

調 査 研 究

日本人女子コウホートの 結婚と出産，死亡によるライフコース

渡 邊 吉 利

I 目 的

女性の生涯においては結婚や出産などの人口学的事象によってその生活段階が変化するが，日本人女性におけるその生活段階変化の年齢を何歳で迎えるかといったことについて，これまで幾つかの研究が行われてきた。すなわち，鈴木栄太郎以来，森岡清美，青木尚雄といった人々によって家族周期の研究として世帯内の世帯主や配偶者，子供といった家族員の種々の生活段階に関する分析が行われ，その一環として家族内の女性の結婚・出産といった生活段階への到達年齢などについての分析も行われてきた。これらの研究は，これまで必ずしも十分に明らかではなかった日本人女性の生活段階のタイミング等について多くの知見をもたらすものであった¹⁾。

しかし，これらの先駆的研究においては，日本人女性の生涯についてある典型的なパターンを前提としてきた。すなわち，それらの研究によれば，日本の社会に生まれた女性がその誕生から死にいたるまでにたどると想定されている典型的な生涯のパターンがあり，それは，女性は誕生すると幼少期を経て結婚し，出産し，子供を育てて，子供が結婚して三世帯家族を構成するかまたは独立して巣立っていくまで，夫とともに生活をともにするというものである。

こうした典型的なライフコースの想定によって先人達の研究は大多数の女性の生涯に関する知見に多くの成果をもたらしたことは事実であるけれども，同時に，これまでの研究の観点においては，典型以外のコースをたどる女性の生涯についての考慮を事実上ほとんど忘れさせてきた。すなわち，あたかもすべての女性が結婚し子供を産み子供が成長して独立または結婚するまで死ぬこともないかのようにより，事実上それ以外の生涯を送る女性のことを考慮に入れることは少なかった。

本稿は，日本人女性のうち1890年から1930年までに生まれたコウホートについてその生涯を結婚，出産，死亡といった人口学的事象の有無別のライフコースに分けてその割合を検討しようとするものである。すなわち，ここで提起するライフコース分析は，必ずしもすべての女性が典型的な生涯の生活段階を経験するものではないことに着目して，女性が経験するライフコースのタイプ（型）別の分

1) 家族周期あるいはライフサイクルの日本における研究の始まりは鈴木栄太郎の「日本人家族の世代的発展に於ける周期的律動性に就いて」戸田貞三・鈴木栄太郎監修『家族と村落（第二輯）』日光書院（1942年）[お茶の水書房（復刻版1978年）]，pp.1-50.である。その後の研究は森岡清美『家族周期論』培風館（1973年）に集約されると思われるが，その外にもライフサイクルの研究はかなり多く人口学分野の周辺における女性のライフサイクルに限っても小林和正「夫婦の出生歴データのライフ・サイクル的集計」『人口問題研究』第104号（1967年10月），pp.39-48.あるいは伊藤秋子・新垣都代子「ファミリー・サイクルのモデルの作成」『家政学雑誌』第21巻第1号（1970年），pp.83-87.や青木尚雄「女性のライフ・サイクルの一試算」『人口問題研究所年報』第19号（1974年），pp.35-38.といった業績が目につく。

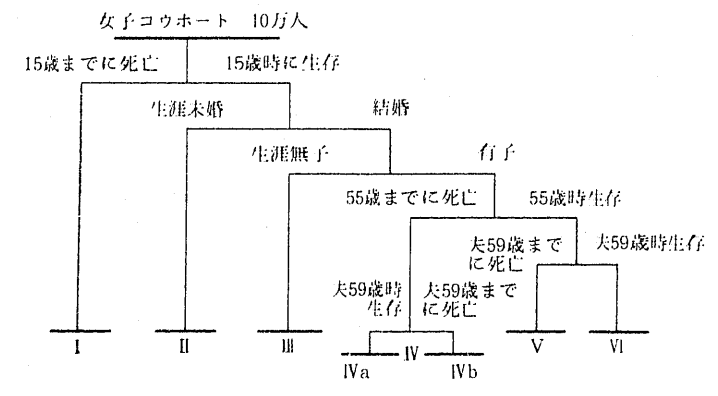
布に焦点をあてたものである。

言い換えれば本稿は、生まれた女性の中で、これまで典型的とみなされてきたライフコースをたどる女性がどの位の部分を実際に占めていたのか、また、典型以外のライフコースすなわち未婚のまま生涯を終える女性あるいは結婚しても子供が生まれないうまま生涯を終える女性等がどの位の割合であったのかといったそれぞれのライフコース別の相対的な比重の解明を、1890年、1900年、1910年、1920年、1930年の五つの女子出生コウホートについて行うことを目的とする。また次節以降に述べるように本稿は、アーレンバーグ (P. Uhlenberg) がマサチューセッツ州におけるアメリカ生まれの白人女性について行った分析方法の日本人女性への適用であり、日本人女性のライフコースとアメリカ女性のライフコースとの相互比較をも目的とする²⁾。

II 方 法

女性のライフコースを実際にどのように分けその計算をどのように行うかについて、基本的にはアーレンバーグによって示された方法をそのまま踏襲する。具体的には、出生時10万人の女子コウホートを以下に述べる6つのライフコースに分け、10万人のコウホートから各ライフコースに分かれる確率を計算した。すなわち、ここで問題にする6つのライフコースとは、次のようなものである。その第一のタイプは、15歳に到達する前に死亡する女性達であり、すべて未婚女性だけからなる。この第一のタイプのライフコースを、本稿では、早世型のライフコースと呼ぶことにする。第二のタイプのライフコースは、15歳未満で死亡することはないが(15歳時生存)その後の人生を未婚のまま生涯を終える女性であり、これを未婚型のライフコースと呼ぶ。第三のタイプのライフコースは、結婚はするが、その後は無子のまま生涯を終える女性であり、これを無子型のライフコースと呼ぶ。第四のタイプのライフコースは、結婚して子供を生み母となるが、末子が一人前になる前に死亡する女性であり、これを母死亡型のライフコースと呼ぶことにする。第五のタイプのライフコースは結婚し、母となり、末子が一人前になるまで生存するが、夫は末子が一人前になる前に死亡して未亡人となるもので、有子の未亡人型と呼ぶ。最後に、第六のタイプのライフコースは、結婚し母親となり夫とともに末子が一人前になるまで生存する女性達からなるもので、これまで家族周期論などで考察されてきた典型的なライフコースに相当するものである。この最後に挙げたライフコース

図1 女子のライフコース分岐図



- I. 早世型：15歳までに死亡のケース。
- II. 未婚型：15歳時生存、50歳までに未婚のまま死亡のケース。
：50歳時に未婚のまま生存のケース。
- III. 無子型：15歳時生存、結婚、50歳までに無子のまま死亡のケース。
：結婚、50歳時に無子のまま生存のケース。
- IV. 母死亡型：15歳時生存、結婚、55歳までに有子で死亡のケース。
IVa. 母のみ死亡型：15歳時生存、結婚、有子、55歳までに死亡、夫は59歳時に生存のケース。
IVb. 父母とも死亡型：15歳時生存、結婚、有子、55歳までに死亡、夫も59歳時に死亡のケース。
- V. 有子未亡人型：結婚、有子で55歳時に生存、夫は59歳時まで死亡のケース。
- VI. 完全結婚型：結婚、有子で55歳時に生存、夫は59歳時に生存のケース。

2) Peter G. Uhlenberg, "A Study of Cohort Life Cycles: Cohort of Native Born Massachusetts Women, 1830-1920", *Population Studies*, Volume 23. Part 3 (November 1969), pp.407-420. 参照。

を完結型のライフコースと呼ぶことにしよう。図1に、各ライフコース相互の関係について分岐図が示してある。

なお、ここでの分析においては、各コウホートにおける末子が一人前になるときの夫妻の年齢について次のような前提をおいた。末子が一人前になるときに妻が55歳、夫が59歳として、その夫妻の年齢差は4歳とした。なお、この末子が一人前になるときの夫妻の年齢の設定については改めて触れる。

1. コウホートの結婚、出生児数および死亡に関するデータ

実際の計算に用いたデータは結婚についてのもの、出産の有無および出産ありの場合の出生児数に関するものと死亡に関するものがある。コウホートについてのデータは一般に非常に少ないので、これらのデータの多くは何らかの仮定を設けて作成せざるを得なかった。

まず、結婚の有無別の女子割合すなわち未婚率と既婚率のデータについては、国勢調査の配偶関係別のデータを5年毎のデータを5歳ずつずらしてコウホートの的に組替えて用いた。ここでのコウホートの的なデータの組替えとは、例えば1910年生まれのコウホートは1930年には20歳になっているので、1930年20歳の未婚・既婚のデータは1910年コウホートのものとみることができる。また多くの場合、その前後数年のコウホートは実質的に同様な傾向を示すものとみてもそれほど不当ではないので、1930年調査の18歳から22歳までの既婚・未婚の割合は1910年コウホートの既婚・未婚の割合を示すものとして扱った。また、国勢調査は1920年以降なので1900年以前のコウホートに関しては若い年齢の時のデータがないことになるが、1920年の該当年齢のデータをもって代用した。また、1945年についても国勢調査のデータが得られないので、1940年と1950年のデータの平均を用いた。

コウホートの無子率および出生児数のデータについても、未婚率と同様、国勢調査および出産力調査のデータを組替えてコウホートのデータとして用いた。

ここで、各コウホートにおける末子が一人前になるときの夫妻の年齢をどのように設定したかについて触れよう。先に少し触れたが、ここでの分析においては各コウホートにおいて末子が一人前になるときに妻が55歳、夫が59

歳として、その夫妻の年齢

差は4歳とする。そして、この末子が一人前になるときの夫妻の年齢や夫妻の年齢差を、1890年から1930年の出生コウホートについて一律に適用する。これは研究の初期段階として単純化したパラメタによって試算を行ったということである。

それにしても、各コウホートの生涯の違いを検討しようとするにあたってこのような単純化を行うにはある程度の理由が必要となろう。通常、末子が一人前になるときの親の年齢は末子を何歳で生んだかということと、

表1 女子コウホートの年齢別未婚率

年 齢	1890年 コウホート	1900年 コウホート	1910年 コウホート	1920年 コウホート	1930年 コウホート
15-19歳	82.3	82.3	85.9	92.5	96.1
20-24歳	31.4	31.4	37.7	53.5	55.3
25-29歳	9.2	7.8	11.1	14.4	20.6
30-34歳	4.1	3.7	5.3	5.7	9.3
35-39歳	2.3	2.4	2.9	3.9	6.4
40-44歳	1.8	2.0	2.0	3.1	5.2
45-49歳	1.5	1.5	1.7	2.8	4.8
50-54歳	1.3	1.2	1.6	2.7	4.5
SMAM	21.2歳	21.2歳	21.9歳	23.1歳	23.7歳

注) SMAM (singulate mean age at first marriage) は未婚率の減少パターンから推定する初婚年齢で、その方法はヘイナル (J. Hajnal) の考案による。
J. Hajnal "Age at Marriage and Proportions Marrying", *Population Studies*, Volume 7. Part 2 (November, 1953), pp.111-136. 参照。

表2 女子コウホートの完結時の出生児数分布

コウホート (データ)	出生児数分布(%)				平均 出生児数	対 象
	0人	1~3人	4~6人	7人以上		
1890年コウホート (1950年国勢調査 55歳以上)	11.2 —	25.6 28.8	32.6 36.7	30.6 34.5	4.7 5.3	全既婚 有子のみ
1900年コウホート (1950年国勢調査 45-54歳)	9.4 —	26.3 29.0	33.4 36.9	30.9 34.1	4.8 5.3	全既婚 有子のみ
1910年コウホート (1960年国勢調査 45-54歳)	7.8 —	33.2 36.0	40.5 43.9	18.5 20.1	4.2 4.6	全既婚 有子のみ
1920年コウホート (1970年国勢調査 45-54歳)	8.1 —	56.3 61.3	32.5 35.4	3.1 3.4	3.0 3.3	全既婚 有子のみ
1930年コウホート {(1970年国勢調査 40-44歳) (1974年世界産力調査 40-44歳)}	6.4 —	81.6 87.2	11.5 12.2	0.5 0.6	2.3 2.5	全既婚 有子のみ

その子が何歳で一人前になるかによって決まる。末子を何歳で生んだかといことは、ほぼ結婚年齢と出生児数によって決まるといえる。まず、表2におけるヘイナル(J. Hajnal)の方法によって計算したコウホートの初婚年齢をみると1890年から1900年のコウホートでは21歳であったが、1910年頃のコウホートから初婚年齢は上昇を始め、1920年では23歳、1930年のコウホートでは24歳近くとなり、結婚が次第に遅くなっ

表3 既婚女子コウホートの年齢別無子率 (%)

年 齢	1890年 コウホート	1900年 コウホート	1910年 コウホート	1920年 コウホート	1930年 コウホート
15-19歳	—	—	—	—	57.7
20-29歳	—	—	—	22.5	24.5
30-39歳	11.2	9.4	9.0	8.5	7.6
40-49歳	11.2	9.4	3.5	9.1	7.6

注) データは、1950年、1960年、1970年 国勢調査における出生児数別、既婚女子数による。

1890年コウホートおよび1900年 コウホートの30歳以上の年齢については1950年国勢調査におけるそれぞれ55歳以上のデータおよび45-54歳のデータにおける無子率を30歳以上の年齢に適用した。15-19歳および20-29歳に相当するデータは必ずしもすべてのコウホートについて得られないので、1930年もしくは1920年コウホートの数値を用いた。

てきた³⁾。このことは、当然のことながら、他の事情が変わらなければ末子の一人前になるときの親の年齢を高める要因となる。一方、出生児数をみると子供を有する既婚女子の完結出生児数は1890年の5.3人から1930年のコウホートでは2.5人へと減少を示した⁴⁾。このことは、末子の出産年齢を低下させる要因となる。すると、出生児数の減少と結婚年齢の上昇が相殺しあって、結果として末子の出産年齢はある程度の低下を示したと思われるが、出生児数の低下から直接的に想定されるほどでは

3) 未婚率の減少パターンから計算する初婚年齢で、その方法はヘイナルの考案になる。J. Hajnal, "Age at Marriage and Proportions Marrying", *Population Studies*, Volume 7 .Part 2 (November 1953), pp.111-136. 参照。

4) コウホートの出生力水準の歴史的推移を検討したものとして、有配偶女子についてのものであるが渡邊吉利「完結出生力水準と出生意欲のコウホートの観察—各種出生力調査の妻の出生コウホートによる整理—」『人口問題研究』第158号(1981年4月), pp.46-61.を参照。

なかったと思われる。すなわち、末子の出産年齢は考察対象の初期のコウホートでは30歳台の半ばから30歳台後半にかけて、後期のコウホートでは30歳台の前半から30歳台の半ばにかけてであったとおもわれる。末子が一人前になる年齢については、一人前という言葉の意味にも関わるが、前期のコウホートでは末子が20歳前後のときであるとみても実態とのズレはそれほど大きくないであろうが、後期のコウホートになるほどその子供世代の高学歴化の進行にともなって就職年齢が上昇した結婚年齢も上昇するなどの影響があり一人前になるときの末子年齢において前期の20歳前後に比べ数年から5年程度の遅れがみられたと考えられ、考察対象コウホートの前期と後期との間では結果として末子が一人前になるときの親の年齢にはそれほど大きな違いはないと思われる。

末子が一人前になるときの親の年齢に関する前提のこのような単純化は暫定的なものであっていざれ実証的な数値によって置き換えなければならないが、以上に述べた理由によってさほど非現実的結果をもたらさないものと想定した。

死亡率については、南条・小林両教授作成によるコウホート生命表を用いた⁵⁾。なお、この生命表のデータを用いるに際して、死亡率について以下のような仮定をおいた。まず、死亡数に関しては年齢階級5歳で計算したので、年齢5歳の間隔の中では死亡率の変化は直線的であるとした。第二に、未婚者と既婚者に同じ死亡率を適用した。第三に既婚者の中でも有子の既婚者と無子の既婚者に同じ死亡率を適用した。

表4 日本人女子のコウホート生命表

年 齢 EXACT AGE	1890年 生存数 $F l_x$	1900年 生存数 $F l_x$	1910年 生存数 $F l_x$	1920年 生存数 $F l_x$	1930年 生存数 $F l_x$
0 歳	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000
5 歳	67,275	69,327	73,989	76,185	80,419
10 歳	64,779	66,908	72,187	74,358	78,944
15 歳	62,838	64,971	70,316	72,906	77,954
20 歳	59,658	61,949	67,164	69,747	75,667
25 歳	56,262	58,211	63,815	66,612	74,588
30 歳	53,533	55,577	61,144	63,725	73,851
35 歳	50,745	53,217	58,819	62,536	73,274
40 歳	48,347	50,977	56,303	61,682	72,707
45 歳	46,116	48,784	54,923	60,837	72,028
50 歳	43,762	46,161	53,566	59,818	71,195
55 歳	40,959	44,100	51,933	58,524	70,120
60 歳	37,137	41,739	49,898	56,962	

資料) Z. Nanjo and K. Kobayashi, *Cohort Life Tables Based on Annual Life Tables for the Japanese Nationals Covering the Years 1891-1982.*, NUPRI Research Paper Series, No.23. (March 1985), Nihon University, Population Research Institute: Tokyo. による。

