの減少にかなり寄与している。

この結果は仮定1に不当に大きく依存しているのであろうか？そこで仮定2について見てみよう

表7 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ならびに仮定2におけるテンポ要因とカンタム要因への分解, 1967-81: 8 JNFS

| 既知の完結出生力 | | | | | | | | | |
|--------------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|
| 1952-54 | = 2.32 | 1955-57 | = 2.23 | 1958-60 | = 2.10 | 1961-63 | = 2.16 | 1964-66 | = 2.14 |
| 仮定2における完結出生力 | | | | | | | | | |
| 1967-69 | = 2.12 | 1970-72 | = 2.10 | 1973-75 | = 2.08 | 1976-78 | = 2.06 | 1979-81 | = 2.00 |
| 年次 | TMFR | HC(t) | D(t) | D1(t) | D2(t) | D3(t) | | | |
| 1967-69 | 2.34 | 2.14 | 1.09 | 1.05 | 1.12 | 1.14 | | | |
| 1970-72 | 2.28 | 2.12 | 1.07 | 1.01 | 1.13 | 1.08 | | | |
| 1973-75 | 2.14 | 2.10 | 1.02 | 1.02 | 1.00 | 1.07 | | | |
| 1976-78 | 2.11 | 2.08 | 1.01 | 1.04 | 1.03 | .87 | | | |
| 1979-81 | 2.03 | 2.05 | .99 | .97 | 1.01 | .98 | | | |

| 要 因 分 解 | | | | | | | | | |
|---------------------|------|------|----|-----|-----|------|------|------|-------|
| (%) | | | | | | | | | |
| 比較対 | AQ | Q | F1 | F2 | F3 | AT | T1 | T2 | T3 |
| 1970-72/ 1973-75 | 17.2 | 16.0 | .0 | -.2 | 1.4 | 82.8 | -6.9 | 85.3 | 4.4 |
| 1967-69/ 1973-75 | 19.4 | 19.6 | .0 | -.9 | .7 | 80.6 | 15.5 | 53.8 | 11.3 |
| 1976-78/ 1979-81 | 35.9 | 35.7 | .0 | .0 | .2 | 64.1 | 86.5 | 15.1 | -37.5 |

注) 負の寄与は2期間にTMFRが増大するようにその要因が働いたことを意味する。

$HC(t)$, $D(t)$, $D1(t)$, $D2(t)$, $D3(t)$, AQ , Q , $F1$, $F2$, $F3$, AT , $T1$, $T2$, $T3$ の定義については本文参照のこと。

$AQ = Q + F1 + F2 + F3$ また $AT = T1 + T2 + T3$ である。

(表7). 前の場合と対照的に $HC(t)$ が1970年代後半において低下し1978—81年の $D(t)$ はより1に近い. しかし, ここでも $D2(t)$ は1970—72年と1973—75年の間に急減し, 第2子出生のタイミング変化がこの時期のT M F R減少に大いに貢献したことを示している.

1970—72年と1973—75年の間におけるT M F R低下の要因分解はこの推測を支持している. すなわち, 仮定2においてもこの低下の85%が第2子出生のタイミング要因によって説明される. 1967—69年と1973—75年の間の相違についてはその半分以上が第2子出生のタイミング変化によるのである. 完結出生力が低下するという仮定にもかかわらず1976—78年と1979—81年の間のT M F Rの落下はその85%が第1子出生のタイミング変化によっている.

第3子出生タイミングインデックス $D3(t)$ は両仮定のもとにおいて時間の変化とともに変動しているがT M F Rの推移とはいかなる密接な関係をも持っていない.

3. 1960年代以降のT M F Rの推移に関する統一的な説明

女性の初婚年齢の増加が一時的なT F Rの低下を引き起こすことはよく知られている²²⁾. すなわち, 女性の結婚年齢がある出生コウホートにおいて増大しその後一定で推移した場合, 他の条件において等しければ, T F Rのグラフは一過性の縮減を示す(図9). 結婚後の出生タイミングの変化もまたT M F Rの同様な変動を生じさせると期待することは自然である. たとえば, 1960年代中期以降の加速した第2子出生タイミングは, 他の条件が等しければ, 図10に概念的に示されたようにT M F Rの一時的増大を生じさせるのである. 1959年以降のT M F R曲線を見てみよう(図11). 第8次出産力調査においては1952年以前に結婚した夫婦は非常に少ないので, 1959年から1964年までのT M F Rは第7次出生力調査²³⁾のデータに基づいている.

