

資料

1980年代前半における結婚出生力の動向

伊藤達也・坂東里江子

1はじめに

本稿の目的は、人口動態統計に基づく結婚出生力の新しい計測方法の開発、計測された1980年代前半の結婚出生力の動向の分析、およびこれまでの出生分析に用いられてきた年齢別出生率を基にした合計特殊出生率、純再生産率など伝統的な人口再生産率と結婚年齢・結婚年数別出生率に基づく新しい人口再生産率との関係について若干の検討をおこなうことにある。

1.1 目的

新しい分析方法あるいは新しい指標の考案には、目的・問題意識、分析技術、およびデータの3つの要素が関連しているように思われる。

本報告の第1の目的は、夫婦の出生力あるいは結婚の出生力を、合計特殊出生率と同様に、毎年計測する方法の開発にある。それは、1960年代以降の我が国の出生力研究の1つのテーマは、相対的に年次変化の激しい合計特殊出生率と平均2.2児で安定的に推移する夫婦の平均出生児数との関係、いかえると年次別の出生力指標と世代別（コウホート別）の出生力指標の間の不統一を、どのように説明するのかということにある¹⁾。

わが国の期間出生力指標とコウホート出生力指標の関係について、これまで多くの研究者が、さまざまな分析方法でこの問題を取り組んできた²⁾。1960年代以降の出生変動を、結婚の変動と結婚継続の確率の変動と結婚からの年数別出生率の変化の3つの要素に分解するモデルによって分析すると、結婚継続の確率は離婚率の上昇と死亡率の低下が相殺し、大きな変化がみられないことが結婚の生命表から確かめられ、また結婚20年目ころ夫婦の平均出生児数が2.2児前後に安定してきていることが出産力調査で明らかにされてきている³⁾。要するに、期間出生率指標の1960年代の上昇と1973年以降

1) 最初にこの問題点が指摘されたのは、毎日新聞社人口問題調査会編、『日本の人口』、1974年、みき書房の「人口動態の歴史的経過」と「日本人口の再生産力はどうかわるか」における小林和正報告に対する黒田俊夫のコメント（pp.122-123）である。

2) 年次順に例をあげると、つぎの研究がある。

伊藤達也、「結婚と出生」、『数理科学』、No.176、1978年、pp.46-51。伊藤達也、「1960年代のわが国出生変動についての人口学的一試論」、『人口問題研究』、第148号、1978年、pp.24-43。河野稠果・石川晃、「出生力におけるタイミングとパリティ構造の分析」、『人口問題研究』、第148号、1978年、pp.24-43。河野稠果、石川晃、「出生力におけるタイミングとパリティ構造の分析」、『人口問題研究』、第174号、1985年、pp.24-43。阿藤誠・石川晃・池ノ上正子、「コホート法による出生率予測の試み」、『人口問題研究』、第177号、1986年、pp.35-47。稻葉寿、「期間合計出生率とコ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。廣嶋清志、「有配偶出生力指標の数理的検討—年齢別有配偶出生率の上昇は夫婦出生力の上昇を意味するか—」、『人口問題研究』、第179号、1986年、pp.35-48。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因」、『人口問題研究』、第185号、1988年、pp.36-54。

3) 例えば、伊藤達也、「結婚と出生力」、『人口問題研究』、第152号、1979年、pp.36-46。

の低下の第1要因は結婚の変動にあるといえる⁴⁾。

ところで、安定していると考えられている1970年以降の夫婦出生力に関するデータは、1980年の国勢調査で既婚女子の結婚年数と既往出生児数を調査しなかったので、出産力調査によることになった。しかし、出産力調査は、5年に1度、約1万組の夫婦を対象としていることから、夫婦出生力の年次変化、さらに結婚年齢を考慮した出生率など詳細な出生力指標を計測をすることが困難である。

1. 2 分析技術

そこで夫婦あるいは結婚の出生力を計測する方法について、これまでに用いられた資料と方法を調べてみた。その結果、4種類の方法が用いられていた。その1つは、国勢調査のように調査日現在の結婚年数あるいは結婚の年月とそれまでに産んだ子供の数（既往出生児数）を調査した調査を用いる方法、その2は出産力調査のような夫婦あるいは既婚女子の出生歴調査を用いる方法、その3は人口動態統計を用いる方法、そしてその4は結婚年数を調査した人口調査に同居児法を適用して計測する方法である⁵⁾。

これまで用いられてきた様々な方法と現在利用可能な調査をみて、われわれは1970年代以降の結婚出生力あるいは夫婦出生力指標を計測する方法として、つぎの2つの方法を検討した。第一の方法は同居児法を応用して人口調査から夫婦の出生力を計測する方法、第二の方法は人口動態統計による方法である。

同居児法は、親の年齢と子供の年齢を調査した世帯調査票を基に、調査日までの過去10数年間の年齢別出生率と合計特殊出生率を計測する方法である。もし、親の年齢とともに結婚年数が調査されていると、結婚からの年数別の出生率とその合計である結婚合計出生率が計測できる。1979年の厚生行

4) マクロ・モデルによる検証例としては、つぎの研究がある。

伊藤達也、「結婚の変動からみた1960年代以降わが国出生変動の分析」、『人口問題研究』、第157号、1981年、pp.28-51。阿藤誠・伊藤達也・小島宏、「マクロ・モデルによる結婚と出生力のシミュレーション」、『人口問題研究』、第179号、1986年、pp.16-34。

また、マイクロ・モデルによる検証例として、つぎの研究がある。

河野稠果・廣嶋清志・渡邊吉利・高橋重郷・金子隆一、「マイクロ・シミュレーションによる日本出生力の生物人口学的分析—昭和55-57年度特別研究報告ー」、『人口問題研究』、第168号、1983年、pp.1-29。

なお、大谷、前掲（注2）は出産力調査を用いて、期間の結婚出生力指標とコウホートの結婚出生力指標との関係を、出生間隔によって説明を試みた。

5) 出生力指標には、出生コウホート別あるいは結婚コウホート別といった世代別の指標と、年次ごとの出生率といった期間別の指標の2種類がある。国勢調査のように結婚年数あるいは結婚の年月と既往出生児数を調査した調査票を用いる場合、コウホート指標が計測される（岡崎 1940, Wunsch and Termoto 1978）。なお、5年あるいは10年間隔で2つの調査が利用できると、その間の期間出生力も計測が可能となる（渡邊 1979）。出産力調査のような出生歴を用いる場合、世代別指標と期間別指標の2種類が理論的には計測することができる（例えば、本多 1959、大谷 1988（前掲注2））。また、人口動態統計を用いる場合も必要とされる結果表が長期に利用できると2種類の指標が計測できる（Glass 1986）。第4の結婚年数を調査した人口調査を用いる場合、多くの子供が親から別居始めるまでの約15年間の期間出生力指標（Cho and Retherford 1978），およびその期間に結婚した結婚コウホートと15歳の達した出生コウホートについてのコウホート指標が計測できる。

岡崎文規、「出産力調査の概説」、『人口問題研究』、第1巻第7号、1940年、pp.1-95。本多竜雄、「昭和32年第3次出産力調査結果の概要」、『人口問題研究』、第77号、1959年、pp.1-24。小林和正、「第5次出産力調査結果の分析(3)」、『人口問題研究』、第113号、1970年、pp.31-47。渡邊吉利、「国勢調査の既往出生児データを使用した市町村別出生力指標の検討」、『人口問題研究』、第151号、1979年、pp.49-54。

Glass, D. V., "Fertility Trends in Europe since the Second World War", *Population Studies*, Vol.22, No.1, 1968. Wunsch, G. J. and M. G. Termote, *Introduction to Demographic Analysis*, Plenum Press, New York and London, 1978. Cho, Lee-Jay and Robert D. Retherford, 1978, "Own-children Fertility Estimate by Duration since First Marriage Preliminary Results for Cheju Province, Republic of Korea", *Asian and Pacific Census Forum*, Vol.5, No.1.