こうしたコウホートの死亡数計算上の単純化は、アーレンバーグの分析においても行われているが、その理由は何にも増して配偶関係別あるいは子供の有無別のコウホート生命表などというものが得ら

5) Zenji Nanjo and Kazumasa Kobayashi, *Cohort Life Tables Based on Annual Life Tables for the Japanese Nationals Covering the Years 1891-1982.*, NUPRI Research Paper Series No.23. (March 1985), Nihon University, Population Research Institute. : Tokyo. 本稿のようなコウホートの分析が可能になったのは南条・小林両教授によるコウホート生命表の完成に負うところが大きい。

れないことによる⁶⁾。

2. 計算方法

実際の計算は死亡女子数についてのものと、生存数についてのものに分けられる⁷⁾。死亡女子数は年齢5歳間隔の生命表上の死亡数 d_x に年齢別の未婚率を適用して未婚死亡数を計算し、引き算によって既婚死亡数を求めた。さらに得られた既婚女子死亡数に既婚無子率を適用して無子の既婚死亡数を計算し、引き算によって有子の死亡数すなわち子供を生んでから死亡した女子数を計算した。50歳ないし55歳まで累計してコウホートとしての死亡数を求めた。またさらに、夫の生存確率を適用して母親のみ死亡する場合と、両親とも死亡する場合の数を計算した。

つぎに女子の生存数の計算は50歳時と55歳時について行ったが、手順はほぼ同様であり、生命表上の生存数 l_x に50歳時の未婚率を適用して未婚生存数を求め、引き算によって既婚生存数を、ついで完結時の無子率を適用して無子の生存数をもとめ、引き算によって有子すなわち母親の生存数をもとめた。これをさらに、夫の生存確率を適用して、未亡人となる数と夫妻とも生存したまま末子の一人前になる年齢を迎える妻数とを計算した。

III 結 果

1. 日本人女性のライフコースにおける完結型と完結型以外のライフコースの相対的比重の歴史的推移

結果は表5-Iから表5-VIに示すようなものである。計算は有効数字5桁で行ったが今回の計算が種々の暫定的仮定に基づくものであること、結婚や出産などのデータの精度などを考慮したことおよび結果をトレンドとして取り上げたいなどの理由で、結果の数字は100の単位で示してある。

1) 早世型

15歳未満で死亡する早世型のライフコースは1890年のコウホートでは出生時の女性10万人に対し37200人(37%)であったが、1930年のコウホートでは22100人(22%)へと $\frac{2}{3}$ の数へと減少した。それら15歳未満死亡の女性のうち、5歳未満死亡の占める割合は終始88~89%を占める。歴史的にい

6) 通常、未婚者の死亡率は一般の死亡率よりも高いとみられており、このことは未婚者と既婚者の死亡率を同等として扱うことへの疑問となり得る。アーレンバーグにおいては次のような理由によって、未婚者と既婚者の死亡率を同等として扱うことが、実際にはそれほど非現実的な結果をもたらさないものと想定されている。すなわち、一方で過去に遡るほど未婚者の死亡率水準は近年より高かったであろうと思われるが、他方では過去に遡ったコウホートでは結婚した場合にも妊娠・出産に伴う死亡の危険も高く、逆に未婚者はこうした妊娠等による生命の危険からはまぬがれていたと考えられ、それらは相互に生涯としてみた死亡率水準の差を相殺する方向に働いた。また、既婚者の中で子供を産む女性と産まない女性との死亡率水準の差については、子供を産む女性は先に述べた妊娠・出産に伴う生命の危険があるのに対し、避妊が普及する以前の段階での子供の無い女性はそれ自体で子供を産む能力のある女性との健康状態の差を示すものであり、結果として生涯としてみた死亡率水準の差を小さくする働きをもっていたと考えられるというものである。Uhlenberg, *op.cit.*410. なお、日本の期間死亡率における配偶関係別死亡率水準の違いについては、河野稠果「日本人夫婦に関する結婚の生命表 付、配偶関係別生命表：1955」『人口問題研究』第80号(1960年9月), pp.25-42.および石川晃「昭和50年配偶関係別生命表」『人口問題研究』第150号(1979年4月), pp.62-69.を参照。

7) 生存数、死亡数および出生児数という観点から日本人女子コウホートの追跡を行った分析として次に掲げる小林和正の研究がある。また、国勢調査の各時点における男子コウホートの生存数の追跡を行ったものとして山本千鶴子の分析がある。小林和正「1932年10月~33年9月生まれ全国日本人女子コウホートの人口学的分析」『人口問題研究所年報』第10号(1965年), pp.66-69.および山本千鶴子「1911~1940年男子出生コウホートの人口学的観察」『人口問題研究所年報』第22号(1977年), pp.23-25.を参照。

えばこの早世型のライフコースは最も多くの割合を占めたものであり、その減少はいうまでもなく女子死亡率の低下による。

表 5 - I 早世型のライフコース

	1890年	1900年	1910年	1920年	1930年
15歳未満の死亡総数	37,200	35,000	29,700	27,100	22,100
1980年を100とする指数	100	94	80	73	59
0-5歳死亡の占める割合(%)	88.1	87.6	87.6	87.9	88.8

2) 未婚型

15歳まで生存するが、その生涯を未婚のまま過ごす未婚型のライフコースは、1890年の4800人(4.8%)から1930年の6400人(6.4%)へと趨勢的に増加傾向にある。これは未婚生存数の増加によるもので、1930年の未婚生存数は1890年の5倍となっている。この未婚生存数の増加は女子における死亡率の趨勢的減少および未婚率の趨勢的增加による。特に1930年コウホートについては、戦争の影響による男子の配偶適齢期人口の減少などに起因する女子未婚率の上昇が拍車をかけたと思われる。

表 5 - II 未婚型のライフコース

	1890年	1900年	1910年	1920年	1930年
15-50歳未婚死亡数	4,200	4,100	4,500	5,200	3,100
50歳時未婚生存数	600	600	900	1,600	3,300
未婚型総数	4,800	4,700	5,400	6,800	6,400
1890年を100とする指数	100	98	113	142	133

3) 無子型

結婚するが子供を産まずにその生涯を終える無子型のライフコースの女性は、1890年コウホートの7300人(7.3%)から1930年の4900人(4.9%)へとその数は $\frac{2}{3}$ に減少した。これは無子女性の死亡数が $\frac{1}{3}$ に減少したことによるもので、無子の死亡数減少は既婚女性における無子率の低下と死亡率の低下によるものである。

表 5 - III 無子型のライフコース

	1890年	1900年	1910年	1920年	1930年
結婚、無子の15-50歳死亡数	2,500	2,300	1,900	1,300	500
結婚、無子の50歳時生存数	4,800	4,300	4,100	4,700	4,400
無子型総数	7,300	6,600	6,000	6,000	4,900
1890年を100とする指数	100	90	82	82	67

4) 母死亡型

母親になってから死亡する女性は、1890年コウホートの14900人(14.9%)から1930年の4100人(4.1%)へと大幅に減少して $\frac{1}{4}$ の数となった。そのうち、母のみ死亡、夫生存のケースでは1890年の9400人(9.4%)から1930年の3600人(3.6%)へと減少した。また、両親死亡のケースは、1890年の5400人(5.4%)から1930年の500(0.5%)人へと $\frac{1}{10}$ 以下の数へと減少した。これらは、いうまでもなく死亡率の低下による。

表 5 - IV 母死亡型のライフコース

	1890年	1900年	1910年	1920年	1930年
A. 母のみ死亡、父生存	9,500	9,900	8,700	6,500	3,600
B. 両親とも死亡	5,400	4,400	3,100	1,300	500
母死亡型総数	14,900	14,300	11,800	7,800	4,100
1890年を100とする指数	100	96	79	52	28

5) 有子の未亡人型

子供を産んでから夫に先立たれる女性は、1890年コウホートの13100人（13.1%）から1930年の10300人（10.3%）へと%の数へと減少した。

これらIVの母死亡型とVの未亡人型の二つはいずれも子供からみれば末子が一人前になるまえに親のうちのどちらか、あるいは両方を亡くしている訳で、これらIVとVのライフコースを合わせた数が1890年のコウホートでは10万人のうちの28%を占めていたが1930年のコウホートでは14%と半減したことになる。

表 5 - V 有子未亡人型のライフコース

	1890年	1900年	1910年	1920年	1930年
有子未亡人型	13,100	12,000	12,400	8,700	10,300
1890年を100とする指数	100	92	95	66	79

6) 完結型

さて最後に、家族周期論などで一般には典型とされているものに相当するライフコースの完結型についてみると、1890年のコウホートでは22800人（22.8%）であり、ライフコースとしては10万人全体の1/4に過ぎないことが判かる。それが、主として死亡率の低下によって次第に増加し、1930年のコウホートでは52200人（52.2%）へと2.3倍もの増加を示して10万人の半数を超えるほどになった。

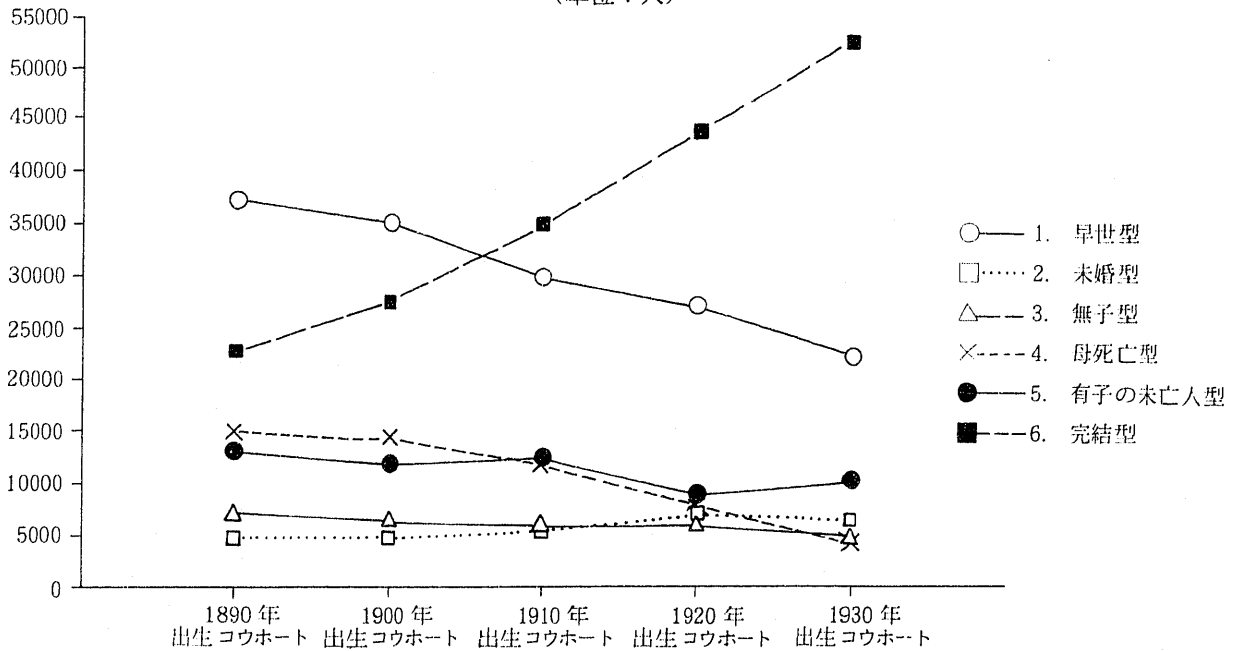
表 5 - VI 完結型のライフコース

	1890年	1900年	1910年	1920年	1930年
完結型	22,700	27,400	34,700	43,600	52,200
1890年を100とする指数	100	121	153	192	230

これらのライフコースのうち、IVとVとVIのライフコースはいずれも結婚して子供を生んだ女子についてのものであり、それらを合わせた中でそれぞれのライフコースの占める割合をみてみよう。1890年のコウホートでは子供を生んだライフコースの合計は50800人ほどであり、それら結婚して子供を産んだ女性を100としてその内訳をみると、母死亡型は29%、未亡人型は26%、完結型は45%であった。1930年のコウホートでは子供を生んだライフコースは全体で66700人であり、それら子供を産んだライフコースの合計を100とする内訳をみると、母死亡型は6%と1890年コウホートにおけるよりもその割合を大幅に縮小し、未亡人型は15%と母死亡型ほどではないがこれまたその割合を縮小したのに対し、完結型は78%とその割合を大幅に拡大したといえる。

これら全体の傾向を要約的に示した図2によって各ライフコースのトレンドの様子を一目で理解することができよう。

図2 ライフコース別、女子数の推移。(出生コウホート10万人のうち)
(単位：人)



2. 女性のライフコースの日米比較

以上に示したような日本人女性のライフコースは、アメリカ女性のライフコースと比べてその特徴はどのようなものであろうか。

ここで、日米比較を行う前に確認しておきたいことは、本稿における各ライフコースの定義は基本的にはアーレンバーグの分析におけると同様であるが厳密には若干異なることである。日米の定義の違いの第一は早世型のライフコースの定義に関することである。本稿における日本人女性の分析においては早世型のライフコースは15歳未満の死亡者からなるが、アーレンバーグにおけるアメリカ女性では早世型は20歳未満の死亡者からなる。これは対象としたコウホートにおける15-19歳の未婚率がアメリカと全く異なり、アメリカでは殆どが未婚者であるのに対し、日本ではその多くが既に結婚していて未婚者の割合が少ないことによる。すなわち、アメリカと同様に早世型を20歳未満とすると、早世型の中がさらに既婚者と未婚者に分かれライフコースが複雑になり、また各ライフコースと特色が曖昧となるためである。ライフコースの定義における次の違いは、末子が一人前になるときの夫妻の年齢に関して、アーレンバーグでは妻55歳、夫58歳としているのに対し、本稿における日本人では妻55歳、夫59歳としたことである。これは、既に述べたように、日本における対象コウホートの結婚年齢と出産年齢および子供の進学・就職・結婚等の影響を考慮に入れたものである。

結果は表6に示される様なものである。表6に示される日・米女性のライフコースの動向のうち、まず第一に日・米共通に目に付くのは、コウホートの死亡水準だけを直接的に反映するライフコースである早世型の割合の顕著な変化である。アメリカにおいても19世紀の半ば過ぎのコウホートまでは、早世型のライフコースが最も多くの割合を占めていた。アメリカの初期のコウホートにおいて多数を占めた早世型のライフコースがその地位を他のライフコースにとって代わられるのは1890年のコウホートからであり、それまでは30%を超える割合を占めていた。日本との比較でみると、日本の1890年コウホートの早世型は37%であるがアメリカでは1830年コウホートの段階で36%であるから、この頃の日本のコウホートの死亡水準はアメリカの60年以上前のコウホートの水準にあったといえよう。

第二に、アメリカにおいても典型とみなされてきた完結型のライフコースの動向をみると、初期の1830年コウホートでは第二のシェアを占めるとはいえ21%に過ぎず早世型の36%との間に15ポイント

表6 出生コウホート10万人のライフコース別分布の日米比較

ライフコース	対象国	1830年 コウホート	1850年 コウホート	1870年 コウホート	1890年 コウホート	1900年 コウホート	1910年 コウホート	1920年 コウホート	1930年 コウホート
I 早世型	日本	—	—	—	37,200	35,000	29,700	27,100	22,100
	アメリカ	35,600	31,400	30,900	26,300	—	—	10,800	—
II 未婚型	日本	—	—	—	4,800	4,700	5,400	6,800	6,400
	アメリカ	12,900	14,200	17,800	17,800	—	—	10,600	—
III 無子型	日本	—	—	—	7,300	6,600	6,000	6,000	4,900
	アメリカ	9,500	10,000	11,400	12,200	—	—	9,000	—
IV 母死亡型	日本	—	—	—	14,900	14,300	11,800	7,800	4,100
	アメリカ	11,900	11,700	8,700	7,800	—	—	4,000	—
V 未亡人型	日本	—	—	—	13,100	12,000	12,400	8,700	10,300
	アメリカ	9,100	9,800	8,600	8,500	—	—	8,500	—
VI 完結型	日本	—	—	—	22,700	27,400	34,700	43,600	52,200
	アメリカ	20,900	23,000	22,600	27,400	—	—	57,100	—

注：アメリカについては、P. Uhlenberg, "A Study of Cohort Life Cycles: Cohort of Native Born Massachusetts Women, 1830-1920", *Population Studies*, Volume 22, Part 3 (November, 1969), pp. 407-420.