1966年における「ひのえうま」の攪乱的影響を除くために1965年, 1966年および1967年のT M F Rの平均が求められた(図中破線は実際の値を示す). 「ひのえうま」の一時的な影響が除かれるとT M F Rの推移はより明確となる. 次の4つの時期が弁別される.

図9 妻初婚年齢の上昇がT F Rに与える影響

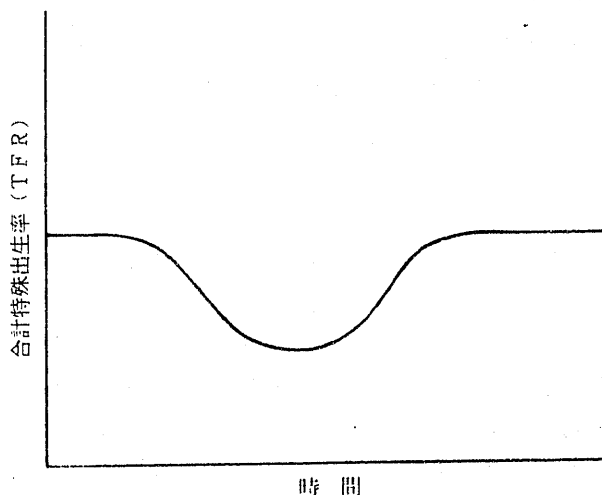
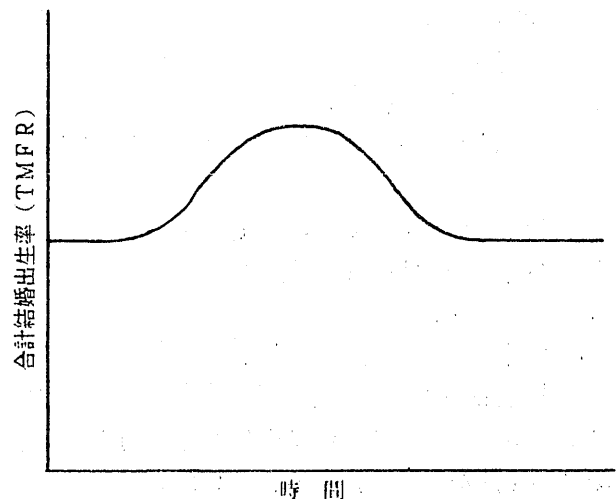


図10 第2出生間隔の減少がT M F Rに与える影響



22) たとえば, 稲葉寿, 「期間合計特殊出生率とコウホート出生率の関係について」, 『人口問題研究』, 第178号, 1986年, pp.48—53 参照.

23) 厚生省人口問題研究所(青木尚雄他7名), 『第7次出産力調査の結果』, 実地調査報告資料, 1978年.

- I期（1959—1962）： TMFRの急落が観察された。この減少は1950年代の結婚コウホートにおける完結出生力の急降下によって起こされたものである²⁴⁾。
- II期（1962—1967）： TMFRは低いレベルで推移した。
- III期（1967—1972）： 第2子出生タイミングに変化が生じたことによりTMFRの増大が引き起こされた。
- IV期（1972—1981）： 第2子出生タイミングのシフトが関係する結婚コウホートのほとんどに行き渡りTMFRが再度減少し始めた。

このように、1960年代以降のTMFRの動向は第2子出生タイミングのシフトに焦点をあてることによってかなり明解に説明することができる。1960年代後半におけるTMFRの増大と1970年代前半におけるその減少は同じコインの両側面なのであり、両者とも1960年代中期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組織的变化によって生じたのである。

1967年以降の日本におけるTMFRと完結出生力の関係に関するこれらの様々な検討から、1970—72年と1973—75年の間TMFRの低下は第2子出生タイミングの変化に起因し、1976—78年と1979—81年の間のその低下は1979—81年結婚コウホートの第1子出生の遅れによって起こされたことは明かである。