政基礎調査は、天皇夫婦結婚50年ということから夫婦の結婚年月を調査している。これをもとに夫婦出生率の計測を行い、充分な推定精度を持つことがたしかめられた⁶⁾。

もう一つの方法は、人口動態統計を基に結婚出生力を計測する方法である。それは、夫婦の結婚年月あるいは結婚年数を調査した全国標本調査はきわめてすくないこと、しかし人口動態統計から計測できるようになると、出産力調査あるいは同居児法のように社会経済的階層ごとの出生力格差を観察することができないものの、毎年の夫婦の出生力の変化を観察することが可能になること、標本誤差がないこと、集計数が多いので複雑な集計と分析を行っても計算された出生率のふれ幅が小さいことなど、他の方法よりも優れた点が少なくないからである。

1. 3 データ

今回、結婚出生力指標の計測に用いた資料は、1979年から人口動態統計年報に掲載されるようになった、出生第14表（嫡出出生数、結婚期間別・母の年齢（各歳）別・出生順位別）である⁷⁾。なお、出生第8表（嫡出出生数、結婚生活に入った年・母の年齢（各歳）別・出生順位別）を用いると、結婚年数が約0.5年ずつずれるが、結婚コウホートについてはより正確な指標が計測できる。

人口動態調査の出生票には夫婦が結婚した年月あるいは同居を開始した年月が記入されてたが、1978年まで、第一子のみ、結婚の年次別、母の年齢別出生児数が集計されていた。これをすべての出生順位について集計する必要があった。

2 方法と指標

2. 1 結婚年数別出生率（1結婚あたりの年間出生児数）

表1に結婚年数別、出生順位別、出生児数をしめた。1985年に結婚1年未満の出生児数259,151は、1985年に結婚した夫婦と1984年に結婚した夫婦から発生する。1985年に結婚した夫婦にとって1985年に出生する可能性は約半年であり、また1984年に結婚した夫婦が1985年に結婚1年未満で出生する平均年数も0.5年である。したがって、1985年に結婚1年未満の出生に対応する結婚数は、1985年婚姻数735,850と1984年の婚姻数739,991（表2の(2)欄）の平均737,921（同(4)欄）となり⁸⁾、出生率は結婚1000組あたり351.5（同(5)欄）となる。

同様にして、結婚14年目まで、結婚1000組あたりの結婚年数別出生率を計算すると、1年未満が351、1年目が312と結婚直後の出生率が最も高く、結婚年数が長くなるにしたがって出生率は低くなっている。なお、15年目から19年目までの出生児数662に対する結婚は1970年と1965年の結婚数の半数と1971年から66年までの結婚数の合計4,825,799であるので、この5年間の平均出生率は1.2となる。

6) 伊藤達也・坂東里江子、「同居児法による「ひのえうま」出生変動の計測と分析」、『人口問題研究』、第181号、1987年、pp.31-43。

7) 結婚期間別は、結婚14年までは各年、それ以降は15-19年、20年以上、不詳となっている。母の年齢は、15歳から54歳まで各歳、55歳以上、不詳、さらに出生順位別は4子まで、各順位ごと、5子以上一括となっている。

8) 出生率の分母となる結婚数についていくつかのコメントがあろう。金子・三田（1988）が指摘するように、毎年届け出られた婚姻総数は、その年次に同居を開始するなど結婚生活に入った夫婦の総数ではない。しかし、出生届の99パーセントは嫡出の子であることから、例えば結婚1年未満の出生率の分母としては、その年次に届け出られた婚姻数と前年に同居し前年に届け出たものと1年後に届け出た婚姻数ということになるので、必ずしも同居を開始した夫婦の総数ではない。また、金子らの推計によれば、各年の届出数と同居開始年次別の結婚数との差は、1975年で0.52%、80年で0.37%、85年で0.17%と、最近になるほどその差は小さくなっている（59ページ）。そこで、計算の簡便性を考慮し、出生率の分母は、毎年の届出数を用いることにした。金子武治・三田戻美、「結婚の生命表：昭和50年、55年、60年」、『人口問題研究』、第187号、1988年、pp.57-66。

表 1 結婚年数別、出生順位別、嫡出出生児数、1985年

結婚年数 (1)	出生順位別、嫡出生児数					
	総数 (2)	第1子 (3)	第2子 (4)	第3子 (5)	第4子 (6)	第5子以上 (7)
总数	1,417,409	593,849	560,050	223,482	31,792	8,236
1年未満	259,151	246,499	8,487	3,341	671	153
1年	239,700	210,919	25,630	2,447	561	143
2年	194,453	68,607	121,514	3,581	596	155
3年	193,563	29,425	152,835	10,586	595	122
4年	147,481	14,324	104,331	27,705	972	149
5年	110,584	8,327	60,047	40,078	1,954	178
6年	78,816	4,829	32,824	37,505	3,362	296
7年	56,541	3,123	19,390	29,573	3,992	463
8年	40,890	2,116	12,025	22,114	4,065	570
9年	30,010	1,565	8,098	15,979	3,651	717
10年	22,276	1,236	5,505	11,492	3,252	791
11年	14,997	829	3,443	7,436	2,476	813
12年	10,272	538	2,225	4,871	1,884	754
13年	6,767	443	1,436	2,911	1,330	647
14年	4,126	254	758	1,651	924	539
15~19年	5,787	395	916	1,815	1,282	1,379
20年以上	662	30	47	136	143	306
不詳	1,333	390	539	261	82	61

以上のことと一般化すると、結婚からd年目の出生率は、次のように表わせる。

$$f_d^{(N)} = \frac{\text{結婚からの } d \text{ 年目の (年間) 出生数}}{\text{それに対応する } d \text{ 年前の平均結婚数}} = \frac{B_d}{\bar{M}^{-d}} \quad \cdots \cdots \cdots (1)$$

このようにして計算される出生率は、結婚に対する出生率である。ところで、出産力調査で計測される結婚年数別の出生率は、式(2)のように、それぞれの結婚年数別の夫婦に対する出生率である。したがって、夫婦数は、結婚数から離婚や死別した夫婦数だけ少なくなり、出生率はそれだけ高率となる。

$$f_d^{(G)} = \frac{\text{結婚 } d \text{ 年目の夫婦からの出生数}}{\text{それに対応する結婚 } d \text{ 年目の夫婦数}} = \frac{B_d}{W_d} \quad \cdots \cdots \cdots (2)$$