ライフコースのうち、早世型は、日本に関しては15歳未満の死亡数であるが、アメリカに関しては、20歳未満の死亡数である。

の差があり、早世型のライフコースを凌駕するのは1890年のコウホート以降である。完結型のライフコースが早世型をの割合を超えたその要因は死亡率の低下によるものであり、死亡率の低下により早世型が減少するのと相まって完結型の増加が見られたのである。日本の同時期のコウホートよりは死亡率水準は低かったが、アメリカにおいて死亡率が急速な低下を示し始めたのは19世紀末の1890年頃のコウホートからであったことが判かる。

一方、日本において完結型のライフコースの割合が早世型を凌駕するにいたるのは、1910年のコウホートからであり、この頃のコウホートから死亡率の改善が着実に進行してきたことを示すといえよう。

第三に、早世型や完結型に比べると各コウホートにおける相対的比重は小さいが、未婚型、無子型のライフコースの割合がアメリカ女性においては日本人女性よりも多い。これは、アメリカ女性において未婚率、無子率が、日本人女性におけるよりも高いことによる。逆に、日本人女性においては、女性は殆ど結婚し、また結婚した場合にはその殆どが出産する（皆婚・皆産の慣行）といえよう。

第四に、母死亡型、有子の未亡人型のライフコースの割合は、アメリカ女性における方が日本人女性におけるよりも少ない。これらは、主として二つの要因すなわち、日米の死亡水準の違いによるものと未婚率・無子率といった要素の違いによるものとに分けられる。第一の死亡水準についていえば、初期のコウホートではまだ衛生水準の遅れなどから死亡率水準が日本ではアメリカに比べ一般に高いが、さらに後半のコウホートにおいては戦争の影響などによって死亡率水準が高くなっており、死亡の影響を受ける母死亡型と未亡人型のライフコースの割合を日本人女性において一般的に多くしていると思われる。

また第二の未婚率・無子率についてみれば、アメリカ女性と比較して日本人女性の皆婚・皆産の慣

行がきわだっており、女性自身死亡する場合でも結婚し出産してから死亡する者の割合を多くし、また配偶者に死なれる場合でも出産してから配偶者に先立たれる者の割合を多くする効果をもったといえよう。

こうした未婚率・無子率における日米間の違いは、ひいては日米間の結婚にたいする社会的規制・結婚観の違いと子供観の違いによるものと思われる。すなわち、日本の対象コウホートの多くにおいては50歳までにそのほとんどが結婚し、結婚しないのは30人に1人以下の例外的なケースであるのに対し、アメリカにおいては50歳時の未婚者は5～10人に1人の割合であり、結婚に対する社会的規制がまったく異なると思われる。

また日本人女性の無子率の低さについてみれば、日本人女性の結婚年齢の低さと子供観の違いが大きいと思われる。かつての日本においては、女性が結婚するのは子供を産むためであり、子供のいない家族や夫婦というものの存在意義は乏しいとみられていた。こうしたことから、女性は原則として結婚するものであり（皆婚慣行）、また結婚した場合は子供を産むのが女性の務めであり（皆産慣行）、子供のない嫁の立場は非常につらいものであった。これらのことが相まって、アメリカ女性と比較した場合の日本人女性の未婚率と無子率の低さという特徴を形成したと考えられる。

しかし、こうした日本人女性の特徴も、資本主義の進展による女子就業者の増加や戦争による適齢期の男性人口の不均衡などによって、観察対象の末期のコウホートである1930年出生の女性では、アメリカ女性には及ばないにしても、次第に結婚年齢が上昇しそれにつれて出産子供数がかかなり減少し、また生涯未婚率も増大し始めている。こうした後半のコウホートにおける結婚年齢の上昇、出産子供数の減少と未婚率の増大という傾向は、戦後に結婚・出産を経験する新たなコウホートにおいては、戦後の大きな経済・社会変動の影響とともに新たな家族観・結婚観によって一層拍車がかかっているように思われる。しかし今後のコウホートにおいて、こうした結婚年齢の上昇や生涯未婚率の増大といった現象がどの程度まで進むかの判断はまだ困難な状況にある。

IV 結びにかえて

これまで女性の生涯に関する多くの分析においては日本の社会に生まれた女性とその誕生から死にいたるまでに典型的にたどるとみなされているライフコースについての想定イメージがあり、それが女性の生涯に関する従来の分析の方向をも実質的に支配してきた。それによれば、生まれた女性が幼少期を経て結婚し、出産し子供を育てて、子供が結婚して三世代家族を構成するかまたは独立して巣立っていくまで、夫と生活をともにするというものである。しかし、現実の女性の生涯は、こうした典型的なライフコースだけからなる訳ではない。

本稿では、アーレンバーグがアメリカ女性について行った方法にならい、1980年から1930年出生の日本人女子コウホートについて国勢調査や生命表を用い、結婚、出産、死亡の有無による女性の生涯を幾つかのパターンに分けて、そのライフコース別分布を検討した。結果は、全体として各コウホートの死亡率水準の違いが各ライフコースの割合に与える影響が大きく、死亡水準の効果だけを受ける早世型についてみると、1890年コウホートでは37%、1930年コウホートでは22%が、それぞれ15歳に達する前に死亡することが判明した。また、典型的なライフコースである完結型の割合は、1890年コウホートでは23%であったが、1930年コウホートでは52%まで増加することが認められた。

次に、アメリカ人女性との比較では、日米に共通するのは、初期のコウホートにおける早世型の割合の多さである。これは初期のコウホートにおける死亡率水準の高さによるものである。日米の死亡率水準は同時代のコウホート間では日本人女性の方が若干高いが、より新しいコウホートになるほどその水準の差は小さくなり、戦争による影響を別にすると、日本人コウホートの死亡率の改善は着実

であるといえよう。相対的比重は小さいがアメリカ人女性との比較で顕著なのは、日本人女性において未婚型と無子型のライフコースが少ないことである。これは、日米間の結婚慣行の違いと家族における子供観の違いによると思われる。

今回の作業の成果はいろいろ有り得ると思われるが、ここでは次の点についてだけふれておきたい。それは、これまで家族周期論などの多くの分析において、a priori に代表ないし典型とされてきたここでの完結型のライフコースが、それぞれの時代のコウホートの中で占める相対的な比重を明らかにできたことである。

今後に残された課題は多いが、当面の課題についていえば次のようなものであろう。今回の作業では女性のライフコース別の分布にのみ焦点が当てられており、今後の方向としては、これまでのライフサイクル論における研究蓄積を継承するかたちで女性の生涯における時間的要素を積極的に取り入れ、出産時の年齢やこの計算において仮設的に設定した末子の一人前になるときの夫妻の年齢などについて、より実証的なデータをつけ加えるなどのことが今後の課題となると思われる⁸⁾。

Japanese Female Life-courses by Marriage, Child-bearing and Deaths : Cohort Born in 1890-1930.

Yoshikazu WATANABE

The present study aims at analyzing the trends of life-courses among Japanese female cohort born in 1890 to 1930. The methods used here are originally developed by P. Uhlenberg in his fruitful analysis on native born Massachusetts women¹⁾.

The definitions of female life-courses used in this study are for the most part same as those in the analysis of Uhlenberg. Namely, a cohort in this study consists of six life-courses. The first category is the abbreviated life-course composed of those female who are dead before their 15th birthday. The second is the spinster life-course defined as those women who survive at age 15 and are single throughout their lifetime. The third is the barren life-course composed of those women who marry but never become mothers. The fourth is the dying mother life-course which composed of those women who marry and become mothers but die before they reach the age 55 which their last child leaves home. The fifth is the widowed mother life-course which consists of those women who marry, become mothers and survive at age 55 but are widowed before that age. The last category is the typical life-course which defined as those women who marry, bear their children and survive with their husband until their last child leaves home²⁾.

Major results of the analysis are as follows ;

(1) In the early cohort (born in 1890), the abbreviated life-course occupied first rank as 37 percent, whereas the typical life-course accounts for 23 percent in the same cohort. But in the later cohort (born in 1930), the situation changed, i.e. the

8) なお、人口学の立場から従来のいわゆるライフサイクル論における問題点と今後の課題についての展望を行った河野稠果「家族人口学の展望」『人口問題研究』第170号(1984年4月), pp.1-17.を参照。

proportion of the abbreviated has declined to 22 percent whereas the share of the typical life-course has increased to 52 percent. These caused by the decline of female mortality in that period of Japan.

(2) For the same period, the proportion of the spinster life-course slightly increased from 5 to 7 percent, and the barren life-course decreased a bit from 7 to 5 percent. Both of the above life-course in Japanese female are relatively minor proportion compared with those of the American women in Uhlenberg's study.

These Japanese-American differences caused by rather low ratio of single among Japanese women and relatively low barren ratio in Japanese married women.

(3) The dying mother life-course amounts to 15 percent in the cohort of 1890, however in the 1930 cohort, the proportion declined to 4 percent for the reason of declining mortality of Japanese female.

(4) The proportion of the widowed mother life-course amounts to 13 percent in the early cohort and slightly decreased to 10 percent in the later cohort. The scanty decline in this life-course originated by the rise of male mortality due to dying on the battlefield at World War II.

1) P.Uhlenberg, "A Study of Cohort Life Cycles : Cohort of Native White Women, 1830-1920"., *Population Studies*, Volume 22. Part 3 (November 1969), pp.407-420.

2) The differences in the definition of life-courses between Uhlenberg's analysis and this study are several points as follow. The first of the alterations is the ages of female and their husband when their last child leaves home. The female age and husband's age at their last child's leaving are 55 and 57 in the American cohort, whereas the Japanese cohort on this study, the ages are 55 and 59 as respectively. The second difference in the definitions is relating to the abbreviated life-course. The abbreviated life course in this Japanese study is defined as those female who have been dead before their 15th birthday, while in America, defined as those female who have been dead before their 20th birthday.

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

大 谷 憲 司

I はじめに

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

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

II データおよび分析方法

1. データ

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

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

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

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

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

2. 分析方法

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

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

表1 本研究におけるいくつかの概念の定義

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

III 第1出生間隔

1. 結婚コウホートによる第1出生間隔の単変量解析

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

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

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

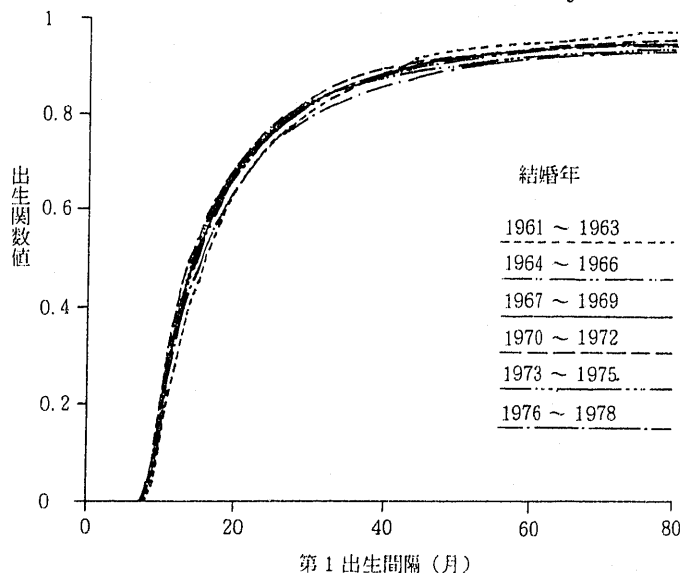


表2 結婚コウホート別第1出生関数の trimean, spread, quintum 並びに
Mantel-Haenszel 推定値, 1961-1978: 8 J N F S

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

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

n. s. 有意でない

注) 第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

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

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

2. 第1出生間隔の多変量解析

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

$\chi^2(17) = 102 **$
標本数 = 4,154

** $p < .01$
* $p < .05$
注) χ^2 値は独立変数を含まない場合と7つの独立変数を含む場合の log-likelihood ratio の差である。
第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

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

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

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

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

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

表4 結婚コウホート別結婚形態別妻分布
1961-1978: 8 JNFS

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

注) 第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

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

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

注) 第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

IV 第2出生間隔

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

ここで以下第2出生間隔について検討する。

1. 結婚コウホートによる第2出生間隔の単変量解析

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

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

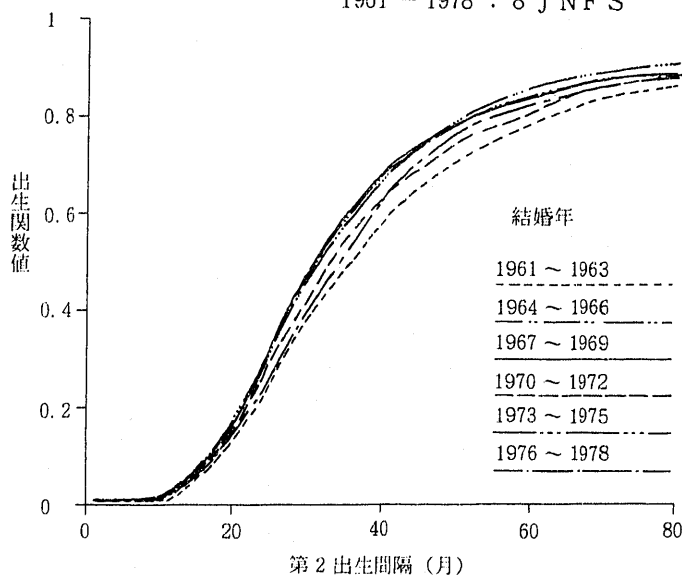


表6 結婚コウホート別第2出生関数の trimean, spread, quintum 並びに
Mantel-Haenszel 推定値, 1961-1978 : 8 J N F S

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

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

** $p < .01$

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

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

2. 第2出生間隔の多変量解析

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

χ^2 (17) = 124**
標本数 = 3,972

** p < .01

* p < .05

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

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

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

3. 1970年代前半結婚コウホートにおける第2出生関数の攪乱について

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

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

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

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

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

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

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

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

** p < .01

* p < .05

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

少なくとも1子を生んだ妻について。

第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

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

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

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

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

** p < .01

* p < .05

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

第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

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

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

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

** $p < .01$

* $p < .05$

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

少なくとも1子を生んだ妻について。

第1出生間隔8か月未満の妻は除かれている。

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

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

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

V おわりに

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

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

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

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

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

** $p < .01$

* $p < .05$

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

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

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

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

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

Kenji OTANI

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

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

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

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

同居児法による「ひのえうま」の 出生変動の計測と分析

伊藤達也・坂東里江子

I はじめに

1966年は、60年一度の「ひのえうま（丙午）」の年にあたる。「ひのえうま」生まれの女兒は、「五黄の寅」生まれの女兒と同様に、配偶者として忌避されてきたといわれる。「ひのえうま」生まれ女兒の配偶者としての行動は、江戸時代の迷信とされているが、人口動態統計によると、1966年の出生数は136万人で、前年より46万人、25%の減少を示した。翌年の1967年の出生数は194万で、42%の反騰をみた。このようなことから、「ひのえうま」の出生変動の研究には、次のような意義が考えられる。

第1に、「ひのえうま」に関連する一連の出生変動は、人々の行動様式を研究する上できわめて重要な意義を持っている。それは、全国的に一定の条件が与えられたときの人々の反応が数量的に把握できるからである。「ひのえうま」の迷信は、要因として明確であり、その期間も1年と限定されており、反応の結果は人口動態統計などで明らかになっているので、これまでも研究の対象となってきた。しかし、これらの研究の多くは、「ひのえうま」の直後に発表されており、比較的簡単な指標による分析であった。

第2に出生変動プロセス解明に関する意義である。人口学では、出生変動の分析枠組がいくつか用意されてきている。したがって、これらの分析枠組に対応させながら、様々な人口学的指標が整理できるならば、「ひのえうま」による人々の意義的な出生調節のプロセスを解明することが可能になる。もし、それが可能となれば、戦後の出生低下、あるいは1970年代の出生変動の解明に役立つものと考えられる。

ところで同居児法は、人口動態に関する統計を作成する目的で実施された調査票を基に、十数年間の出生指標を計測する方法である。計測できる出生力指標は、調査票に記入されている調査項目にもよるが、最近では、年齢別出生率（ASBR）と年齢合計出生率（TFR）のほかに、結婚持続期間別出生率（MDSBR）と結婚合計出生率（TMFR）、年齢別出生順位別の出生率、出生確率、出生順位別率、出生間隔別の出生率と出生確率などを計測することが可能となってきた¹⁾。

昭和50（1975）年国勢調査以後、同居児に関する集計がおこなわれるようになった。また厚生省の実施する厚生行政基礎調査を基に各種の出生率を計測してきた。そこで、これらの結果をもとに、「ひのえうま」の出生変動に関する中間報告を行うことにした。

II 「ひのえうま」についてのこれまでの研究

西洋では例のない、意職的な出生調節が経験されたことから、これまでも様々な研究の報告があった。これらの研究は、第一に「ひのえうま」による出生変動を示すと共に、その地域差と社会経

1) 伊藤達也、「同居児法と人口動態復元法」、『人口と寿命』（医学の歩み、第132号、第13号）1985年、pp.949-954。および Lee-Jay Cho, Robert D. Retherford, Minja Kim Choe, *The Own-Children Method of the Fertility Estimation*, Honolulu, 1986.