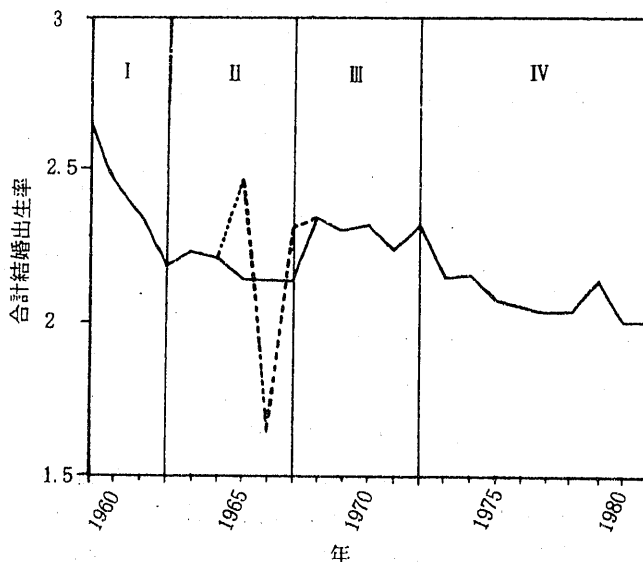
1970年代前半におけるTFRの低下の大部分がこの時期のTMFRの減少に起因することを考慮すると、TFRの低下それ自身もまた1960年代中期以降の結婚コウホート間における第2子出生タイミングの変化ならびに第1次石油ショック期の結婚コウホートにおける第2子出生タイミングの一時的攪乱によってかなり説明されうるものと考えられる。そしてさらに、1980年近辺におけるTFRの低下は結婚の遅ればかりでなく1980年周辺の結婚コウホートにおける第1子出生の遅れとも密接に関連していると言えそうである。そこで問われるべき質問はなぜこのような出生タイミングのシフトが生じたかということである。

4. 出生タイミング変化の決定要因

- (1) 1960年代中期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と1970—72年結婚コウホートの第2子出生タイミングの攪乱

出生間隔に関する前記の研究²⁵⁾は第2出生間隔に関するproportional hazards model分析の結果、第2出生間隔の主たる決定要因は第1出生間隔であることを示した。そして、1960年代中期以降の結婚コウホートにおける結婚後18カ月以内の第1子出生確率の増大がそれらの結婚コウホートにおける第2出生間隔の短縮化をもたらしたのであった。この第1子出生確率の増大は子供の高学歴に対する

図11 合計結婚出生率の推移, 1959—1981
: 7 JNFS・8 JNFS



24) 高橋重郷, 「最近の結婚出生力低下の分析—第7次出生力調査結果の分析—」, 『人口問題研究』, 第148号, 1978年, p.50 は第7次出生力調査の結果から1959—61年の合計結婚出生率低下が主として第3子以上の結婚出生率低下によって引き起こされたことを示唆している。

25) 大谷憲司, 前掲(注1)「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」, p.27.

親の期待の広範な膨張と関係あるものと示唆された²⁶⁾。

1970—72年結婚コウホートにおける第2子出生の遅れに関しては、前述の研究によって、1970—72年に結婚し1972—74年に第1子を生んだ夫婦の一部²⁷⁾が1973年の第1次石油ショックに起因する異常な社会経済的混乱に鋭敏に影響され第2子出生の顕著な遅れを示したことが明らかにされている。

(2) 1979—81年結婚コウホートにおける第1子出生の遅れ

1979—81年結婚コウホートの第1子出生の遅れに関しては、まず1980年近辺における日本の経済状態を指摘する必要がある。日本経済は1978年後半から1980年にかけて再び石油価格が急騰し実質所得成長率が抑えられるという第2次石油ショックを煩った。したがって、この時期に結婚した一部の夫婦がしばらくの間第1子出生を延期しようとして強く動機づけられたということも有り得る。このような経済の一時的な攪乱が原因であるとすれば、1979—81年結婚コウホートにおける第1子出生の遅れもまた一過性のものと予想される。しかし、第2次石油ショックにおいては貿易収支の悪化・物価上昇・経済活動の停滞の程度が第1次石油ショック下のそれに比べてそれほど深刻でなかった²⁸⁾ことを考えると、第1子出生遅れのその他の原因をも考える余地がある。たとえば、日本人夫婦の間においても「二人っ子」に対する根強い信奉が崩れつつあるのであろうか？もしこの時期の第1子出生の遅れが子どもを持たない夫婦や子ども一人で満足する夫婦の増大の予兆だとすると、合計結婚出生率はさらに下がり続けることになる。