Glass (1968) は、この2つの結婚年数別出生率について、今回のように1結婚あたりの結婚年数別出生率をNet-rate、出産力調査のように1夫婦当たりの出生率をGross-rateとして区別した⁹⁾。そこで本稿では、Net-rateを結婚出生力指標、Gross-rateを夫婦出生力指標と呼び、必要に応じて前者には(N)を、後者には(G)を付けることにする。

9) Glass(前掲(注5))は、この1結婚当たりの平均出生児数は、離婚や配偶者の死亡による結婚の減少があるだけ、結婚年数別の出生率が小さくなるので、結婚を継続した夫婦の平均既往出生児数よりもやや小さくなるが、結婚解消確率が安定しているならば、gross-rateよりも水準はやや低くなるものの、年次変化を観察する場合には差し支えないと述べている。

$$TMFR(N)^t = \sum_d f_d^t \quad \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \quad (5)$$

実際には、計算に用いる統計表の内容によって年数の制限をうける。また実際に計測される結婚年数別の出生率の水準によって、結婚年数を短縮することができる。ちなみに1985年の結婚年数別出生率をもとに、結婚からちょうど5年目、10年目、15年目、20年目における期待出生児数（累積出生率）を計算してみると、それぞれ1362, 1755, 1812, 1818となっており、結婚15年目あるいは20年目の累積出生率を結婚合計出生率としても大きな違いがないことがわかる。

なお、夫婦あたりの期待出生児数TMFR(G)も、「結婚の生命表」の結婚年数別の結婚残存率を用いると、結婚に対する出生率からも計算することができる。こうして得られた夫婦の期待出生児数は、理論的には出産力調査で計測された結婚合計出生率と同じ性質の指標である。後に、実際に出産力調査から計測された数値と人口動態統計から推定された数値と比較してみよう。

$$TMFR(G) = \sum_d f_d^{(G)} = \sum_d f_d^{(N)} / S_d \quad \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \quad (6)$$

2. 3 出生順位別の結婚年数別出生率と結婚合計出生率

人口動態統計では、表1にしめしたように、出生順位別に集計されている。したがって、これまでにしめしてきた方法を、出生順位別に行うことによって、第1子から第4子までと第5子以上についても結婚年数別出生率と結婚合計出生率が計算できる（表2参照）。なお、この出生順位は、妻の産んだ子どもの順位に関するものであり、結婚1年未満の第2子、第3子が単純に双子、三つ子の数を意味している訳ではない。

表3は、1980年から86年までの出生順位別の結婚合計出生率と、1985年の「結婚の生命表」の結婚残存率を基に、離婚と夫婦の死亡を補正した、いわば結婚20年目の夫婦の平均出生児数に相当するTMFR(G)と出生順位別ごとの夫婦の割合TMFR(G).nを計算したものである。

2. 4 年齢別、結婚年数別の出生率

人口動態統計では、親の結婚年数や出生順位のほかに、母の年齢別にも集計されている。したがって、結婚出生率指標は、母の年齢別にも計測することが可能である。そこで、次にその具体的な手順をしめておこう。

表3 出生順位別、結婚合計出生率および夫婦合計出生率：1980-1986年

年次	出生順位					
	総数	第1子	第2子	第3子	第4子	第5子以上
結婚1000あたりの20年目までの合計出生率 (NET-RATE)						
1980	1,808.8	824.1	719.4	227.5	29.0	8.6
1981	1,805.6	822.0	714.1	231.4	29.7	8.3
1982	1,827.6	817.4	726.1	244.0	31.6	8.5
1983	1,849.9	821.9	729.0	257.0	33.6	8.4
1984	1,859.2	815.6	730.0	269.0	35.9	8.7
1985	1,818.1	788.9	714.0	270.7	36.0	8.5
1986	1,788.2	782.1	693.3	267.7	36.7	8.3
夫婦合計出生率：離婚と死別を補正した結婚合計出生率						
1980	1,913.9	847.1	771.9	252.1	32.8	10.0
1981	1,911.1	845.2	766.2	256.5	33.5	9.7
1982	1,935.5	840.5	779.0	270.5	35.7	9.8
1983	1,960.0	845.0	782.2	285.0	38.0	9.8
1984	1,970.7	838.5	783.1	298.3	40.6	10.1
1985	1,927.9	811.3	765.9	300.3	40.6	9.8
1986	1,896.2	804.4	743.7	297.0	41.5	9.6

1) 1985年の結婚の生命表の結婚年数Ldを用いた。

表4は、1985年の結婚年数、結婚年齢別出生児数に関する結果表の一部である。1985年に満25歳で結婚1年未満の母からの出生児数は、31,635であった。この出生の母集団は、1985年に満25歳で結婚した女子と満24歳で結婚した女子、1984年に満25歳で結婚した女子と満24歳で結婚した女子から構成されているが、満25歳で結婚1年未満で出生する確率は、すべて同じではない。結婚が、結婚年齢と結婚月について、均等に発生しているとすると、1985年の満25歳、結婚1年未満の出生に対応する平均結婚数は

$$\bar{M}_{25,0}^{85} = \frac{1}{6} \times [2 \times M_{25}^{85} + M_{24}^{85} + M_{25}^{84} + 2 \times M_{24}^{84}] \cdots \cdots \cdots (7)$$

となる⁽¹⁾。人口動態統計によると、1985年に満25歳で結婚した女子は86,233、満24歳で結婚した女子は88,152、1984年に満25歳で結婚した女子は88,117、満24歳で結婚した女子は91,383である（表5）⁽²⁾。したがって、1985年の満25歳、結婚1年未満の出生に対応する平均結婚数は、式(7)から88,584、また出生率は、式(8)から357（‰）となる。

$$f_{20,0}^{85(M)} = \frac{B_{20,0}}{\bar{M}_{20,0}^{85}} = \frac{31,638}{88,584} = 0.3572 \text{あるいは } 357.2(‰) \cdots \cdots (8)$$

11) 平均結婚数に対する4つの結婚数のウエイトは、次のようにして求められた。

1985年に満25歳の結婚 $M_{25,0}^{85}$ （参考図のe f i h）が、同年中に結婚1年未満を経過する生存延べ年数は、参考図のe f i hを底面とし、nを頂点とする四角錐の体積に相当する。結婚 x ($0 \leq x \leq 1$) 年目に、妻の年齢が25歳となっている結婚の割合は、当初の結婚数の $(1 - x)^2$ となっているので、四角錐の体積は、 $(1 - x)^2$ について、 x を0から1年まで積分したもの、すなわち $1/3$ あるいは $2/6$ となる。

1985年に満24歳の結婚 $M_{24,0}^{85}$ （参考図のd c h g）が、同年中に満25歳で結婚1年未満として経過する生存延べ年数は、参考図のe h l nを4つの頂点とする三角錐の体積に相当する。ところで結婚 x ($0 \leq x \leq 1$) 年目に満25歳で結婚1年未満の結婚の割合は、当初の結婚数の $(1 - x) \cdot x$ である。したがって、この三角錐の体積は、 $(1 - x) \cdot x$ の方程式の x について、0から1年まで積分したもの、すなわち $1/6$ となる。