済的格差を数量的に示したものの、第二に出生調節のプロセスを解明しようとしたもの、第三に「ひのえうま」についての出生意識と行動に関するものに分けられる。

1. 「ひのえうま」による出生変動の統計的研究

「ひのえうま」による出生変動の大きさを統計的に明らかにしようとする研究に、厚生省（1968）、青木・富沢（1968）、山口・金子（1968）、臼井ら（1976）がある²⁾。出生変動に関する地域相関分析をおこなったものもある³⁾。これらの研究では、出生変動を計測する指標として出生数の対前年比、年齢別出生率などが主に用いられている。

そこで、1966年の出生減少が歴史的にもかつ世界的にも例をみない25%減という大幅なものであったこと、出生の調節は、25歳から29歳までの女子が中心で、第2子と3子に大幅な減少のあったこと、前回の明治39年の「ひのえうま」の時に約2万6千と推定される出生届出の「ごまかし」は、1966年には約1万であったこと⁴⁾などが明らかにされている。地域的にみると、市部よりも郡部の方が減少率が大きいこと⁵⁾、四国地方と近畿南部地方で減少率が大きく、「大都市圏（東京、埼玉、神奈川、など）や僻地県（鹿児島、長崎、青森、など）では減少率が低いこと」、その地域性について、産業構成、教育程度などとの相関分析から、中間的な県での大幅な減少とその翌年の回復がみられたなどが明らかになっている⁶⁾。

これらの研究では主に出生児数の対前年比が多く用いられている。これは、1年間では人口構成の変化が小さいので、出生児数の変化が各階層別人口の出生行動の変化を表していると考えられるからである。すなわち、母の年齢別出生数の変化は年齢別出生率の変化を、同居期間別出生数の変化は結婚持続期間別出生率の変化を、それぞれ表すものとみることができるからである。

2. 出生調節のプロセスに関する研究

「ひのえうま」による出生変動の量的計測とともに、どのようにして出生の調節がおこなわれたのかを研究した論文は少ない⁷⁾。このような大きな出生数の変動は、出生過程の各段階において出生の調節がおこなわれたが、それを示す具体的なデータが少くないからである。

第1の出生調節は、結婚の調節である。受胎から出産までの期間は、9ヶ月ある。したがって「ひのえうま」の年に出産を避けるには、前年の4月から1966年の4月頃までの結婚を控えることである。第2は出産間隔の調節である。この出産間隔の調節方法には、受胎調節と受胎後の調節すなわち死産と人工妊娠中絶によるものがある。第3の方法は、出生後の調節いわゆる「届出のごまかし」である。さて、それぞれの調節の大きさはどのように測定されているのだろうか。

結婚の調節による効果測定は、婚姻届の月別変動を基におこなわれている。1965年の5月から66年

2) 厚生省大臣官房統計調査部（現、統計情報部）、『昭和41年の出生減少について』、1968年。村井隆重、「ひのえうま総決算」、『厚生指標』、第15巻第5号、1968年、pp.3-9。青木尚雄・富沢正子、「昭和41年の出生減少に関する一考察」、『人口問題研究所年報』第13号、1968年、pp.33-37。山口喜一・金子武治、「昭和41年を中心とした全国人口の再生産に関する主要指標」、『人口問題研究』第108号、1968年、pp.56-62。臼井竹次郎・方波見重兵衛・金子功、「ひのえうま生まれの統計」、『厚生指標』第23巻第3号、1976年、pp.3-13。

3) 井下理・南隆男・佐野勝男、「日本の「文化構造」の社会心理的研究—1966年丙午年の出生激減現象の分析をとおして—」、『モノグラフ・シリーズ』、No.6（AJM—#1）（年次不詳）、pp.41-71。

4) 村井、前掲（注2）、pp.4-6。

5) 臼井ほか、前掲（注2）、p.7。

6) 青木・富沢、前掲（注2）、pp.34-35。

7) 小野武雄、「“ヒノエウマ”は生きている、出生児数減少にみるその迷信」、『大阪の統計』第218号、1967年、pp.10-16。山口喜一、「最近の出生動向、とくに「ひのえうま」にまつわる出生減少について」、『人口問題研究所年報』第12号、1967年10月、pp.56-60。

の4月までの間、約1割の婚姻の減少があったが、これだけで「46万という出生減少を説明することはできない⁸⁾」としている。しかし、結婚1年未満の出生率が、表4に示したように、0.278であると、1965年の婚姻数が年間95万であるので、約1割の婚姻減少は約2万6千の第1子出生児数を減少させたことになる。これは年間の出生児数減少の約6%に相当する。

出生間隔の調節のうち受胎調節すなわち避妊の結果を直接計測することは困難である。しかし、母子手帳の発行数から妊娠数を推定し、大幅な避妊があったとしている⁹⁾。もう一つの出生間隔の調節の方法である人工妊娠中絶については、その届け出数が、1964年以降1966年まで低下傾向にあったことから、ほとんどその効果はみられなかったとしている¹⁰⁾。

さて最後の出生届の虚偽申告であるが、これは出生後の調節であるので、出生性比の統計を基に推定がおこなわれている。1906(明治39)年には2万6千の女児の届け出が前年と後年の出生として届け出されたが、1966年では9千~1万推定されている¹¹⁾。

以上のことから、1966年の出生減少は、避妊によるものが大部分で、それ以外の方法によるものは、10%以下と考えることが出来る。

なお、第3の研究テーマである「ひのえうま」についての出生意識に関する研究については、厚生省(1968)の他1編の論文を見い出したにすぎないので、ここではふれないことにする。

Ⅲ 資料と方法

1. 資 料

昭和50(1975)年の国勢調査以降、同居児法に必要な結果表が公表されている¹²⁾。また厚生行政基礎調査は、1974年、75、83年の調査について同居児法による出生率を計測した¹³⁾。そこで、今回は「ひのえうま」に最も近い1975年の国勢調査結果と1974年の厚生行政基礎調査の結果をもちいた。

2. 方 法

同居児法による年齢別出生率の計測方法は、既に明らかであるので、ここでは触れないことにする¹⁴⁾。

「ひのえうま」の出生変動の計測には、期間出生力指標に基づく方法と、コウホートごとにその変化を分析する方法がある。期間出生力指標による方法とは、出生児数、年齢別出生率あるいは結婚持続期間別出生率とそれらの合計出生率の経年変化から、「ひのえうま」による出生調節の量的大きさを計測する方法である。しかし、「ひのえうま」の影響は、1月から12月までの12か月の問題である。これが、単なる出生の前年への産みいそぎあるいは後年への産みのばしといった出生の調節のみであったのか、それとも完結出生児数へも影響したのか、を分けて考えるには、第2の方法であるコウホー

8) 山口, 前掲(注7), p.57.

9) 小野, 前掲(注7), p.16.

10) 山口, 前掲(注7), p.58.

11) 村井, 前掲(注2), p.4. 菱沼従尹は、1966年に関連する届け出の1万から1万1千と推計している(「ひのえうま」礼讃論, 『厚生指の指標』, 第15巻第12号, 1968年10月, pp.22-26.)

12) 昭和50(1975)年国勢調査では、第6巻, 特別集計結果, 母とその同居児, として発表されている。

13) 1974年の厚生行政基礎調査を用いたものは、伊藤達也, 「同居児法の新しい展開(その1) 結婚持続期間別出生率の計測方法とその精度」, 『人口問題研究』第175号, 1985年, pp.48-58. 1975年の厚生行政基礎調査は、伊藤達也・山本千鶴子, 「同居児法による最近の差別出生力の計測」, 『人口問題研究』第142号, 1977年, pp.16-36. 1983年の厚生行政基礎調査による結果の一部は、伊藤達也, 「人口調査に基づく出生タイミング変化の計測方法」, 『人口問題研究』第179号, 1986年, pp.49-59.

14) 前掲注1)の文献および大林千一, 「同居児法による期間出生力の推定について」, 『統計局研究彙報』第33号, 1979年, pp.1-15.

ト的観察が必要である。

今回は、期間出生力指標によって分析をおこなった。それは、第1にこれまで産みいそぎあるいは産みのばしについてコホートの観察法がまだ開発されていないこと、第2に、同居児法による出生力の計測が調査時までの15年間に限定されるために、出生過程の全体が観察できないことによる。

また、出生順位を考慮した出生力指標たとえば出生順位別、出生間隔別出生率あるいはパリティ拡大率などは、この報告では一切用いていない。

3. 同居児法による出生力指標の問題点

同居児法による出生力指標にはいくつかの問題点がある。第1の問題点は、観察期間に若干のズレがあることにある。人口動態統計の出生統計は、暦年単位で集計されるので、年次別の出生力指標は、それぞれ1～12月についてのものである。しかし、同居児法では、出生期間は子供の年齢によって決まる。10月1日実施される国勢調査では、10月から9月までの12か月間、6月1日現在で調査が実施される厚生行政基礎調査では6月から翌年の5月までの12か月間が、それぞれの観察の期間となる。したがって人口動態統計による出生力指標に比べて、国勢調査では3か月、厚生行政基礎調査では約半年のズレがある。「ひのえうま」の影響は、1～12月を単位とするものであるため、国勢調査あるいは厚生行政基礎調査に基づく出生率は、期間ズレによって影響が相殺されるため、変化率はやや小さくなる。この点については次節で再度検討する。

第2の問題点は、同居児法による社会経済的属性別出生率あるいは地域別出生率は、すべて調査時の属性によることにある。したがって、女子の就業状態のように出生・育児にともなって変化する属性別出生率の解釈は留意が必要である。

IV 「ひのえうま」による出生児数と合計出生率の変化

1. 出生児数の変化

表1に、1963年から1968年までの出生児数の推移を示した。なお、国勢調査と厚生行政基礎調査から計測される出生率の期間にあわせて、10月～9月と6月～5月の2つの期間の出生児数も示した。

期間の違いによる出生児数の変動率は、2つの調査に基づく出生率の変化を評価する一つの尺度となる。例えば、厚生行政基礎調査による出生率の変化は観察期間のズレによって小さくなるが、その間の出生児数の変化よりも大きければ意味あるものと考えられることができるからである。

1966年の年間出生児数は、136万人で、前年より46万、25.4%減少した。1967年の出生児数は42.2%増加し、194万であった。これは、「ひのえうま」の減少を上回る増加がみられたことになる。出生の期間を前年の10月から9月までの12か月間とすると、年末と年始の変化が相殺されるために、1～12月を単位とするものより若干変化が小さくなる。「ひのえうま」の出生児数への

表1 出生児数の推移：；1963-1968年

年次	出生の期間		
	暦年 1月-12月	前年10月- 当年9月	当年6月- 翌年5月
登録出生児数 (1000)			
1963 (昭38)	1,660	1,653	1,656
1964 (39)	1,717	1,688	1,750
1965 (40)	1,824	1,797	1,608
1966 (41)	1,361	1,446	1,676
1967 (42)	1,936	1,857	1,853
1968 (43)	1,872	1,853	1,900
対前年増減率 (%)			
1964 (昭39)	3.4	2.2	5.7
1965 (40)	6.2	6.4	-8.1
1966 (41)	-25.4	-19.5	4.2
1967 (42)	42.2	28.4	10.6
1968 (43)	-3.3	-0.2	-2.5

影響は、1月～12月の期間では25%減となるが、観察の期間を10月～9月とすると20%減、そして6～5月の場合は8%減ということになる。すなわち、1965年10月から66年9月までの出生児数は145万となり「ひのえうま」の影響（対前年減少率）は19.5%となった。また、1966年10月から67年9月までの出生児数の回復率（対前年増加率）は28%である。さらに、厚生行政基礎調査の6月1日現在の年齢に応じて出生の期間を6月～5月とすると、「ひのえうま」の影響すなわち対前年減少率は8%で、回復率も10.6%と、影響も小さく計測される。

2. 合計出生率への影響

合計出生率とは、1人の女子あるいは1組の夫婦が、死亡・離婚することなく、観察期間の年齢別出生率あるいは結婚持続期間別出生率によって生涯を送った場合の生涯出生児数（期待出生児数）である。ここでは、年齢別出生率を15歳から49歳まで合計した数値を年齢合計出生率（合計特殊出生率、Total Fertility Rate, TFR）、結婚持続期間別出生率を結婚0年から約35年間合計したものを結婚合計出生率（Total Marital Fertility Rate, TMFR）といい、その両者を本稿では合計出生率と総称することにする。

「ひのえうま」の合計出生率への影響は、表2に示したように、人口動態統計に基づく1～12月の場合26%減、10～9月の加重平均の場合18%減であった。これに対して、1975年国勢調査に基づく年齢合計出生率の低下は、19.4%で加重平均値とほぼ同じであった。また昭和55年（1980）年国勢調査では1966年以降の出生率のみ計測可能である。そこで、1966年から67年の回復（対前年増加率）をみると26.8%で、昭和50（1975）年国勢調査の結果にきわめて近いものであった。これは国勢調査による出生率の精度が極めて高いことを示している。

厚生行政基礎調査の実施が6月1日であるため1966年の1月から12月までの出生変化は、1965年と1966年の2年次にわたることになる。1964年から68年までの5年間平均の結婚合計出生率は2.16であり、「ひのえうま」の影響を半分うけた1965年（6月から66年5月まで）の結婚合計出生率は2.00で、5年平均に対して0.16低下した。また、翌年の1966年の結婚合計出生率は2.03で、0.135低い水準で

表2 合計出生率の変動；1963-1968年

年次	年齢合計出生率 (TFR)				結婚合計出生率 (TMFR) 1)
	人口動態統計		国勢調査		厚生行政基礎調査 1974年調査
	暦年 (1-12月)	加重平均 2) (10-9月)	1980年調査 (20%抽出)	1975年調査 (1%抽出)	
1963 (昭38)	2.005	1.998	—	2.027	2.139
1964 (39)	2.049	2.038	—	2.000	2.257
1965 (40)	2.139	2.106	—	2.111	2.001
1966 (41)	1.578	1.718	1.678	1.702	2.028
1967 (42)	2.226	2.064	2.128	2.128	2.268
1968 (43)	2.134	2.157	2.092	2.102	2.260
対前年増減率 (%)					
1963 (昭38)	1.47	1.32	—	4.22	-2.73
1964 (39)	2.19	2.00	—	-1.36	5.52
1965 (40)	4.39	3.34	—	5.59	-11.34
1966 (41)	-26.23	-18.42	—	-19.40	1.35
1967 (42)	41.06	20.14	26.84	25.06	11.83
1968 (43)	-4.13	4.51	-1.68	-1.24	-0.35

1) 結婚合計出生率は、その期間の結婚持続期間別出生率による期待出生児数。

2) 加重平均の年齢合計出生率は、前年の年齢合計出生率を $\frac{1}{4}$ 、当年を $\frac{3}{4}$ として算出したもの。

あった。したがって結婚合計出生率でみると、「ひのえうま」の影響は少なくとも2年分の合計、すなわち0.297となり、これは5年平均の結婚合計出生率2.16の13.7%に相当するものであった。

こうしたことから、年齢合計出生率への影響は出生児数への影響とはほぼ同じ程度のものであったこと、しかし結婚合計出生率の低下率はこの期間の出生児数の減少を約5%上回るものであったことがわかった。

3. 年齢別出生率の変化

次に合計出生率の低下あるいは上昇が、どの年齢によって変化したのかをみてみよう。

表3は、1975年国勢調査に基づく全国の年齢（5歳階級）別出生率について、1964年から68年までの各年とその間の5年間の単純平均出生率、および5年平均の出生率と各年の出生率の差を示したものである。

1964年から1968年までの平均年齢合計出生率は1.99で、1966年の合計出生率は1.68であったので、5年平均の出生率に対しては0.31の低下であった。その低下は、出生率の高い20歳から34歳に集中している。とくに25歳から34歳の出生率の低下は大きく、0.034の低下を示した。この低下を5歳分に換算すると0.169となり、年齢合計出生率の低下0.307の55%を占めていた。

なお、郡部は、市部に比べ、年齢合計出生率はやや高く、「ひのえうま」の影響をより大きく受けていることがわかる。

表3 年齢別出生率と年齢合計出生率：1964～1968年

(%)

地域・年齢	年齢合計出生率と年齢別出生率						出生率の差（対5年平均）				
	1968	1967	1966	1965	1964	1964-68	1968	1967	1966	1965	1964
全国 TFR	2072.1	2106.4	1681.7	2099.4	1982.7	1988.4	83.6	117.9	-306.8	111.0	-5.8
15-19	4.3	4.5	4.5	5.2	4.9	4.7	-0.4	-0.2	-0.2	0.5	0.2
20-24	102.7	103.8	88.6	107.8	101.4	100.8	1.8	2.9	-12.2	7.0	0.5
25-29	196.8	203.0	154.5	198.7	188.0	188.2	8.6	14.8	-33.7	10.5	-0.2
30-34	87.6	86.5	68.1	84.6	79.2	81.2	6.4	5.3	-13.1	3.4	-2.0
35-39	19.7	19.5	17.5	19.8	18.3	19.0	0.7	0.5	-1.4	0.9	-0.7
40-44	3.0	3.3	2.8	3.3	4.1	3.3	-0.3	0.0	-0.5	-0.0	0.8
45-49	0.4	0.6	0.4	0.5	0.6	0.5	-0.1	0.1	-0.1	-0.0	0.1
市部 TFR	2029.4	2041.4	1665.0	2043.0	1913.4	1938.4	90.9	103.0	-273.4	104.6	-25.0
郡部 TFR	2267.0	2376.2	1762.2	2322.0	2243.3	2194.2	72.9	182.0	-431.9	127.9	49.2

4. 結婚持続期間別出生率の変化

結婚年数による影響の大きさをみるまえに、結婚年数による出生率の水準を、5年平均の出生率でみておこう。結婚1年目の出生率が393(‰)と最も高く、結婚5年未満の出生率は200(‰)台である。5年以上経過した夫婦は結婚年数が長くなる程、出生率は低くなっている。その結果、結婚5年目までの累積出生率は、結婚合計出生率の68%、10年目までの累積出生率は、その94%となる。このことは、出生の動向がその時点までの過去5年間の結婚の変動に大きく影響されることを示している。