第8次出産力調査結果によって現代夫婦の出生意識を検討すると²⁹⁾、日本人夫婦において「二人っ子」規範が急速に崩れつつあるとは思えず、したがって、観測された第1子出生の遅れも前述のような一時的なものと思われるが、いずれにしろ1979—81年結婚コウホートにおける第1子出生の遅れの本当に意味するところは、1982年以降の結婚コウホートにおいて出生タイミングがどのように推移してきているかによって判断されるであろう。

IV おわりに

本稿は結婚持続期間別年次別出生率を用いて1960年代以降結婚コウホートの結婚持続期間別出生率と期間結婚出生率の関係を明かにし、さらに将来の完結出生力についての2つの仮定に基づいて合計結婚出生率(TMFR)の変化をテンポ要因に起因する部分とクアンタム要因に起因する部分に分解した。また、第1子出生、第2子出生および第3子出生のそれぞれのタイミングインデックスを計算することによってTMFRの変動に与える出生タイミングの変化の影響をパリティ別に特定した。

その結果1970—72年と1973—75年の間のTMFRの減少は本質的に1960年代中期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動によって惹起されたことが明かとなった。すなわち、1964—66年結婚コウホート以降の第2子出生の早期化は1967—69年と1970—72年におけるTMFRの上昇を誘発したが、第2子出生タイミング変化以前の古い結婚コウホートの影響の縮小により1973—75年におけるTMFRの減少が生じ、その減少は1970—70年結婚コウホートにおける第2子出生の一時的な

26) 大谷憲司, 前掲(注1)「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」, pp.18—20.

27) 大谷憲司, 前掲(注1)「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」, p.28によればそれらは妻の父がホワイト・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である。

28) 経済企画庁, 「経済白書」昭和56年版, 1981年参照。

29) Kenji Otani, "Cumulative fertility and fertility preferences", pp.119—170 in *Determinants of the Tempo and Quantum of Japanese Cohort Marital Fertility Since the 1960s*, Ph. D thesis, the Australian National University, 1987.

遅れにより増幅されたのであった。一方、1979—81年におけるTMFRの低下は主として1979—81年結婚コウホートにおける第1子出生の遅れによることが示された。

1970年代前半におけるTFRの低下の大部分がTMFRの減少によって説明されることを考慮すると、1970年代前半のTFRに1960年代中期以降の結婚コウホートにおける第2子出生の変化が大きく寄与したと思われる。このように前稿³⁰⁾の最後において予告された出生タイミングと期間出生率変動の関係が本稿において追究された。

1970年代のTMFRの変動は主としてテンポ要因に起因するものと考えられたが、1979—81年結婚コウホートにおける第1子出生遅れの意味するところの解明を含めて、1980年代以降の結婚コウホートの出生過程に注目する必要がある。その意味においても1987年に実施された第9次出産力調査の結果が期待される。

Appendix : TMFRの変化に対するパリティ別出生タイミング効果と子供数分布効果の求め方

結婚持続期間 d 、時点 t における第 k 子の結婚出生率を $f(d, t, k)$ 、結婚持続期間 d 、時点 t の結婚出生率を $f(d, t)$ 、結婚コウホート $c (=t-d)$ 完結出生力を $C(c)$ 、結婚コウホート $c (=t-d)$ のパリティ別結婚出生力を $C(c, k)$ ($1 \leq d \leq 15$, $1 \leq k \leq 3$) とすると、それらは本文に示されたように、

$$f(d, t) = \sum_{k=1}^3 f(d, t, k),$$

$$C(c, k) = \sum_{t-d=c} f(d, t, k) \quad (1 \leq d \leq 15)$$

$$C(c) = \sum_{k=1}^3 C(c, k).$$

タイミングインデックス $D(t)$ は $PD1(t)$, $PD2(t)$ ならびに $PD3(t)$ に分解することができる。すなわち

$$D(t) = \sum_{d=1}^{15} \left[\frac{f(d, t)}{C(t-d)} \right],$$

$$PD1(t) = \sum_{d=1}^{15} \left[\frac{f(d, t, 1)}{C(t-d, 1)} \right] \cdot \left[\frac{C(t-d, 1)}{C(t-d)} \right],$$

$$PD2(t) = \sum_{d=1}^{15} \left[\frac{f(d, t, 2)}{C(t-d, 2)} \right] \cdot \left[\frac{C(t-d, 2)}{C(t-d)} \right],$$

$$PD3(t) = \sum_{d=1}^{15} \left[\frac{f(d, t, 3)}{C(t-d, 3)} \right] \cdot \left[\frac{C(t-d, 3)}{C(t-d)} \right].$$

30) 大谷憲司, 前掲(注1)「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」, p.29.