また、1984年に満25歳の結婚 $M_{25,0}^{84}$ （参考図のb c f e）が、85年中に満25歳で結婚1年未満を経過する生存延べ年数は、参考図のe f k nを4つの頂点とする三角錐の体積に相当するので、これは1985年に満24歳の結婚と同じく、 $1/6$ となる。さらに、1984年に満24歳の結婚 $M_{24,0}^{84}$ （参考図のa b e d）が、85年中に満25歳で結婚1年未満を経過する生存延べ年数は、参考図のj k l nを上面とし、eを底点とする逆さまにひっくりかえった四角錐の体積に相当する。これは1985年の満25歳の結婚と同じく、 $1/3$ あるいは $2/6$ となる。

12) 前掲（注8）にもあるように、結婚年齢別の婚姻数についても、コメントしておこう。今回の平均結婚数の計算に用いた結婚年齢別の婚姻数は、人口動態統計年報の数値をそのまま用いた。一般には、届け出総数に合わせて、年齢別の婚姻数（届け出年に同居を開始したもの）を、一率に拡大補正する方法が最もよく用いられる。しかし、結婚の年齢によって「届け出遅れ率」に差があるなど、補正の方法が確立していない。また、前掲（注8）で触れたように、分母と分子の関係の点からも、今回は補正をしていない統計表の数値によって計算する方法をとりあえずとった。この点は今後の検討課題である。

このような方法をとったことによって、翌年に届け出される割合の高い結婚年齢が20歳ころまでの出生率が、現実のものよりもやや高率となる。

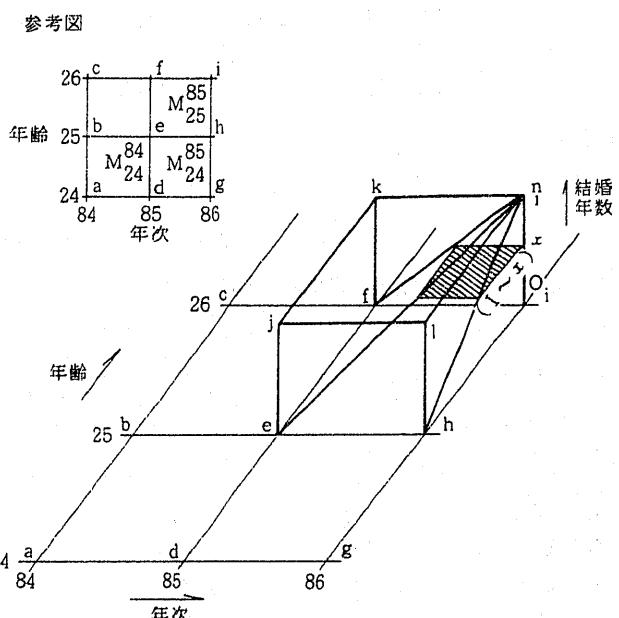


表5に出生率の分母となる平均結婚数の一部を、表6に式(9)で計算された年齢別、結婚年数別出生率の一部をしめした。

なお、式(7)と(8)をまとめて、1つの一般的な式であらわすと、 t 年の年齢X歳、結婚d年目の女子の出生率は、つぎのようになる。

$$f_{x,d}^{t(N)} = \frac{B_{x,d}^t}{\frac{1}{6} \times [2 \times M_{x-d}^{t-d} + M_{x-d-1}^{t-d} + M_{x-d}^{t-d-1} + 2 \times M_{x-d-1}^{t-d-1}]} \quad \dots \dots (9)$$

2.5 結婚年齢別、結婚年数別の出生率と結婚合計出生率

ところで、満25歳、結婚1年未満の出生率を1つの点で代表させるとすると、年齢は25.5歳、結婚から0.5年目となるので、この出生率の結婚年齢は(25.5歳 - 0.5年 =) 25.0歳で代表させることができる。したがって、結婚年齢25.0歳の結婚年数別の出生率は、

$$f_{am=25,d}^{t} = f_{25+d,d}^{t}$$

となる。表7の結婚年齢別、結婚年数別の出生率は、このような考えのもとに表6の年齢別、結婚年数別の出生率を組み直されたものである。

このようにして、結婚の年齢別、結婚の年数別の出生率は、年齢別、結婚年数別の出生児数と年齢別の結婚数から計測できることがわかった。そこで、年齢別出生率を基にした人口再生産率の算定方法に準じて、結婚年齢と結婚年数を変数とする各種の人口再生産率指標を検討してみよう。

結婚年齢25歳の結婚合計出生率(1結婚当たりの期待出生児数)は、結婚1年未満から19年目までの出生率を合計したもので、2.135となる。このように結婚年齢am歳の結婚合計出生率は、次の式によって計算される(表7参照)。

$$TMFR(N)_{am}^t = \sum_d^{19} f_{am+d,d}^t \quad \dots \dots \dots \dots (10)$$

なお、結婚年齢別の夫婦の期待出生児数は、「結婚の生命表」が妻の結婚年齢別に作成されていると、結婚年齢別の結婚残存率 $S_{am,d}$ によって、次の式から得られる。

$$TMFR(G)_{am}^t = \sum_d f_{am+d,d}^t / S_{am,d} \quad \dots \dots \dots \dots (11)$$

2.6 結婚あたりの平均期待出生児数(結婚年齢分布を考慮した結婚合計出生率)

結婚年齢別の平均期待出生児数は、表7に見られるように、年齢が高くなるとそれだけ少なくなる傾向にある。したがって2つの年次の結婚年齢別の期待出生児数が同一でも、結婚年齢分布に差があると、その年次の結婚当たりの期待出生児数に差がうまれる。そこで、結婚年齢分布考慮した結婚あたりの平均期待出生児数すなわちすべての結婚の結婚合計出生率は、

$$TMFR.AM.MD' = \sum \frac{\text{年齢 } am \text{ 歳の結婚数}}{\text{結婚総数}} \times TMFR(N)_{am}^t \quad \dots \dots (12)$$

となる。

年齢別の結婚数には、その年次の人口動態統計によるものと、配偶関係別の複合生命表あるいは多相生命表によるものがある¹³⁾。人口動態統計の結婚年齢の分布は年齢構成の影響をうけるが、配偶関係別の複合生命表の年齢別結婚数は、その年次の死亡率、結婚率、再婚率などによって計算され、出生時を基準とした年齢別の結婚の確率となるために、人口再生産率の計算に用いる資料として、より優れている。しかし、複合生命表に必要な配偶関係別の死亡率、結婚率、再婚率などを計算する配偶関係別人口は、いまのところ国勢調査によるほかはないので5年ごとにしか計算できない。

表8は、1980年と1985年について、結婚年齢別の結婚合計出生率を基に、すべての結婚の期待出生児数を計算過程をしめたものである。1980年に同居をはじめた婚姻総数は69万組である。結婚合計出生率が2.072の25歳の婚姻数は9万組であるので、この年次に結婚した妻1000人あたりの25歳の結婚数は126、期待出生児数は262となる。結婚年齢別の出生児を、15歳から49歳まで合計すると2,032となる。ところで、この年次に結婚した妻1000人のうち、15-49歳で結婚した女子は994であるので、すべての結婚の平均出生児数は2.044となる。