「ひのえうま」の影響を結婚年数による違いでみると、1965年では5年未満の夫婦で出生率が大きく低下し、66年では3～7年目の夫婦に集中的に低下があらわれている。つぎに、「ひのえうま」による出生低下の回復状況をみると、67年では3～7年目の夫婦の出生率が上昇し、68年では5年未満の夫婦の出生力が回復している。このことから、出生低下のプロセスと対照的なパターンを示していることがわかる。

表4 結婚持続期間別出生率と結婚合計出生率：1964～1968年

(%)

結婚 持続期間	結婚持続期間別出生率						出生率の差(対5年平均)				
	1968	1967	1966	1965	1964	1964-68	1968	1967	1966	1965	1964
T M F R	2260	2268	2028	2001	2257	2163	97	105	-135	-162	94
0	295	284	280	259	272	278	17	6	2	-19	-6
1	412	400	391	357	411	393	19	7	-2	-36	18
2	305	297	290	262	304	291	14	6	-1	-29	13
3	280	273	252	239	272	264	16	9	-12	-25	8
4	258	249	217	214	244	237	21	12	-20	-23	7
5	204	208	165	179	199	191	13	17	-26	-12	8
6	140	164	116	132	148	140	0	24	-24	-8	8
7	97	116	89	95	105	100	-3	16	-11	-5	5
8	76	81	66	70	81	75	1	6	-9	-5	6
9	59	58	45	44	62	54	5	4	-9	-10	8
10	42	37	31	37	44	38	4	-1	-7	-1	6
11	28	24	23	32	29	27	1	-3	-4	5	2
12	19	17	17	21	22	19	0	-2	-2	2	3
13	14	15	12	16	17	15	-1	0	-3	1	2
14	9	11	8	13	11	10	-1	1	-2	3	1
15+	2	3	2	3	3	3	-1	0	-1	0	0

V 「ひのえうま」の影響の社会経済的格差

これまでみてきた「ひのえうま」の全国的な影響が、社会経済的属性によってどのような格差があるのだろうか。今回分析に用いた社会経済的属性は、表5に示した、女子の就業状態と女子の職業、および世帯の経済構成を組み合わせたものである。

表5. 女子の就業状態・職業および世帯の経済構成別、年齢合計出生率：1964～68年

女子の就業状態・職業 および世帯の経済構成	年齢合計出生率(%)						出生率の差(対5年平均)					SMAM (歳)
	1968	1967	1966	1965	1964	1963-68	1968	1967	1966	1965	1964	
全国	2072	2106	1682	2099	1983	1988	84	118	-307	111	-6	25.61
就業者総数	1924	2013	1593	2115	2007	1930	-7	82	-337	184	77	27.83
農林漁業関係職業	2580	2714	1959	2586	2623	2492	88	222	-533	93	130	22.21
生産運輸関係職業	2105	2218	1657	2245	2162	2078	28	141	-420	168	84	26.21
販売サービス関係職業	1866	1959	1585	2027	1808	1849	17	110	-264	178	-41	27.74
事務技術関係職業	1626	1646	1418	1869	1728	1657	-31	-11	-240	211	71	31.38
非就業者	2272	2275	1833	2150	2022	2110	161	165	-277	39	-88	22.88
農林就業者世帯	2478	2666	2008	2733	2782	2533	-56	133	-526	200	249	23.90
農林非農就業者混合世帯	2249	2370	1674	2233	2154	2136	113	234	-462	97	18	25.43
非農林就業者世帯	2076	2102	1694	2089	1952	1983	94	120	-289	106	-31	25.23
非農林業主世帯	2383	2299	1817	2366	2132	2199	184	99	-382	166	-68	25.44
非農林雇用者世帯	2025	2075	1682	2035	1925	1948	77	127	-266	86	-24	24.90
非農林業主雇用世帯	2061	2054	1635	2086	1898	1947	114	107	-312	139	-49	27.28
非就業者世帯	1712	1655	1466	1780	1547	1632	80	23	-166	148	-85	30.26

1. 就業状態による出生力水準の格差

はじめに出生力の格差を年齢合計出生率によってみてみよう。就業している女子の年齢合計出生率は、5年平均で1.93で、非就業者の2.11よりも低い。就業している女子の出生力を職業別にみると、農林業が2.49で最も高い。次いで、生産運輸(2.08)、販売サービス(1.85)となり専門技術的職業従事者を含む事務的職業が1.66で最も低い。さらに、女子が帰属する世帯の経済構成にみると、農林就業者世帯(2.53)と自営業者世帯(すなわち農林非農林混合世帯2.14と、非農林自営業者世帯2.20)の出生率が高く、雇用者世帯は出生率が最も低いことがわかる。

結婚合計出生率によって、女子の就業状態と帰属する世帯の経済構成による、出生力水準の格差をみると、年齢合計出生率とほぼ同様な傾向がみられる。すなわち、農耕世帯の出生率が最も高く、次いで自営業世帯、雇用世帯の順となっている。雇用者世帯、自営業世帯ともに、女子が就業している方が出生水準は低くなっている。

このような年齢合計出生率の格差をもたらす要因の1つが結婚年齢である。そこで結婚年齢パターンのちがいを、ここでは1975年のSMAM(「平均初婚年齢」)で代表させてみると、きれいな逆相関がみられた。すなわち、「平均初婚年齢」が高い集団ほど年齢合計出生率は低く、反対に「平均初婚年齢」が低い早婚の集団ほど年齢合計出生率が高くなっている。「平均初婚年齢」が27歳を上回ると、年齢合計出生率は2.0以下となっている。「平均初婚年齢」が30歳を超えた事務従事者は1.66であった。一方、農林就業者世帯と農林業に就業する女子は、「平均初婚年齢」が24歳未満で年齢合計出生率は約2.5であった。

2. 社会経済状態による「ひのえうま」の反応の違い

次に、「ひのえうま」の影響が、どのような社会経済的集団で大きいのか、そのことと出生率水準とどのような関係にあるのかをみてみよう。5年平均の年齢合計出生率と1966年における低出生率の関係をみると、図2に示したように、出生率水準の高い階層ほど出生率の低下が大きいことがわかる。また、1965年の出生率に対する1966年の出生率の低下率は、図2ほど明瞭ではないが、やはり出生率の高い集団ほど

図1 平均初婚年齢と5年平均の年齢合計出生率

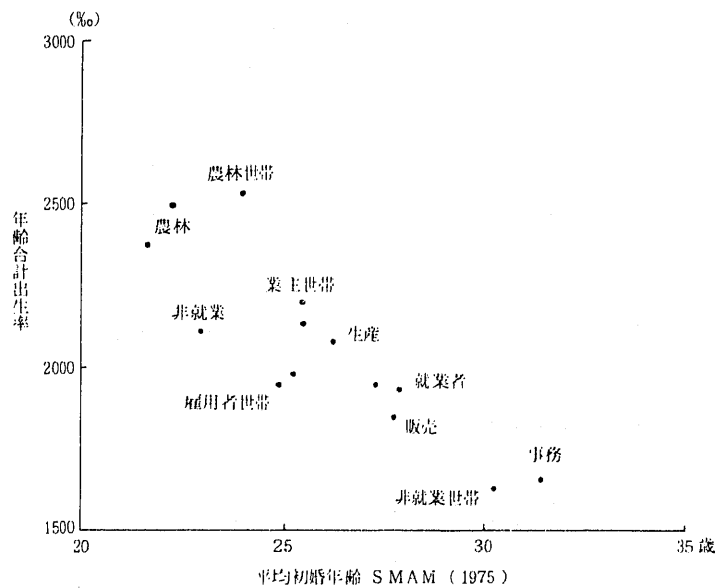
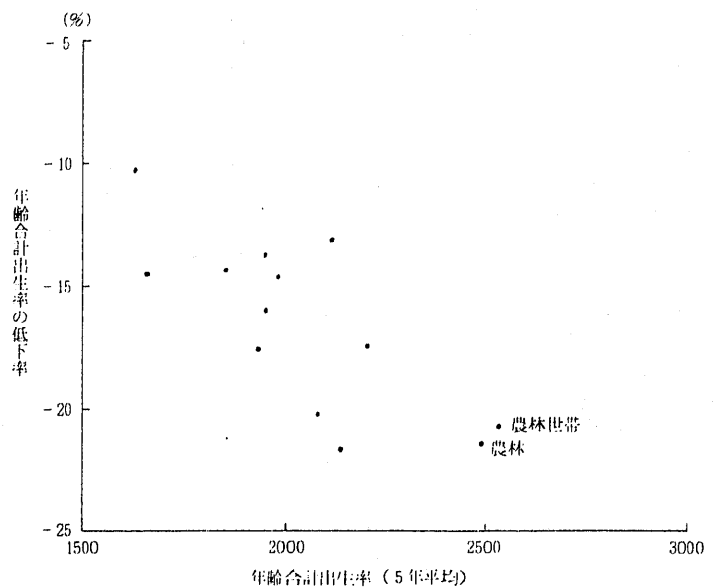


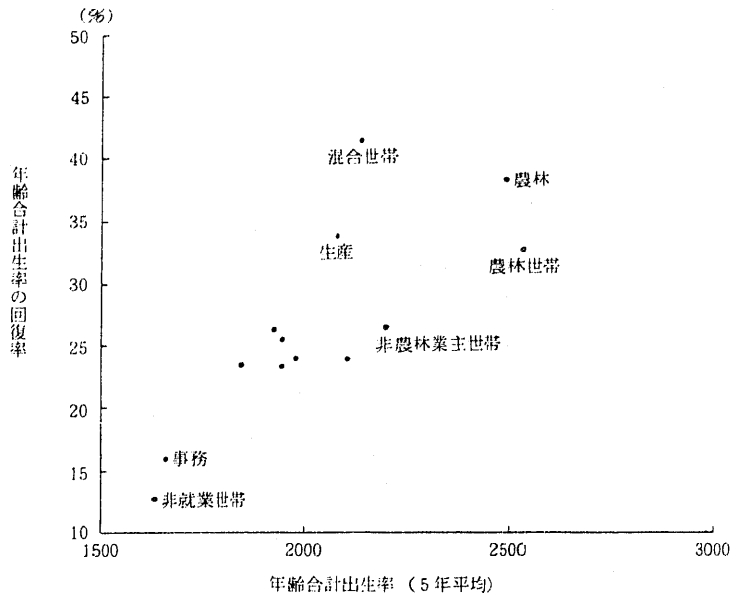
図2 出生力水準と「ひのえうま」による出生低下率(対5年平均)



低下率が大きい傾向がみられた。また、図3に、出生率水準と1966年から1967年にかけての出生率の回復率をみると、出生力水準の高い集団ほど回復も大きい。すなわち、「ひのえうま」の影響を大きく受けたのは、出生力水準の高い早婚の農家の女子であり、反対にあまり影響をうけなかったのは結婚年齢が高くしかも出生力水準の低い事務的職業に従事する女子であった。

要するに、出生力水準を女子の就業状態や職業によって分けて観察すると、結婚年齢と出生力水準との間に強い正の相関がみられるとともに、結婚年齢が低く、出生力水準の高い集団ほど「ひのえうま」による出生の低下とその後の回復が大きいことから、出生の調節がそれだけ自由に行なえたといえよう。

図3 出生力水準と「ひのえうま」の翌年の回復率（対前年）



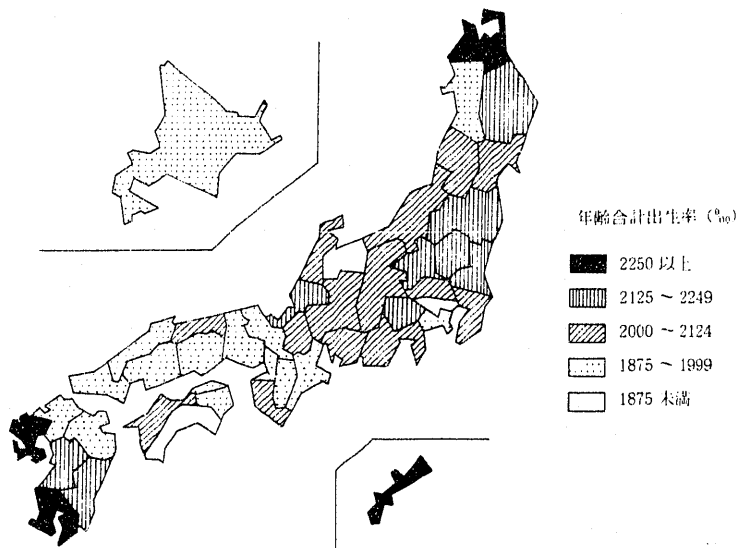
VI 「ひのえうま」の影響の地域的差異

1. 出生力水準の地域性

「ひのえうま」の影響に地域差があることが指摘されている。そこで「ひのえうま」の影響をみる前に、出生力水準の地域差をみておこう。図4に、1964年から68年までの5年間の平均年齢合計出生率を示した。

年齢合計出生率が2.125を上回る出生力水準の高い地域は、秋田県を除く北東北・北関東および山梨県と福井県、福岡と大分両県を除く九州・沖縄である。一方、年齢合計出生率が2.0未満の出生力水準の低い地域は、東日本に少なく、近畿から福岡県までの西日本地域に広く分布している。とくに、年齢合計出生率が1.875未満の府県は、東京(1.79)、富山(1.87)、高知(1.81)の三都県であった。また、2.0未満の出生力水準の低い地域は、北海道、秋田県、神奈川県および福岡県までの近畿以西に広く分布している。

図4 都道府県別、年齢合計出生率：1964～68の5年平均



2. 都道府県による「ひのえうま」の反応の違い

「ひのえうま」の出生低下を、社会経済的属性的の場合と同様に、5年平均の年齢合計出生率に対す

る1966年の低下率をみると、20%以上低下した府県は、南近畿と四国に広く分布するとともに、群馬県、岐阜県、大分県が含まれる。低下率が18%~20%の府県は、中部地方に集中している。「ひのえうま」に対する反応が小さな府県は、大都市県とその周辺および「僻地県」（青森県、佐賀県、長崎県、鹿児島県、沖縄県）である。これは出生児数の変化とほぼ同一のパターンである¹⁵⁾。

図5 「ひのえうま」による年齢合計出生率の低下率

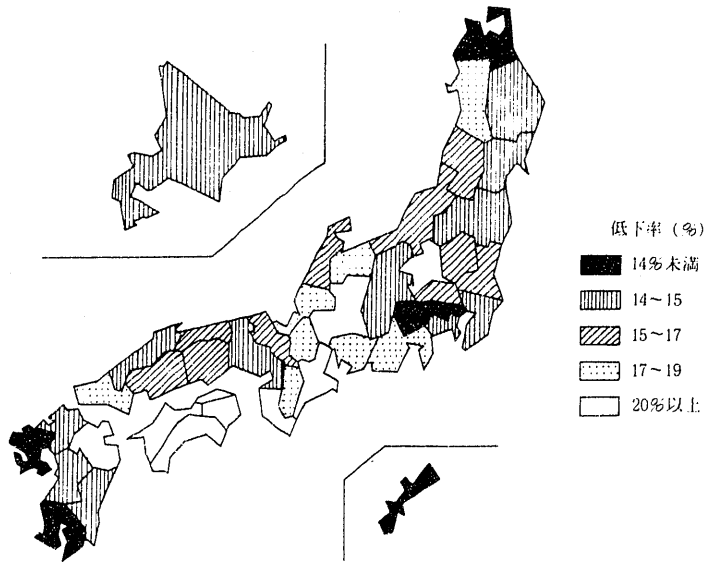
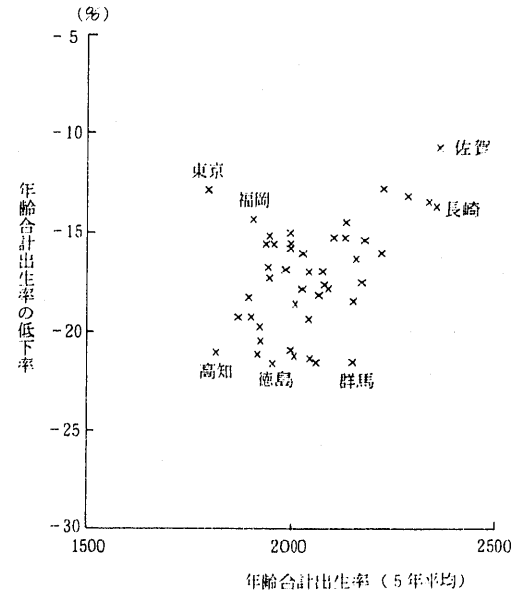


図6 出生力水準と1966年の低下(対5年平均)



5年平均の年齢合計出生率と、それに対する1966年の低下率の関係を示した図6によると、出生率の高い地域ほど出生率の低下が小さく、反対に低出生率地域ほど出生率の低下が大きいう関係が見られる。その代表的な県は、高出生で出生低下の小さいのは佐賀県、反対に低出生で出生低下の大きいのは高知県である。このような関係は、社会経済的観察の結果と相反するものである。次に、5年間の出生力水準と1965年から1966年にかけての低下率の関係をみると、図6でみたよりも、より強