したがって、 $D(t) = PD1(t) + PD2(t) + PD3(t)$ である。時点 t における TMFR $F(t)$ と完結出生力加重調和平均 $HC(t)$ は、

$$F(t) = \sum_{d=1}^{15} f(d, t), \quad HC(t) = \frac{F(t)}{D(t)}$$

であるので、時点 t と t' の間における TMFR の変化に与える $PD1(t), PD2(t), PD3(t)$ に起因する効果 $PE1, PE2, PE3$ は次のように求められる。

$$PE1 = \frac{[PD1(t') - PD1(t)] \cdot [HC(t') + HC(t)]}{[2 \cdot (F(t') - F(t))]},$$

$$PE2 = \frac{[PD2(t') - PD2(t)] \cdot [HC(t') + HC(t)]}{[2 \cdot (F(t') - F(t))]},$$

$$PE3 = \frac{[PD3(t') - PD3(t)] \cdot [HC(t') + HC(t)]}{[2 \cdot (F(t') - F(t))]}.$$

たとえばダスグプタ法によって $PE1, PE2, PE3$ を $f(d, t, k) / C(t-d, k)$ における変化による部分 ($T1', T2', T3'$) と $C(t-d, k) / C(t-d)$ における変化による部分 ($F1', F2', F3'$) に分解することができる。したがって、時点 t と t' の間における TMFR の変化に対するパリティ別出生タイミング効果 ($T1, T2, T3$) と子供数分布の効果 ($F1, F2, F3$) は次のように導くことができる。

$$T1 = T1' \cdot PE1, \quad F1 = F1' \cdot PE1,$$

$$T2 = T2' \cdot PE2, \quad F2 = F2' \cdot PE2,$$

$$T3 = T3' \cdot PE3, \quad F3 = F3' \cdot PE3.$$

Determinants of the Decline in the Total Marital Fertility Rate in the Early 1970s

Kenji OTANI

This article clarified the relationship between the total marital fertility rate and the cohort marital fertility pattern in Japan since the late 1960s. We calculated parity-duration-year-specific marital fertility rates and conducted comparisons among them cohort by cohort and period by period. In addition, we carried out a decomposition of the change in total marital fertility rates into the tempo and quantum components on two different assumptions about future completed fertility. By calculating the first-birth, second-birth and third-birth timing indices, we could specify the effect due to a change of birth timing for each parity on the variation of the total marital fertility rate.

We found that the drop in the total marital fertility rate between the periods 1970-72 and 1973-75 was essentially produced by a change in second-birth timing over marriage cohorts since the mid-1960s. That is, a shift in second-birth timing to earlier second births after marriage since the 1964-66 marriage cohort elicited an increase in the total marital fertility rate in the periods 1967-69 and 1970-72. Then, with a diminution of the effect of old marriage cohorts before the shift in second-birth timing, the total marital fertility rate dropped in the period 1973-75 and this decline was amplified by an ephemeral delay in the second birth in the 1970-72 marriage cohort. We also discovered that the reduction in the total marital fertility rate in the period 1979-81 was mainly produced by a delay in the first birth in the 1979-81 marriage cohort.

Thus, we obtained an answer to the question about demographic determinants of the decline in the total marital fertility rate in the early 1970s. Given that the drop in the total fertility rate in the early 1970s is largely attributable to a decrease in the total marital fertility rate, most of the drop in the total fertility rate in this period is also attributable to the change in second-birth timing over marriage cohorts since the middle 1960s and the temporal disturbance in second-birth timing in marriage cohorts of the early 1970s.

As was already investigated in the previous article written by the author, the shift in second-birth timing since the mid-1960s possibly resulted from reductions of first birth intervals in the same period and the temporal delay of the second birth in the 1970-72 marriage cohort was probably caused by the first oil crisis. It was also suggested that the delay in the first birth in the 1979-81 marriage cohort stemmed from the effect of the second oil crisis.