20歳未満の結婚合計出生率が大きいので、この年齢の結婚を除いて、平均期待出生児数を計算してみよう。20歳から49歳までの合計は1939、この年次に結婚した妻1000人のうち20-49歳で結婚した女子は964、したがって、すべての結婚の平均出生児数は2.012となる。

このように、結婚年齢が15-49歳の平均期待出生児数と20-49歳の平均期待出生児数との差は0.032と小さい。これは20歳未満の結婚割合が小さいことによるので、これからは結婚年齢が15-49歳の数値を中心に取り扱うこととする。

人口動態統計による結婚年齢は、その年次における未婚人口の年齢構成の影響を受ける。そこで、初婚表を基に、その年次に生まれた女兒の年齢別の結婚期待率によって年齢別の結婚合計出生率をまとめてみよう。10万の出生女兒のうち25歳での結婚は11,942であるので、この年齢で結婚した女子1000人あたり1300人となり、270の出生児数が期待される。そこで、人口動態統計のときと同様に、結婚年齢を15-49歳と20-49歳の2つのケースについて、結婚数と出生児数をもとに、結婚当たりの期待出生児数を計算してみると、(2,076/995.8=) 2.085と(1,978/963.9=) 2.052となる。

結婚合計出生率は、人口動態統計の結婚年齢分布を用いたものよりも、初婚表の結婚年齢分布によるほうがやや高率である。それは、前者の年齢分布が、人口の年齢構成の影響をうけて、25歳未満の結婚者の割合がやや少ないからである。

2.7 結婚を考慮した純再生産率

純再生産率は、ある年次に出生した女兒が、その年次の死亡率によって死亡減少しながらそれぞれの年齢の出生女兒率にしたがって娘を産んだと仮定したとき、出生時の母の数に対する娘の数として計算されるものである。したがって、結婚を考慮した純再生産率も、ある年次に出生した女兒（母親）が死亡と結婚の確率にしたがって結婚し、結婚した母が結婚年齢と結婚からの年数別の出生女兒率に従って娘を産んだと考えて計算されるものである。結婚外の出生が多ければ、そのことも考慮する必要がある。

13) 配偶関係別の複合生命表あるいは多相生命表とは、出生児10万が、死亡のほかに結婚や離婚の確率にしたがって、配偶関係の状態を変化させながら死亡減少していく様子を、生命表の理論によって表したものである。なお、配偶関係別複合生命表の最も基礎的なものが初婚表である。なお、結婚年齢分布に初婚に再婚を加えたものを用いると、結婚当たりの平均期待出生児数は、再婚者の年齢が初婚者よりも高いので、それだけ低下することになる。しかし、出生に対する結婚の確率は、再婚の可能性だけ大きくなるので、後に検討する結婚を考慮した人口再生産率は、初婚のみの場合よりも大きくなる。

わが国の最初の配偶関係に関する生命表には、那須理之助、「試算複式生命表—配偶関係の分類したる一」、厚生統計協会、『厚生の指標』、第18巻第1号、1971年、pp.17-27. がある。これは、4つの配偶関係を年齢別の確率にしたがって、死亡減少していく状態をしめたものである。

さて、婚外出生がない場合あるいは無視できるほど小さい場合、出生時10万の女子あたりの結婚年齢別の女子数が、配偶関係別の複合生命表によって得られると、すでに計算しておいたそれぞれの結婚年齢別の結婚合計出生率と出生性比あるいは期待出生女児数によって計算することができる。

$$NRR. AM. MD = \frac{(年齢別の結婚数 \times 結婚年齢別の期待出生女児数) の合計}{出生時の母の数} \cdots \cdots (13)$$

結婚年齢や結婚年数によって出生性比（ここでは女子1に対する男子の数）におおきな差異がなければ上記の式は、

$$\begin{aligned} NRR. AM. MD &= \sum \frac{(年齢 am 歳の結婚数 \times TMFR, am / (1 + 出生性比))}{出生時の母の数} \\ &= \frac{\text{結婚する女子数}}{\text{出生時の母の数}} \times \sum_{am} \frac{\text{年齢 } am \text{ 歳の結婚数}}{\text{結婚する女子数}} \times \frac{TMFR, am}{1 + \text{出生性比}} \\ &= \text{生涯結婚期待率} \times TMFR. AM. MD / (1 + \text{出生性比}) \cdots \cdots (14) \end{aligned}$$

となる。なお、生涯結婚期待率は、初婚表から計算されるものは初婚の確率で、離死別をも考慮した複合生命表を用いると再婚の確率が加わったものとなる。

表8で、初婚表の年齢別結婚数を基に、1結婚当たりの期待出生児数TMFR. AM. MDを計算している。ところで、1980年の初婚表によると、10万の出生女児のうち、15—49歳で結婚するものは91,180である。したがって、生涯結婚期待率は91.18%ということになるので、出生性比(1.056)をもちいると、結婚を考慮した純再生産率は0.925ということになる。なお、結婚年齢を20—49歳とすると、結婚当たりの期待出生児数は2.052、生涯結婚期待率も88.26%とわずかに低下するので、結婚を考慮した純再生産率は0.881ということになる。

2.8 平均世代間隔と世代間の人口増加率
平均世代間隔あるいは年平均の人口増加率は、これまで

表9 結婚合計出生率と結婚を考慮した各種の人口再生産率：1980, 1985

指標	1980	1985
(1) 全婚姻の結婚合計出生率		
TMFR (N)	1.809	1.818
TMFR (G)	1.914	1.928
(2) 人口動態統計の年齢別婚姻数による結婚合計出生率		
結婚年齢 15 - 49	2.044	2.028
20 - 49	2.012	1.996
(3) 初婚表の年齢別初婚数による結婚合計出生率		
結婚年齢 15 - 49	2.085	2.095
20 - 49	2.052	2.067
(4) 結婚を考慮した人口再生産率		
結婚合計出生率		
TMFR. AM. MD	1.901	1.881
純再生産率		
NRR. AM. MD	0.925	0.915
(5) 年齢別の生残率と出生率による人口再生産率		
合計特殊出生率 TFR	1.747	1.764
純再生産率 NRR	0.835	0.848
(6) 人口再生産率に対する比率		
TFR/TMFR (G)	0.913	0.915
TFR/TMFR. AM. MD	0.919	0.938
NRR/NRR. AM. MD	0.903	0.927

に定義および実際に計測してきた結婚出生率などをもとに、以下述べる方法によって計算することが可能である。すなわち、それぞれの結婚年齢別、結婚年数別出生率に対応する出生時の母の年齢は、結婚年齢に（結婚年数+0.5）を加えたものである。したがって、すべての出生児の母の平均年齢（静止人口の世代間隔）は、次のようにして計算する。

まず、結婚年齢 am 歳の母の平均出生年齢MAB (am) は、

$$MAB_{am} = \frac{1}{TMFR(N)_{am}} \times \sum (am + d + 0.5) \times f_{am+d, d}$$