図7 年齢合計出生率の回復率

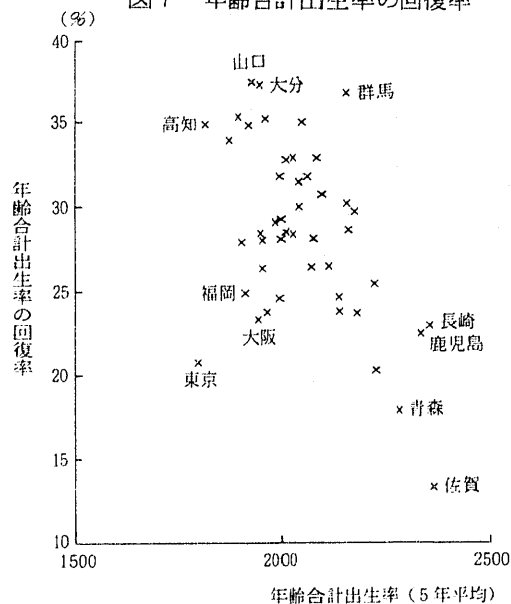
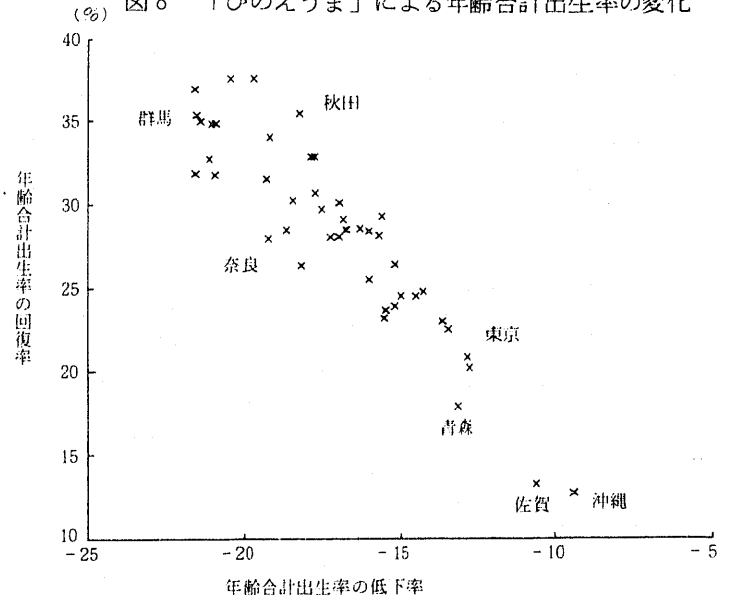


図8 「ひのえうま」による年齢合計出生率の変化



15) 青木・富沢, 前掲(注2), pp.34-35.

い相関が観察される。しかし、東京都あるいは福岡県は、出生率が低いにもかかわらず出生低下は小さかった。

1966年から67年への回復率を図7に示した。これによると図6とは反対に、出生力水準の低い都道府県ほど回復率が高く、出生力水準が高い府県ほど回復率は低くなっている。そこで、図8に、1965年から1966年への低下率との関係を示した。その結果、両者の間に強い関係が見られることから、「ひのえうま」に対する出生の調節には一貫したものが見られるといえる。

なお、社会経済的属性別の出生力水準は「平均初婚年齢」との間に強い相関が見られたが、都道府県別出生力水準と「平均初婚年齢」との間にはほとんど相関が見られなかった。

3. 都市規模から見た出生変動

これまで都道府県単位の出生変動を見てきたが、次に市町村単位の変動をみることにしたい。市町村を、はじめに大都市（東京都区部と政令指定都市）、大都市を除く大都市圏（南関東、東海、京阪神）、それ以外の非大都市圏の3つにわけ、次に大都市以外の市町村を、人口15万以上の市（中都市）、15万未満の市（小都市）、および町村にわけた。厚生行政基礎調査の市町村を表6のように7つに再分類し、1964年から1968年までの結婚合計出生率を計測した。

表6. 都市規模別の結婚合計出生率：1964～1968年 (%)

地 域	結 婚 合 計 出 生 率 (%)						出 生 率 の 差 (対 5 年 平 均)				
	1968	1967	1966	1965	1964	1964～68	1968	1967	1966	1965	1964
大都市	2,168	2,117	1,946	1,885	2,030	2,031	137	86	-85	-146	-1
中都市											
大都市圏	2,237	2,131	1,939	1,753	2,182	2,052	185	79	-113	-299	130
大都市圏外	2,157	2,189	2,002	1,982	2,218	2,109	48	80	-107	-127	109
小都市											
大都市圏	2,181	2,267	1,935	2,027	2,289	2,142	39	125	-207	-115	147
大都市圏外	2,319	2,287	2,088	2,058	2,274	2,205	114	82	-117	-147	69
町村											
大都市圏	2,372	2,514	1,897	2,081	2,157	2,208	164	306	-311	-127	-51
大都市圏外	2,408	2,477	2,168	2,142	2,506	2,339	69	138	-171	-197	167

各地域別の出生力水準は、5年平均の結婚合計出生率の高い方から、非大都市圏の町村、小都市、中都市、大都市圏の町村、小都市、中都市、そして大都市の順となっている。これは出生力が、人口規模だけでなく、大都市圏内に居住するの否かにも大きく影響を受けていることを示している。

「ひのえうま」の影響を、5年平均の結婚合計出生率に対する1965年と1966年の低下の合計としてみると、大都市圏内の町村（438%）と中都市（412%）の低下が最も大きく、低下率は約20%前後となっている。次いで、非大都市圏地域の町村（368%）と大都市圏内の小都市（322%）が約15%の低下を示している。出生力水準の最も低い大都市は、「ひのえうま」による出生低下も231%、11.4%と最も小さいものであった。

VII まとめ

今回、昭和50（1975）年の国勢調査と1974年の厚生行政基礎調査を用いて、女子の就業状態・職業・世帯の経済構成および都道府県別・都市規模別の出生力水準の計測をすると共に、「ひのえうま」による出生率の変動を、期間出生力指標によって分析を試みた。

その結果、第一に確認できたことは、出生児総数と年齢合計出生率の変化はほぼ平行であったことである。したがって、これまで出生児数の対前年比で指摘されたことは、年齢合計出生率でも、同様な結果が見られた。

第二に、「ひのえうま」影響は、出生児数と年齢合計出生率との間ではほぼ同じ水準の反応がみられたが、結婚合計出生率の変化は同じ期間の出生児数の変化よりも大きかったがこれが結婚内の出生調節すなわち避妊が大きかったことによるものといえよう。しかし、年間出生変動についての、各要素別寄与率を計測するには、結婚出生力についても暦年単位で計測することが必要である。

第三に、女子の就業状態・職業および世帯の経済構成別にみると、出生力水準と「ひのえうま」による出生率の変動との間に正の相関関係がみられた。すなわち、平均初婚年齢の低く合計出生率の高い階層ほど低下も回復も大きく、反対に平均初婚年齢が高く出生力の低い階層ほど「ひのえうま」による低下も回復も小さかった。

第四に、都道府県別に出生力水準と「ひのえうま」の影響をみると、社会経済的階層とは反対の動きが見られた。すなわち、年齢合計出生率が低い府県ほど「ひのえうま」による低下も回復も大きく、反対に出生力水準の低い南近畿・四国地方で出生力は大きく変化した。

第五に、市区町村を大都市圏内と圏外、および人口規模によって分けて出生力水準と「ひのえうま」の数字の大きさをみると、同じ人口規模でも大都市圏内にある市町村の方が出生力水準が低いにもかかわらず「ひのえうま」による出生変動は大きかった。

このようなことから、次のような課題がでてきた。それは、出生力水準と「ひのえうま」の変動が、社会経済階層別にみた場合と都道府県別にみた場合に正反対の結果がみられたことである。この現象を人口学的にどのように統一的に説明することが出来るのであろうか。この問題は、「ひのえうま」による出生変動に関する都道府県データによる地域相関分析の結果の評価に結びつくからである。

Fertility Change of the Year of "Hinoe-uma"

Tatsuya ITOH and Reiko BANDO

The year of 1966 was called "Hinoe-uma" in Japan. According to the widely prevalent superstition in Japan, a woman born in that year is destined to kill her husband (Yasukawa 1977). In 1966, both total number of births and birth rate were exordinalry dropped. Then many researchers tried to find out the effects of this superstition to the trends of birth and adjustment process of fertility. They used simple measurement index, i.e., annual change of births and birth rates, number of marriage.

We can derived not only age-specific birth rates and total fertility rates by region and socio-economic status, but also marriage duration specific birth rate and total marital fertility rates, using the own children method (Itoh 1985, Cho et al 1986). Then we used the 1975 Population Census prepared by the Statistics Bureau and the 1974 National Household Survey prepared by the Ministry of Health and Welfare to get fertility measurements ; age specific birth rates and marriage duration specific birth rates, by status of women and region at survey.

First, the trends of total fertility rates and total number of births were very similar. Then we confirmed many findings of previous works based on the annual change of births.

Second, a change of total marital fertility is greater than that of births and total fertility rates in the same period. It means the main cause of fertility change of "Hinoe-uma" is practicing contraception of couples ; mainly couples 2-6 years duration since marriage.

Third, according to the fertility change by socio-economic status of women, high fertility group (e.g., agricultural worker) showed greater change and lower fertility groups (professional, managers, clerical workers) showed less change.

Fourth, on the other hand, according to the fertility change by prefecture (*ken*), high fertility area showed less change and lower fertility area showed bigger change.

Fifth, according to the data taking account of metropolitan area and rural areas, women living in the metropolitan area were more accepted this superstition.

Finally, we found a conflict between the fertility change by women's status and regional fertility change. It is one evidence the limitation of areal correlation analysis.

単身赴任者の統計的観察

山 本 千鶴子

1. はじめに

わが国には、古くは村から村を渡り歩いて仕事をしていた技術者集団や杜氏、薬売り¹⁾、海外移民等の出稼ぎや行商の伝統がある。また、高度経済成長期においては、農村から都会への出稼ぎが顕著に見られた。最近、社会的関心を集めている単身赴任者は“現代版出稼ぎ”である²⁾ということもできよう。ともあれ、単身赴任については色々な面から論じられているのが現状である。本稿では、単身赴任者に関する統計に基づいて一般的動向を観察し、併せてその問題点を指摘するにとどめたい。

2. 単身赴任者出現の背景

ここでは、「単身赴任者とは、雇用者で、転勤命令または諸般の事情により、地域移動をし、本拠世帯と世帯分離して単身で居住している有配偶者」であるということにする。この定義には、当然、海外単身赴任者や女子の単身赴任者も含まれることになる。海外単身赴任者の調査は大塩・岡本の調査³⁾があり、また、女子の単身赴任者については、調査によっては対象としているものもあるが、小数列のため、集計の段階で省いている場合が多い。本稿では、既存の調査結果からデータを得ているため、ここで取り扱う単身赴任者は、国内で単身赴任している男子ということになる。

最初に、単身赴任者の出現する背景についてふれることにしたい。松岡英子は単身赴任出現の背景について、(1)産業都市化に伴う社会的移動の活発化、地域移動の激化、(2)企業組織の巨大化による営業所や支店の増設および我が国の終身雇用制、(3)家族の多様性をあげている⁴⁾。このような状況の中で、単身赴任者は企業側の要因と、後に述べる家庭の側の事情との絡みの中から出現していると考えられる。

まず、企業側の要因について若干説明すれば、次のような状況があると考えられる。我が国では、終身雇用制・年功序列賃金制を原則としている企業が多く、転職した場合、現在の地位や収入が、そのまま保障されることは比較的少なく、転勤命令が出されたら受けざるを得ないという状況がある。また、「男は仕事、女は家庭」という性別分業体制が貫ぬかれているため、転勤に際しては、企業の側は家庭の都合よりも会社の都合を優先し、また、雇用者側も「会社に勤めていれば、転勤や移動は当然である」と考えている者が多い。さらに、企業はオイル・ショック以降、低成長時代の雇用調整

1) 柳田国男は、漂泊者を第一は信仰の伝播者、第二は技術者集団、第三は芸能者集団、第四は山人、第五は旅人、第六は職業としての一時漂泊、職業を求めての一時漂泊者(行商、出稼ぎ)、第七はカミガミの七つのカテゴリーに分類している(鶴見和子、『漂泊と定住と』、1977年6月、筑摩書房、pp. 206-211)。ここでは第二および第六のカテゴリーを出稼ぎや行商としてとらえた。

2) 工藤秀幸・久谷與四郎他、『単身赴任をどうとらえるか』、1984年12月、日本生産性本部、p.1。

3) 付表 単身赴任に関する調査の概要のAD参照。

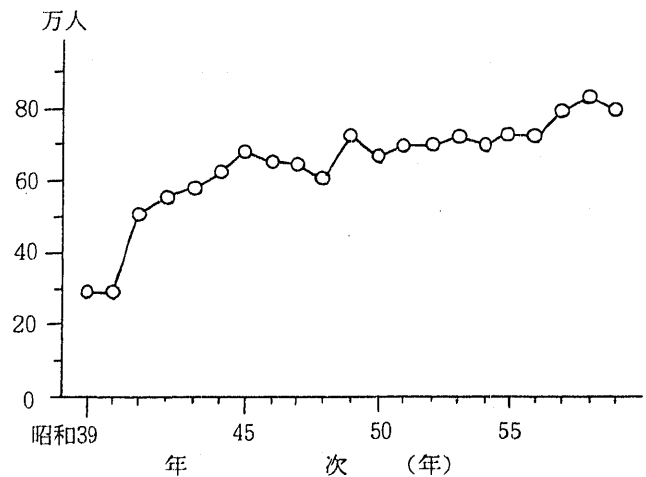
4) 松岡英子、「単身赴任に関する一考察」、日本家政学会家族関係学会会報『家族関係学』、No.3、1984年3月、p.35。

を行う場合、第一に新規採用者の抑制を計り、次いで、企業内の配置転換の促進をあげる場合が多く、その結果、最近では転職の増加が見られる(図1)。

次に、家庭の側から単身赴任の理由をみると、表1のように、第1位子供の教育・進学、第2位家の維持・管理、第3位家族の同居・病気、第4位妻の仕事となっている。家庭の側からはこのような動けない理由があり、その一方で転職の増加が見られる現在、終身雇用のもとでは、転職命令が出されると、単身赴任を選択するケースが多くなってきているのではなかろうか。

先程述べた理由から、単身赴任者は中高年サラリーマンがその主体をなしているということが推察出来る。そこで、次に単身赴任者に関する統計数字を示して、その一般的動向を観察してみたい。

図1 年次別配転者数



出所：『雇用動向調査』各年版

表1 単身赴任の理由別割合¹⁾

(%)

調査の種類 ²⁾	子供の教育・進学	家の維持・管理	家族の病気・世話	妻の仕事・共働き	赴任先に適当な住居がない	その他
B ³⁾	77.6	27.6	9.1	—	—	13.0
D ³⁾	54.4	50.4	7.4	—	—	—
E ³⁾	41.3	—	4.1	—	9.9	—
H	27.3	44.6	10.1	8.6	—	—
I ³⁾	75.3	43.3	26.8	7.8	—	—
J	77	53	22	—	—	—
M ³⁾	95.3	49.0	28.2 ⁴⁾	9.4	2.7	—
N ³⁾	68.6	42.9	17.4	14.3	—	12.0
O ³⁾	59.4	53.5	28.7	25.1	—	14.8
P ³⁾	46.6	39.7	10.6 ⁴⁾	2.3	0.8	—
S ³⁾	71.8	45.6	9.7	8.7	—	18.4
V ³⁾	61.2	49.0	8.9	—	—	—
Y ³⁾	94.2	46.9	34.8	7.9	1.2	3.3
AA ³⁾	93.8	45.4	25.4	7.7	3.1	1.5
AD	72.8	49.5	20.8	15.5	—	10.1

1) 単身赴任の理由別割合とは、各調査毎の単身赴任者数に対する理由別割合。

2) 調査の種類はP.P.〇〇～〇〇の付表 単身赴任に関する調査の概要を参照(以下の図・表においても同様)。

3) 複数回答のため100%を超える。

4) 親の転居の困難性及び家族の病気・出産の合計値。

3. 単身赴任者の基本的属性

転勤命令が出されて、単身赴任を選択した人の数はどの位なのであろうか。労働省の試算によると1年間に13万5千人から15万人の単身赴任者が発生するという。そしてその結果、単身赴任者の数は全国で20万とも40万とも言われているけれども、確定的な数字はないといっている。そこで、全国レベルの統計から単身赴任者とおぼしき者の数がかめないかと考えて、国勢調査、厚生行政基礎調査や全国消費実態調査からおおよそ20万から50万人という数字を得た⁵⁾。

次に有配偶転勤者のうちで単身赴任を選択した者の割合である単身赴任率をみると約20%、すなわち、5人に1人の割合で単身赴任を選択したことになる。これを年齢別にみると、50歳代が一番高く、40歳代がこれに続いている(表2)。