となる。そこで配偶関係別生命表による年齢別の結婚数を m_{am} とすると、すべての結婚年齢の平均出生年齢は、

$$MAB = \frac{\sum m_{am} \times MAB_{am}}{\sum m_{am}} \quad \dots \dots \dots (15)$$

と表せる。ところで、この世代間隔の間に女子人口は、純再生産率NRR、AM、MDだけ増加するので、年平均の増加率 r (AM, MD) は、

$$r(AM, MD) = \frac{1}{MAB} \times \ln(NRR, AM, MD) \quad \dots \dots \dots (16)$$

となる。しかし、ここで定義した世代間隔と人口増加率は、すべて静止人口を前提としているので、今後は安定人口への展開が必要である。

3 結婚出生力の動向

3. 1 結婚年数別の出生率の動向

1980年と1985までの結婚年数別の出生率を図1にしめした。結婚年数別出生率は、結婚直後の出生率が最も高く、結婚年数が長くなるにしたがって出生率は低く、1980年と1985年の出生率は、年次別の区別がつかないほど、同じ水準でしかもほぼ同じパターンをしめしていることがわかる。

ところで、結婚2年目と3年目の出生率にあまり差が見られない。そこで、結婚年数別出生率は出

図1 結婚年数別、出生率：1980年と1985年
(結婚1000あたり)

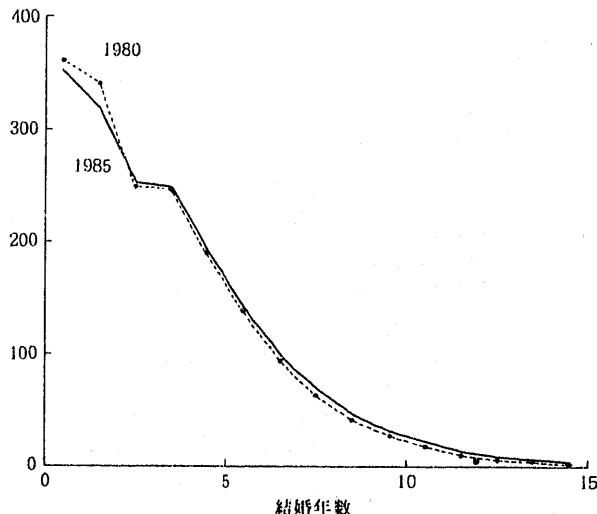
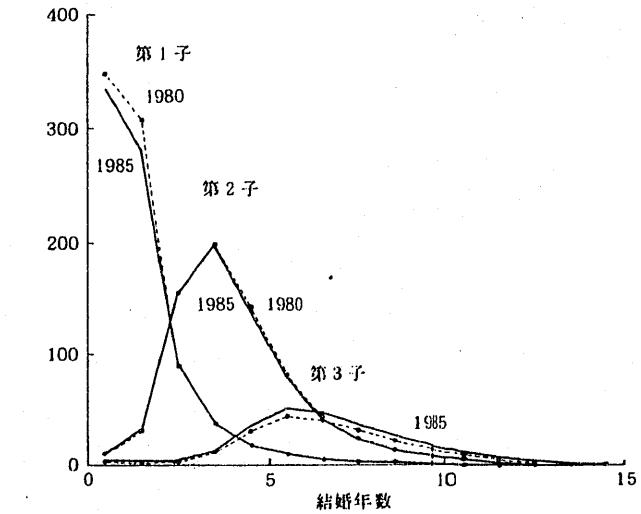


図2 出生順位別、結婚年数別、出生率：1980年と1985年



生順位別にみると、図2のように、結婚2年目の出生率の落ち込みは、第1子出生後の落ち込みであることがわかる。すなわち、第1子出生率は結婚1年未満が最も高率で、2年目以降急速に低下する。第2子の出生率は結婚2年目から多くなり、3年目が最も高率で、4年目以降急速に低下している。第3子の出生率は結婚3年目ころから多くなり、5-6年目が最も高率で、7年目以降急速に低下している。このような出生順位別の出生率パターンも、1980年から86年まで大きな変化が見られない。

3.2 結婚合計出生率の動向

各年次の結婚年数別の出生率の動き、出生順位別の変化を簡単に観察する為に、結婚合計出生率を計算し、表3と図3にしめした。

結婚合計出生率は、1980年と81年には1800とほぼおなじ水準で、1983-84年にかけて1850前後まで上昇をしめた。しかし、1985年以降低下し、1986年には1788となっている。このような結婚合計出生率の変化を、出生順位別に分けて観察すると、年次推移に若干の差異がみられる。第1子の出生率は年々低下傾向に、第2子の出生率は全体の結婚合計出生率下傾向に対応した推移を、そして第3子は227から270へと、また第4子はその率が小さいながら、この間に29から37へとそれぞれ上昇している。いいかえると、結婚合計出生率の前半の上昇は2子と3子の上昇によるもの、後半の低下は1子と2子の低下によるものであった。

3.3 結婚年齢別、結婚年数別の出生率の動向

結婚出生率は、結婚年数が長くなるほど低下する傾向にあった。つぎに、結婚年齢によってどのような特徴があるのか、1980年と1985年の2年次のデータをもとに検討してみよう。図4に、結婚6年目までの結婚年数別出生率を、結婚年齢別にしめした。この図から、出生率は、結婚年数が長くなる

図3 結婚合計出生率と合計特殊出生率：1980-1986

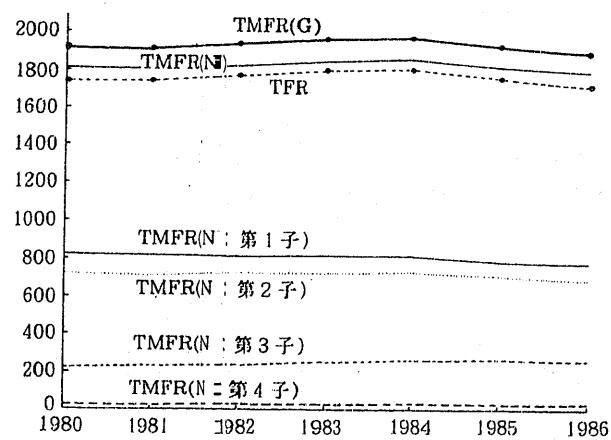
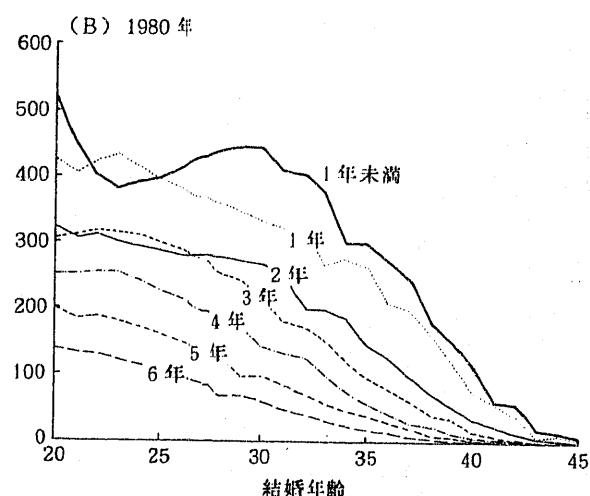
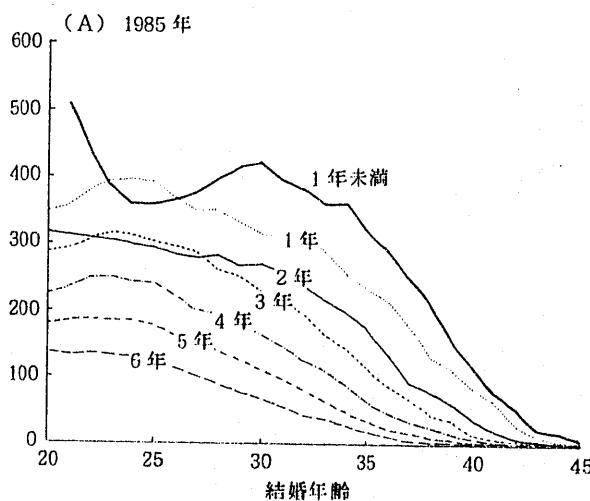


図4 結婚年齢別、結婚年数別、出生率



ほど、また結婚年齢が高くなるほど、低下する傾向がみられる。この特徴は、1985年と1980年で大きな違いはない。

1年未満の出生率がきわめて高い。とくに結婚年齢が26歳から30歳前半の結婚において顕著である。結婚年齢が35歳でも300の水準を上回っている。とにかく第1子をあるいは産めるうちに第1子を、という考え方の表れのように見える。

しかし、結婚年齢が22歳から25歳に妻の出生率には、結婚1年未満の出生率よりも1年目の出生率の方が高く、逆転がみられる。1年未満の出生率と1年目の出生率の逆転がみられる結婚年齢では、2年目と3年目の出生率にも逆転がみられた。

4年目以降の出生率は、結婚年齢が22-23歳をピークに、結婚年齢が高くなるにしたがって出生率は小さくなっている。

図5は、結婚年齢ごとに、結婚5年目、10年目、15年目および20年目までの累積出生児数をしめたものである。結婚年齢が30歳未満の妻は、5年目の累積出生率の水準が1.5児前後と高く、また5年目以降の追加出生も大きい。5年から9年までの追加出生児数は、結婚年齢が30歳未満では0.5子であるが、30歳以上の追加出生はわずかなものであり、とくに35歳以上ではほとんどみられない。10年から14年までの追加出生は、結婚年齢が25歳以下にみられ、26歳以上の年齢ではほとんどみられない。さらに15年目以降の追加出生はきわめて小さく、結婚15年目までの合計で完結出生力の水準といえよう。

つぎに、1980年と1985年の比較をしてみると、結婚5年目までの累積出生率は、結婚年齢が30歳未満では1985年の方が大きく、30歳から36歳では1980年の方がやや高率であるが、その差は僅かである(図6)。しかし、結婚20年目の累積出生率すなわち結婚合計出生率によると、結婚出生力はどの結婚年齢においても1980年より1985年が大きい。

結婚年齢と期待出生児数と関係をみてみると、結婚年齢が高くなるほど期待出生児数は少なく、とくに結婚年齢が30歳を越えると急速に少なくなる。すなわち、結婚年齢別の期待出生児数は、21歳で2.36子、30歳で1.67子、35歳で約1子、38歳で0.5子、40歳で0.25子すなわち4つの結婚で1子となっている。結婚年齢が1歳高くなることによる期待出生児数の減少は、結婚年齢が30歳未満では0.08子であるが、30歳を越えると0.15子と約2倍の速さで少なくなっている。

3.4 結婚を考慮した人口再生産率

結婚を考慮した人口再生産率として、本稿では、結婚合計出生率と結婚を考慮した純再生産率の2つの指標を定義してきた。ともに結婚年齢別の結

図5 結婚年齢別、結婚5年目ごとの累積出生率：1985年

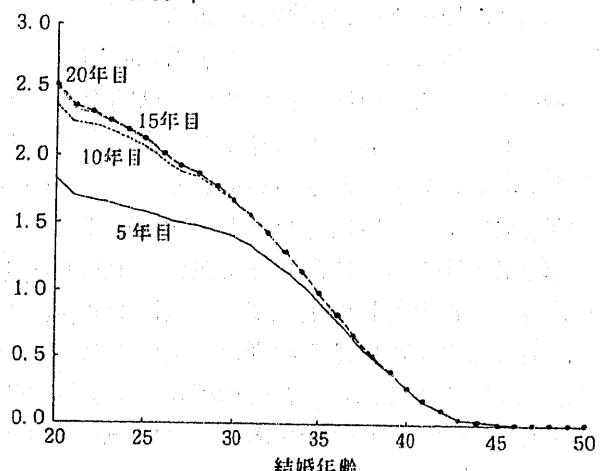
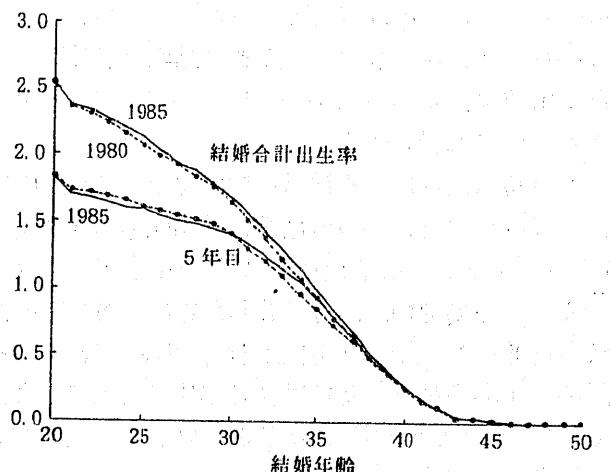


図6 結婚年齢別、結婚5年目の累積出生率と結婚合計出生率：1980年と1985年



婚合計出生率を基本に結婚年齢分布あるいは生涯結婚確率を用いて算出するものである。

さて、人口動態統計の結婚年齢分布による結婚合計出生率は、1980年の2.044より、1985年は2.028とやや小さくなっている。これは1985年の結婚年齢分布が、1980に比べて出生率の高い25歳未満の結婚割合が小さくなつたことによるものである。1985年の25歳未満の結婚割合が低下した1つの要因は、25歳未満の人口がこの間に減少したことによるものである。なぜなら、2つの年次の初婚表の結婚年齢分布を考慮した結婚合計出生率すなわち人口分布変化の影響を除いた結婚合計出生率を算出してみると、1980年は2.085、1985年は2.095と、上昇しているからである（表9の(3)、参照）。

結婚を考慮した純再生産率すなわち出生時を基準とした人口再生産率を考える場合、問題は出生時における生涯結婚期待率の違いである。初婚表によると、15-49歳で結婚する期待率は、1980年で91.2%、1985年で89.8%と低下が見られる。初婚表の生涯結婚期待率と年齢別結婚分布による結婚合計出生率の積は、出生時における生涯の期待出生児数である。その数は、1980年では1.90、1985年では1.88となる。これに女児の割合を考慮したものが、いわゆる結婚を考慮した純再生産率N R R. A M. M Dで、その数は、1980年では0.925、1985年では0.915で、年齢別の女児出生率と生存延べ年数から計算された純再生産率よりも、やや大きな数値となっている（表9の(4)～(6)、参照）。