単身赴任者の年齢別構成を見ると、40歳代の割合が一番高く、次いで50歳代(表3)となっており、職場内の地位は、一般職に比べて役職者が多く、そのなかでも特に課長クラスが多いという状況が見られる。

さらに、単身赴任者の赴任期間についてみると、単身赴任者だからという理由で特別に期間を決めている企業はほとんどなく、単身赴任も家族一緒の帯同赴任も同一の赴任期間と考えられているのではないということがうかがえる。そこで平均赴任期間をみると4.5年となっており、最近少し延長傾向がみられる。

そして、転勤回数をみると、平均は5.8回となっており、これは勤続年数や年齢に比例していることがわかる。このうち単身赴任の回数は図2に示したとうりであり、その平均は2.1回である。

以上の事から、数の上では50歳代に比べて40歳代が多いけれども、単身赴任を選択した割合は50歳代が一番高く、役職別には課長クラスが多いという事ができる。赴任期間が比較的短期間であるということから単身赴任を選択する傾向があるが、場合によっては何回も単身赴任を選択せざるを得ないということがいえよう。

このような一般的動向を念頭におき、次に単身赴任者の抱えてい

表2 年齢別単身赴任率¹⁾ (%)

調査の種類 年齢	Y	Z	A C
30歳以下	8.9	—	2.4
30～34	6.0	} 8.1	4.1
35～39	12.1		8.9
40～44	21.3	} 32.1	24.0
45～49	33.3		44.5
50歳以上	43.8	35.6 ²⁾	37.2
計	18.5	19.6	25.7

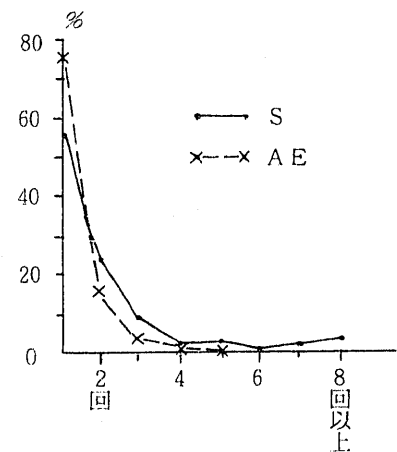
- 1) 年齢別単身赴任率とは、ある年齢における一定期間内の有配偶転勤者に対する単身赴任者の割合。
- 2) 50～59歳の単身赴任率。

表3 単身赴任者の年齢別構成割合¹⁾ (%)

調査の種類 年代	U	A C	A D	A G
30歳代	7.0	6.9	11.1 ³⁾	14.5
40 "	68.0	32.9	62.0	51.6
50 "	25.0	59.7 ¹⁾	26.8 ²⁾	30.6 ¹⁾

- 1) 各調査の単身赴任者総数に対する年代別単身赴任者の割合。
- 2) 50歳以上。
- 3) 20歳代～30歳代。

図2 単身赴任の回数別割合¹⁾



出所：S, A E

- 1) 各調査における単身赴任者数に対する単身赴任回数別単身赴任者の割合。

5) 濱英彦は、「このような年齢層(男子有配偶「単独世帯」の40～59歳：筆者注)に有配偶単身世帯のピークが来ることは、その大きな部分が、単身赴任であることを示唆するが、現実の大きさを確認することはできない。」と述べている。濱英彦、「単身世帯の意義と動向」, 日本住宅協会, 『住宅』, 7, Vol.34, 1985年, pp. 6～7.

る問題点を(1)単身赴任後の経済上の困難性、(2)夫の単身赴任後の家族の変化、(3)単身赴任者本人の問題点の三つに分けて検討することにした。

4. 単身赴任者の抱えている問題点

(1) 単身赴任後の経済上の困難性

単身赴任者の年間所得をみると、比較的高収入の層が多く、年収500万円以上が約8割、1000万円以上の世帯が約1割ある⁶⁾。

そして、既に述べた単身赴任の理由からも明らかのように、単身赴任者の家族は自宅に住んでいる割合が高く、したがって、住宅ローンのある世帯の割合も高くなっている。住宅ローンの月収に占める割合は10%以下が約1/4、10%台が1/2、20%以上が約1/4強ある(表4)。以上のように単身赴任者の平均世帯収入は、一般の世帯より多いということがいえるけれども、住宅ローンを抱え、二世帯に分離した結果余分な出費がかさみ、単身赴任後の家計の状況は多くの世帯が苦しくなったことを訴えている(表5)。

やりくりや、妻のパート就労により家計の赤字を補填している。一方、単身赴任者の生活費は半数近くが10万円以下であり、その困窮具合がうかがわれる(表6)。しかし、企業によっては単身赴任に対する援助制度が確立され、10万円以下でもかなり快適な生活が可能なので注意を要する

表4 月収に占める住宅ローンの割合別分布¹⁾ (%)

月収に占める住宅ローンの割合	1～9%	10～19	20～29	30%以上
住宅ローン返済中の単身赴任家庭の割合	25.0	46.9	23.4	4.7

出所：S

1) 分母は住宅ローン返済中の単身赴任家庭数。

表5 単身赴任後の家計の状況¹⁾ (%)

調査の種類	大赤字	単身赴任は家計に負担	苦しなくなった	変らない
D	—	84.4	—	—
H	—	—	68.0	26.0
I	18.7	—	53.0	21.3
N	—	74.6	—	—
O	—	83.5 ²⁾	—	—
V	—	84.7	—	—
S	7.2	—	48.5	48.3

1) 分母は各調査毎の単身赴任者数。

2) 経済的負担が大きい。

表6 単身赴任者の1か月の生活費別分布¹⁾ (%)

調査の種類	4万円以下	5～9万	10～14万	15～19万	20～24万	25～29万	30万円以上	解答なし
S	9.7	35.0	35.9	8.7	3.9	1.9	2.9	1.9
U	6万円以下	6～8万	8～10万	10～12万	12～15万	15～20万	20万円以上	
	5.0	14.0	30.0	24.0	20.0	6.0	1.0	

1) 分母は各調査の単身赴任者数。

上記以外にE、Iの調査がある。

6) 総務庁統計局、『全国消費実態調査』、昭和59年。

が、それはごく少数の単身赴任者ではなかろうか。

また、家族と別居しているので妻や子供とのコミュニケーションを密接にするために、電話連絡や夫の一時帰省、あるいは妻が夫の単身赴任地を訪問する等の方法がとられている。そのため、電話代や交通費の出費⁷⁾がかさみ、更に経済的困難性は増してきているといっても過言ではない。

このような状況があるため、別居手当や単身赴任手当を支給する企業は年々増えてきているが、しかし、その額は最近増加してきているとはいえ、いまだに2～3万円と少なく、単身赴任に伴う出費増をまかなうことは到底できない。

単身赴任家庭は、以上のような経済上の困難を抱えているが、残された家族はどのような状況となっているのであろうか。次にこの点について述べてみたい。

(2) 夫の単身赴任後の家族の変化

夫の単身赴任後、妻が行っていた夫の世話は減るが、既に述べたように家計のやりくりやパート就労による精神的・肉体的な妻の負担は増加している事がうかがわれる。

その上、子供のしつけには多くの場合妻があたり(表7)、時によっては父親の役割も果さなければならず、家庭内の決定権は、夫の単身赴任後も夫婦で決定する世帯が依然として多いが、夫から妻に委ねられる割合が増えてきている(表8)。

表7 夫単身赴任前および単身赴任後の子供のしつけ者別割合¹⁾(%)

しつけ者 時期	夫婦で	妻のみ	夫のみ	大きな問題のみ相談	解答なし
夫単身赴任前	42.6	9.6	2.1	41.5	4.3
夫単身赴任後	22.3 ²⁾	33.0 ³⁾	—	44.7	—

出 所：S

1) 分母は単身赴任家庭数。

2) なるべく夫に相談。

3) ほとんど妻。

また、夫の単身赴任後の配偶者間の変化についてみる。夫も妻も変化なしの割合が過半数を占めており、プラスへの変化が25から30%、マイナスへの変化が10%台となっている。マイナスの変化の中で、心のずれを感じた割合は夫より妻の方が高く、約2倍となっているが、亀裂が入りそうになった割合は2%と少ない。しかし、調査によっては10%台を示している場合もある⁸⁾。

表8 夫単身赴任前と単身赴任後別家庭内の決定権の所有者別割合¹⁾(%)

決定権の所有者 時期	夫	妻	両者	解答なし
夫単身赴任前	52.6	7.2	40.2	—
夫単身赴任後	33.0	21.6	43.3	2.1

出 所：S

1) 分母は単身赴任家庭数。

次に、子供の変化はどのような点に現れているのであろうか。既に父親欠損による子供への影響はいろいろな分野で指摘されている。ここでは、夫の単身赴任によって、父親が不在であるにもかかわらず、子供には変化が見られないという点についてふれてみたい。

図3によると、6割の子供は変化なしと答えている。変化を示した者の中には、のびのびしたと回答している子供さえみられる。このことについて奥山千穂は「これは、やはり赴任前の父の存在が薄ければ、赴任後の父が身近に居なくとも何の障害もなく、それどころか父親という重しのとれた状態

7) 一時帰省の往復旅費の支給は、最近増えてきているが、半数に達するかどうかという状況である。最近は出張等で配慮する企業が増えている。

8) 付表 単身赴任に関する調査の概要のJ参照。

を快く思っているようだ。」と述べている。

以上のように、夫の単身赴任後、妻の側では経済上の困難の一部補填のためのパート就労及び家庭内における父親役割の代替機能を勤めるといふ新たな変化がみられる。そして、配偶者間の関係では変化なしが多く、次いでプラスの変化を示す者が多いという事ができる。夫の単身赴任後の家庭は、いまにも崩壊するような指摘がなされる場合が多く見られるけれども、単身赴任家庭イコール問題家庭ではないということを目指しておきたい。また、単身赴任による父親不在が子供に変化を及ぼしていないという事が、夫の単身赴任前、すなわち子供と同居している時の父親の存在の希薄さを逆に照らし出しているという事ではなかろうか。多くの雇用者家庭では長時間労働および遠距離通勤のため、「父親不在」が普通の状況となっている現在、単身赴任家庭の問題が人々の関心を集める所以は、本来夫婦で行うべき子育てやしつけが「父親不在」の故に母親のみにまかされ、そのことによって引き起こされている子供の成長の歪みという点にあるのではなかろうか。

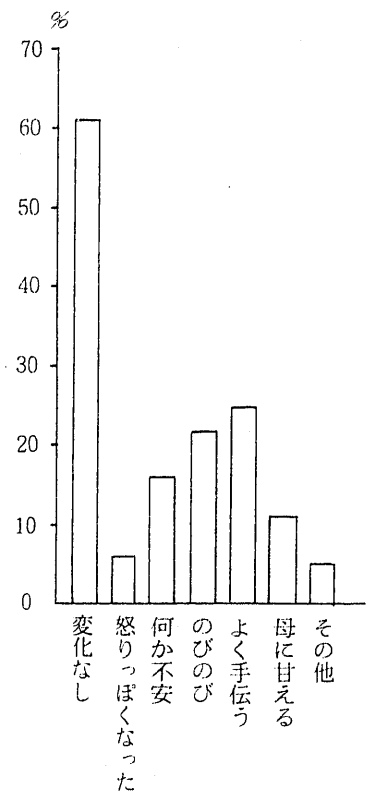
一方、単身赴任していった夫は家庭内の事に煩わされることなく、何も問題はないと言えるのであろうか。次に、単身赴任者本人の問題点をみてる事にする。

(3) 単身赴任者本人の問題点

単身赴任者の精神的肉体的変化については、変化なしの者が半数いるけれども、体調を崩しやすく、寝つきが悪く、疲れが翌日まで残るといふマイナスの変化を示す者が多い(表9)。

また、単身赴任で煩しい事は、第1位食事、第2位洗濯、第3位掃除となっている(表10)。一番煩わしいとされている食事は、隋い付きが多いが、自炊している者もこれに次いで多い。洗濯は半数以上の割合で自分が行い、帰宅時に汚れ物を持ち帰る人もいる。掃除は適当にやる人が6割で、中にはこまめにやる人もいる。

図3 父単身赴任後の子供の变化¹⁾



1) 子供が自分自身の变化について解答したもの(複数解答)。分母は子供の数。
出所：S

表9 単身赴任後の精神的肉体的変化別割合¹⁾

調査の種類	イライラする	疲れが翌日まで残る	寝つきが悪くなった	心が落つく	毎日が楽しい	体調を崩しやすい	大病をした	変化なし	その他
D	-	-	28.8	-	-	23.8	-	-	-
N	22.3	25.1	17.1	-	-	-	-	-	-
S ²⁾	16.5	27.2	18.4	2.9	1.0	23.3	1.0	48.5	1.9
V	14.7	-	27.2	-	-	22.1	-	-	-

1) 分母は各調査毎の単身赴任者数。

2) 複数回答。

表10 単身赴任でわずらわしいことの割合¹⁾

(%)

調査の種類 \ わずらわしいこと	食 事	洗 濯	掃 除	日常の買物	家の管理	セックス
B	43.7	36.6	22.8	-	4.3	-
D ²⁾	52.4	43.4	45.6	41.2	-	44.4
E ³⁾	52.9	46.3	31.4	-	-	24.8
H	45.0	12.0	10.0	-	-	-
V ²⁾	56.1	41.0	44.2	37.6	-	-

- 1) 分母は各調査毎の単身赴任者数。
 2) 各項目ごとに「はい」、「いいえ」で答えさせている。
 3) 一番困っていることを3つ書かせている。

つぎに、単身赴任のメリットについては、メリットはないという人も多いが、自分の時間を持てたという点をあげる者が多く見られる。この事は、家族と同居の時は、帰宅が遅く、自宅に寝に帰るだけという事の裏返しではなかろうか。単身赴任しなければ、自分の時間が持てないとは、何ともおかしな話である。

単身赴任についての意識をみると、単身赴任は苦痛であると感じている者が多く、できるだけ避けるべきであるが、仕事のためならやむをえないという矛盾した結果がでている(表11)。

表11 単身赴任についての意識別割合¹⁾

(%)

調査の種類	大 変 苦 痛	少 し 苦 痛	あ ま り 苦 痛 で ない	全 然 苦 痛 で ない
A D	22.2	52.5	20.3	3.9
	体 験 上 で き れ ば 単 身 赴 任 は さ け る べ き		仕 事 の た め な ら 単 身 赴 任 も や む を え ない	
D ²⁾	80.3		90.0	
H	46.0		47.0	
V ²⁾	83.6		87.7	

- 1) 分母は各調査毎の単身赴任者数。
 2) それぞれの項目について、はい、いいえで答えさせている。

5. おわりに

以上の考察を通じて、単身赴任家庭の経済的困難性、家族の変化や単身赴任をしている本人の問題等を見てきた。それらの中で特に指摘しなければならない点は、父親の単身赴任後、子供に変化がみられないという事である。このことは、父親が同居しているにもかかわらず、「父親不在」が一般化し、子供のしつけが母親の手に委ねられ、父親は子育てに関わる機会が非常に少なくなり、そのことによる子供の成長の歪みをひき起し、父親の存在そのものが問われかねない状況になっている事ではないかと考える。

今後も、単身赴任が増えるという見通しが言われている現在、この点に充分考慮する必要性を痛感した。

付表 単身赴任に関する調査の概要

記号	1. 調査名 2. 調査時期 3. 実施機関(者)	報告書名
A	1. 国内・海外旅費総合調査 2. 昭和47年3月31日現在 3. 財団法人労務行政研究所	財団法人労務行政研究所, 「国内出張・転勤旅費の支給水準と運用状況」, 『労政時報』, 第2127号, 昭和47年5月12日
B	1. 単身赴任の実態を探る 2. 昭和55年11月5日時点でアンケート用紙を発送とあり. 3. 日経マグローヒル社	日経マグローヒル社, 「調査・単身赴任者の実態を探る」, 『日経ビジネス』, 昭和55年12月29日号, pp. 106 ~ 112
C	1. 国内出張・転勤および海外出張旅費実態調査 2. 昭和56年5月6日~6月16日 3. 財団法人労務行政研究所	財団法人労務行政研究所, 「転勤をめぐる各種手当と取り扱いの実態」, 『労政時報』, 第2562号, 昭和56年8月7日
D	1. 単身赴任実態調査(中間報告) 2. 明記なし 3. 財団法人日本生産性本部メンタル・ヘルス研究室	日本生産性本部メンタル・ヘルス研究室, 『単身赴任者実態調査(中間報告)資料』, 昭和56年5月28日
E	1. 単身赴任サラリーマンの生活と意見 2. 昭和56年6月 3. 株式会社レイク	株式会社レイク, 『単身赴任サラリーマンの生活と意見』, 昭和56年7月
F	1. 雇用動向調査(昭和56年上期) 2. 昭和56年7月1日~31日 3. 労働省	労働省, 『昭和56年上期における雇用労働力の移動状況について』, 昭和56年12月20日, p.11, 第21表
G	1. 雇用動向調査 2. 昭和56年7月1日~31日, 昭和57年1月16日~2月15日 3. 労働省	労働省, 『雇用動向調査報告(昭和56年)』, 昭和57年12月20日, p.22, 第21表
H	1. 単身赴任に関する調査 2. 昭和56年7月~9月 3. 宮崎英子(信州大学)	宮崎英子, 「地域的移動と世帯分離-単身赴任とその生活-」, 『家庭科教育 変動する家族と家族関係』, 7月臨時増刊, 家庭教育社, 昭和58年7月
I	1. 単身赴任に関するアンケート調査 2. 昭和57年3月 3. 読売新聞社婦人部	読売新聞社婦人部編, 『あゝ単身赴任 明日はわが身か』, 昭和57年12月27日, 講談社, pp.99~106
J	1. 明記なし 2. 昭和57年5月 3. NHK大阪放送局教育部	望月嵩, 「生活形態を異にする人々の家庭の問題-単身赴任問題をめぐって-」, 『サイコロジー』, 昭和57年12月, pp.6~10で使用 また, 橋田保正, 「単身赴任-夫と妻の意識」, 工藤・久谷他, 『単身赴任をどうとらえるか』, 財団法人日本生産性本部, 昭和59年12月20日, pp.92~118で使用
K	1. 雇用動向調査(昭和57年上期) 2. 昭和57年7月1日~31日 3. 労働省	労働省, 『昭和57年上期における雇用労働力の移動状況について』, 昭和57年12月21日, p.11, 第21表
L	1. 雇用動向調査 2. 昭和57年7月1日~31日 昭和58年1月16日~2月15日 3. 労働省	労働省, 『雇用動向調査報告(昭和57年)』, 昭和58年11月20日, p.22, 第20表