4 これまでの出生力指標との関係

4.1 合計特殊出生率レベルの指標間の関係

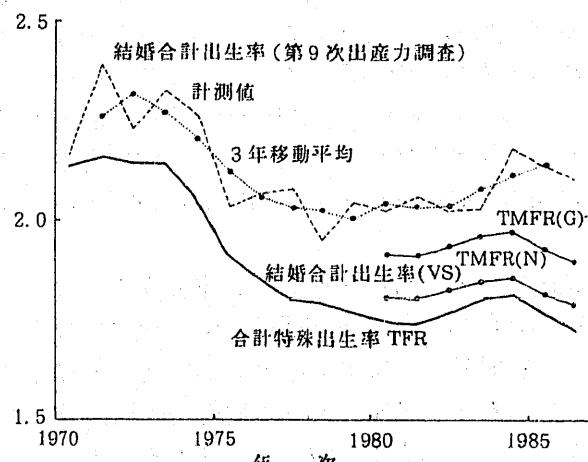
本稿では、人口動態統計に基づく結婚出生力の定義をするとともに、1980年代前半の出生力を計測した。そこで、これらの指標とこれまで利用されてきた関連指標との関係を検討し、これまで計測してきた指標の特徴をあきらかにしてみよう。検討する指標は、合計出生率レベルと、純再生産率レベルの指標である。問題は水準と年次推移である。

合計出生率レベルに関する指標は、年齢別出生率を基にした合計特殊出生率と、人口動態統計および出産力調査の結婚年数別の出生率を基にした結婚合計出生率である。人口動態統計による結婚合計出生率は、結婚年齢を考慮しない合計特殊出生率と結婚年齢を考慮した2つの合計特殊出生率がある。結婚年齢を考慮しない最も単純な合計特殊出生率は、合計特殊出生率よりやや高い水準を示すものの、年次推移はほぼおなじであった。これに対して、第9次出産力調査の結婚合計出生率とは水準に差がみられる（図7）。そこで、その差について検討してみよう。

人口動態統計による結婚合計出生率と出産力調査によるものと、2つの結婚合計出生率の水準の違いの第一は、結婚出生率と夫婦出生率すなわちNet-rateとGross-rateの相違と考えられる。そこで、人口動態統計から計算した結婚年数別出生率と1985年の結婚の生命表の結婚年数別の結婚残存数を利用して、夫婦の結婚合計出生率を計算してみたものが、表3にTMFR(G)としてしめした、離婚と死別を補正した結婚合計出生率である。推計された夫婦の結婚合計出生率は、1980年から81年では1.910、1983-84年では1.960-70、そして1986年では1.900となっているが、まだ第9次出産力調査の結婚合計出生率の水準には達しない。

2つの結婚合計出生率の水準の違いの第二は、計測の対象の違いである。出産力調査は、調査時に

図7 結婚合計出生率と合計特殊出生率：1970-1986



年齢50歳未満の初婚の妻に限定して、結婚合計出生率を計算している。したがって、15年前の出生率は年齢が35歳未満の妻と、出生率の高い集団の出生経験を基に計測していることになる。これに対して、人口動態統計による結婚合計出生率の分母は、初婚と再婚を含み、しかも結婚年齢が50歳以上も含んでいるからである。

第三の要因は、標本誤差によるものであろう。出産力調査は毎回約1万組の夫婦の出産歴を基に、過去十数年の結婚年齢別の出生率を計測しているので誤差が大きくなり易い。

このように理論的には同一でも実際の計算過程における制約から、若干差のあることがわかった。

さらに、推移が同じであった合計特殊出生率との関係をみてみよう。合計特殊出生率は、いわば50歳時の平均期待出生児数である。しかし、すでに述べたように人口動態統計から直接計測した結婚合計出生率は、結婚当たりの平均出生児数である。したがって合計特殊出生率と比較するには、離婚と夫婦の死亡を補正した結婚合計出生率TMFR(G)の方が適当である。

理論的には、合計特殊出生率は50歳のすべての女子の平均出生児数であり、離婚と夫婦の死亡を補正した結婚合計出生率TMFR(G)は50歳の既婚女子の平均出生児数である。婚外出生がない場合、2つの比率は50歳の女子の既婚率によって関連付けされることになる。すなわち、補正した結婚合計出生率に50歳の女子の既婚率を乗じた数値が、合計特殊出生率となる。ある期間の統計による50歳の女子の既婚率は、一般生命表の50歳の生存数に対する初婚表の50歳の未婚生存数である。最近、配偶関係間の死亡率格差が小さくなっている¹⁴⁾ので、ここでは初婚表の50歳の未婚生存数の余数すなわち50歳までに既婚した割合とする。

1980年の合計特殊出生率は1.747である(表9参照)。離婚と夫婦の死亡を補正しない結婚合計出生率TMFR(N)は1.809、補正した結婚合計出生率TMFR(G)は1.914となっている。したがって、補正した結婚合計出生率TMFR(G)に対する合計特殊出生率の比率は0.9128である。ところで、この年次の初婚表における50歳時の既婚率は0.9156である。

1985年では、合計特殊出生率は1.764、補正しない結婚合計出生率TMFR(N)は1.818、補正した結婚合計出生率TMFR(G)は1.928となっている。したがって、補正した結婚合計出生率TMFR(G)に対する合計特殊出生率の比率は0.9150で、この年次の初婚表における50歳時の既婚率は0.9018で、その差は0.01とやはり小さい。

以上のことから、合計特殊出生率との間には、理論的にも実際的にも良好な関係があることがわかった¹⁵⁾。

4.2 純再生産率レベルの指標間の関係

これまでの純再生産率は、1980年と1985年に0.835と0.848であった。今回結婚を考慮した純再生産率は、それぞれ0.925と0.915と、やや高い水準をしめしている。それは、これまでの純再生産率が、配偶関係の変化あるいは有配偶女子の結婚持続期間別の分布変化をまったく考慮していない。したがって、これまでの純再生産率は、晩婚化によって年齢別の有配偶率を低下させたばかりでなく、有配偶者の結婚持続期間分布を相対的に長期化したことを反映し、人口再生産力をやや低めに表現していると考えられる¹⁶⁾。

14) 石川晃、「配偶関係別生命表、昭和30年～60年」、『研究資料』、第255号、1988年。これは、生命表を男女・配偶関係別に作成したもので、配偶関係間の推移は考慮していない。

15) 伊藤達也、「結婚出生力の諸概念」、『人口問題研究所年報』、第21号、1971年、pp.12-16。ここでは1971年の期間出生力指標(合計特殊出生率と純再生産率)と出産力調査から計測した結婚出生力指標との関係を、生涯結婚期待率あるいは結婚残存率などによって関係づけている。

16) 伊藤達也、前掲(注2)、「結婚と出生」、pp.50-51 参照。