記号	1. 調査名 2. 調査時期 3. 実施機関(者)	報告書名
M	1. 転勤に関する各種取り扱い実態調査 2. 昭和57年6月1日～7月30日 3. 財団法人労務行政研究所	財団法人労務行政研究所、『労政時報』, 第2615号, 昭和57年9月24日
N	1. 明記なし 2. 昭和57年10月1日～31日 3. 本村汎・磯田朋子	本村汎・磯田朋子, 「単身赴任家族の生活実態」, 『大阪市立大学生生活科学部紀要』, vol.31, 昭和58年
O	1. 筑波研究学園都市における単身赴任者の生活実態に関する調査研究 2. 明記なし(ただし, Uの報告書に「昭和57年秋」とあり. p.54) 3. 大塩俊介・岡元行雄(筑波大学)	大塩俊介・岡元行雄「筑波研究学園都市における単身赴任者の生活実態に関する調査研究-国家公務員宿舎居住者を対象として-」, 筑波大学筑波環境グループ, 『筑波の環境7c』, 昭和58年別冊, pp.19～36
P	1. 単身赴任・出向に関する調査 2. 提出締め切り日4月末日とあり 3. ゼンセン同盟産業政策局	ゼンセン同盟産業政策局, 『単身赴任および出向の実態-単身赴任・出向に関する調査報告』, 昭和58年11月
Q	1. 雇用動向調査(昭和58年上期) 2. 昭和58年7月1日～31日 3. 労働省	労働省, 『昭和58年上期における雇用労働力の移動状況について』, 昭和58年12月20日, p.9, 第17表
R	1. 雇用動向調査 2. 昭和58年7月1日～31日 昭和59年1月16日～2月15日 3. 労働省	「昭和58年における雇用労働力の移動状況-雇用動向調査-」, 『労政時報』, 昭和59年10月号, p.60, 第15表, 昭和59年10月15日, 第一法規出版株式会社
S	1. 明記なし 2. 昭和58年7月10日～9月10日 3. 奥山千穂	奥山千穂, 『単身赴任家庭における家庭問題』, 大正大学社会学部卒業論文
T	1. 勤労者家庭の妻の意識に関するアンケート調査 2. 昭和58年9月1日～30日 3. 労働省婦人少年局	労働省婦人少年局, 『勤労者家庭の妻の意識に関するアンケート調査-結果報告書-』, 昭和59年3月
U	1. 「博チョン100人」アンケート 2. 昭和58年9月～10月 3. 朝日新聞西部本社社会部	朝日新聞西部本社社会部, 『単身赴任』, 昭和59年4月1日, pp.230～238, 朝日新聞社
V	1. 「単身赴任」のメンタル・ヘルス調査 2. 昭和58年 3. 財団法人日本生産性本部メンタル・ヘルス研究室	財団法人日本生産性本部メンタル・ヘルス研究室, 『「単身赴任」のメンタル・ヘルス調査』, 昭和59年6月
W	1. 単身赴任に伴う諸問題アンケート 2. 明記なし 3. NHK社会教養部	『NHK おはようジャーナル 単身赴任に伴う諸問題アンケート』
X	1. 単身赴任に関する企業アンケート 2. 明記なし 3. NHK社会教養部	『NHK おはようジャーナル 単身赴任に関する企業アンケート』
Y	1. 転勤をめぐる各種取り扱いの実態 2. 昭和59年6月5日～8月8日 3. 財団法人労務行政研究所	財団法人労務行政研究所, 『転勤をめぐる各種取り扱いの実態』, 昭和59年9月

記号	1. 調査名 2. 調査時期 3. 実施機関(者)	報告書名
Z	1. 雇用動向調査 2. 昭和59年7月1日～31日, 昭和60年1月16日～2月15日 3. 労働省	「昭和59年における雇用労働力の移動状況について」, 『労働統計調査月報』, No. 440, vol. 37, No. 9, 昭和60年9月, p.23, 第13表
AA	1. 単身赴任に関するアンケート調査 2. 昭和59年9月30日 3. 北海道拓殖銀行調査部	「札幌市における単身赴任の状況」, 『たくぎん調査月報』, No. 395, 昭和60年2月
AB	1. 単身赴任者のライフスタイル調査 2. 昭和59年12月 3. 大正海上火災保険株式会社	大正海上火災保険株式会社, 『単身赴任者のライフスタイル調査』, 昭和60年2月
AC	1. 単身赴任に関する調査 2. 昭和60年1月15日 3. 人事院	「国家公務員の単身赴任等の実態調査結果について」, 『人事院月報』, No. 419, 昭和60年12月
AD	2. 第1次昭和60年2月1日～4月30日 第2次昭和60年5月16日～7月15日 3. 大塩俊介・岡元行雄	大塩俊介(千葉大学)・岡元行雄(名古屋音楽大学), 『単身赴任の実態とその家族関係に及ぼす影響(その1)』, 第58回日本社会学会大会(昭60. 11. 4)で発表
AE	1. 明記なし 2. 明記なし 3. NHK	「ひとり行く企業の防人」, 『月刊NHK サラリーマンライフ』, 3月号, 昭和60年3月, 「単身赴任単身者の生活便利帳」, 『月刊NHK サラリーマンライフ』, 4月号, 昭和60年4月
AF	1. 単身赴任者健康診断単身赴任実態調査 2. 明記なし 3. 明記なし	官庁速報12月19日の転写が, 自治体問題研究所『住民と自治』に掲載, 昭和60年3月
AG	1. 転勤に関する各種取り扱い実態調査 2. 昭和61年6月11日～8月11日 3. 財団法人労務行政研究所	財団法人労務行政研究所『転勤をめぐる各種取り扱いの実態』, 昭和61年9月

日本の将来推計人口*

—昭和61年12月推計—

前回の将来推計人口（昭和56年11月推計）¹⁾が発表されてから、平均寿命は男女とも予想外の伸びをみせ、出生率も予想したほどには低下しなかった。このたび昭和60年10月1日に実施された国勢調査の全数集計結果が発表され、将来人口推計のための新しい基準人口が得られたのを機会に、厚生省人口問題研究所では全国の男女年齢各歳別将来推計人口の改訂を行った。推計の方法ならびに推計結果の概要は以下の通りである²⁾。

I 推計方法の概要

1. 推計期間

推計期間は昭和60年（1985年）～昭和100年（2025年）の40年間とし、参考推計として昭和101年（2026年）～昭和160年（2085年）を付け加えた。

2. 推計の方法

推計の方法としては、従来同様コーホート要因法を採用した。これは、すでに生存する人口については将来生命表を用いて年々加齢していく人口を求めると同時に、新たに生まれる人口については、将来の出生率を用いて将来の出生数を計算してその生存数を求める方法である。コーホート要因法によって将来人口を推計するためには、(1)基準人口、(2)将来の生命表（将来の生残率）、(3)将来の出生率、(4)将来の出生性比、(5)将来の国際人口移動率の5つのデータが必要である。以下順を追って説明する。

3. 基準人口

推計の出発点となる基準人口は昭和60年10月1日時点の男女年齢各歳別人口である。この人口は、昭和60年10月1日に実施された国勢調査の全数集計結果から得られた。

本研究所では昭和61年8月に行政上の必要から同国勢調査の1%抽出集計結果に基づく全国将来推計人口を暫定推計の形で公表した³⁾。本稿の推計結果は、この暫定推計の方法ならびに各種の仮定は変えずに、基準人口のみを全数集計結果に置き換えて再計算したものである。したがって、今回の推計結果と暫定推計の結果との間には大きな違いはない。

4. 将来生命表（生残率の仮定）

すでに生存するある年の人口から翌年の人口を推計するには男女年齢各歳別の生残率が必要であり、

※ 本推計は阿藤誠、高橋重郷、石川晃、池ノ上正子の4名が担当した。

1) 厚生省人口問題研究所『日本の将来推計人口——全国男女年齢別、昭和55～155年——：昭和56年11月推計』研究資料第227号、1982年4月。

2) 本推計の方法、仮定の設定方法、推計結果の詳細については、厚生省人口問題研究所『日本の将来推計人口——昭和60～100年（昭和101～160年参考推計）——：昭和61年12月推計』研究資料第244号、1987年2月を参照のこと。

P55

3) 厚生省人口問題研究所「日本の将来人口新推計（昭和61年8月暫定推計）」、1986年8月。

それを得るためには将来生命表を作成する必要がある。わが国は昭和60年現在世界最長寿国のひとつであり、しかも年々平均寿命の伸びが続いている。従って、わが国の将来生命表の作成にあたっては他の先進国の平均寿命の水準は必ずしも参考にならない。

将来生命表の作成方法としては、死因別死亡率に基づく方法と年齢別死亡率に基づく方法がある。本推計では主として死因別死亡率法を用いたが、年齢別死亡率法による推計結果も考慮した。今回用いた死因別死亡率法は、死因別年齢標準化死亡率の年次推移に対して曲線を当てはめることによりその将来値を推定し、これを年齢別死亡率に変換して将来生命表を作成する方法である⁴⁾。

求められた将来生命表に基づく男女別平均寿命は表1に示されている。これによると、昭和60年に男子74.84年、女子80.46年であった平均寿命は昭和75年（2000年）には男子76.81年、女子82.69年、昭和100年（2025年）には男子77.87年、女子83.85年に達するものと予想される。

昭和101年～160年の参考推計については、昭和100年の平均寿命を昭和100年以降一定と仮定して計算した。

表1 平均寿命（出生時の平均余命）の推移と仮定

年次	実績値（年）			年次	仮定値（年）		
	男	女	男女差		男	女	男女差
昭和25年（1950）	59.57	62.97	-3.40	昭和60年（1985）	74.92	80.63	-5.71
30（1955）	63.60	67.75	-4.15	61（1986）	75.10	80.82	-5.72
35（1960）	65.32	70.19	-4.87	62（1987）	75.27	81.01	-5.74
40（1965）	67.74	72.92	-5.18	63（1988）	75.43	81.18	-5.75
				64（1989）	75.58	81.34	-5.76
45（1970）	69.31	74.66	-5.35	65（1990）	75.72	81.50	-5.78
46（1971）	70.17	75.58	-5.41	66（1991）	75.86	81.65	-5.79
47（1972）	70.50	75.94	-5.44	67（1992）	75.99	81.79	-5.80
48（1973）	70.70	76.02	-5.32	68（1993）	76.11	81.93	-5.82
49（1974）	71.16	76.31	-5.15	69（1994）	76.23	82.05	-5.82
50（1975）	71.73	76.89	-5.16	70（1995）	76.34	82.17	-5.83
51（1976）	72.15	77.35	-5.20	71（1996）	76.44	82.29	-5.85
52（1977）	72.69	77.95	-5.26	72（1997）	76.54	82.40	-5.86
53（1978）	72.97	78.33	-5.36	73（1998）	76.64	82.50	-5.86
54（1979）	73.46	78.89	-5.43	74（1999）	76.72	82.60	-5.88
55（1980）	73.35	78.76	-5.41	75（2000）	76.81	82.69	-5.88
56（1981）	73.79	79.13	-5.34	80（2005）	77.17	83.08	-5.91
57（1982）	74.22	79.66	-5.44	85（2010）	77.43	83.37	-5.94
58（1983）	74.20	79.78	-5.58	90（2015）	77.63	83.59	-5.96
59（1984）	74.54	80.18	-5.64	95（2020）	77.77	83.74	-5.97
60（1985）	74.84	80.46	-5.62	100（2025）	77.87	83.85	-5.98

（注）昭和60年とは昭和60年10月1日～昭和61年9月30日を指す。他の年次も同様。

4) 本推計方法の詳細については厚生省人口問題研究所『死亡率の分析と推計に関する研究』、1986年3月。

5. 出生率の仮定

将来の出生数を推計するには、将来における女子の年齢各歳別出生率が必要である。将来の出生率を推計する方法としては大別して期間出生率法とコーホート出生率法があるが、本推計では主として後者の方法を採用した。コーホート出生率法は、毎年の女子出生コーホート毎に出生過程を観察し、出生過程が完結していないコーホートについて完結出生力の水準と出生のタイミングを予測し、これによって毎年の年齢別出生率ならびに合計特殊出生率を推計する方法である⁵⁾。

コーホート出生率の仮定設定に際しては、各コーホートの結婚・出産のタイミング、生涯未婚率、夫婦の予定子供数、夫婦完結出生児数を考慮する。出生率は生残率に比べて変化の幅が大きいため、主として夫婦完結出生児数の仮定の違いに応じて、以下の3つの仮定（中位、高位、低位）を設けた。

(1) 中位の仮定

最近の合計特殊出生率の動きをみると、昭和48年の2.14から昭和56年の1.74まで低下した後、昭和59年の1.81まで回復したが、昭和60年には再び1.76に低下した。このような合計特殊出生率の変化は主として昭和40年15歳コーホート以後顕著になった初婚年齢の上昇（晩婚化）によるものと考えられる⁶⁾。

各種の調査によれば、わが国の皆婚慣行は大きく変わっておらず、夫婦の予定子供数ならびに完結出生児数は平均2.2人程度で比較的安定している⁷⁾。したがって現在出生過程にあるコーホートは、

表2 合計特殊出生率の推移と仮定

年次	実績値	年次	仮定値		
			中位	高位	低位
昭和25年(1950)	3.65028	昭和61年(1986)	1.75470	1.78470	1.72470
30(1955)	2.36936	62(1987)	1.77488	1.81490	1.73486
35(1960)	2.00384	63(1988)	1.79631	1.84699	1.74564
40(1965)	2.13925	64(1989)	1.81803	1.87949	1.75657
45(1970)	2.13490	65(1990)	1.83940	1.91148	1.76732
46(1971)	2.15732	66(1991)	1.86025	1.94269	1.77781
47(1972)	2.14219	67(1992)	1.87981	1.97196	1.78766
48(1973)	2.14039	68(1993)	1.89671	1.99724	1.79618
49(1974)	2.04896	69(1994)	1.91199	2.02009	1.80389
50(1975)	1.90942	70(1995)	1.92469	2.03907	1.81031
51(1976)	1.85191	75(2000)	1.95800	2.08870	1.82730
52(1977)	1.80089	80(2005)	1.96881	2.10458	1.83305
53(1978)	1.79175	85(2010)	1.97673	2.11611	1.83734
54(1979)	1.76935	90(2015)	1.98449	2.12741	1.84156
55(1980)	1.74651	95(2020)	1.99224	2.13870	1.84578
56(1981)	1.74146	100(2025)	2.00000	2.15000	1.85000
57(1982)	1.76983				
58(1983)	1.80057				
59(1984)	1.81085				
60(1985)	1.76397				

5) コーホート出生率の分析とそれに基づく推計方法については、阿藤誠・石川晃・池ノ上正子「コー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1月、pp.35～47。

6) 前掲注5) 文献参照のこと。

7) 厚生省人口問題研究所『(第8次出産力調査第I報告書)日本人の結婚と出産』、1983年3月。同『(第8次出産力調査第II報告書)独身青年層の結婚観と子供観』、1983年7月。

結婚・出産年齢は上昇するものの、最終的には大部分の者が結婚し、平均2人程度の子供を生むものと予想される。

コーホート出生率法によって求められた将来の合計特殊出生率は、最近の晩婚化の加速化を反映して今後しばらく停滞が予想されるものの、晩婚化が鈍化するとともに上昇していく。具体的には中位の合計特殊出生率の将来値は、表2に示されたとおり、昭和61年の1.75まで低下した後、昭和65年（1990年）の1.84、昭和75年（2000年）の1.96を経て、昭和100年（2025年）には2.00に達するものと仮定した。

(2) 高位の仮定

高位の仮定は、中位の場合と同様に皆婚慣行には大きな変化がないと仮定し、しかも夫婦が最近の調査による平均希望子供数（2.4人弱）を実現すると想定したケースである。

この場合、合計特殊出生率は昭和75年（2000年）に2.09、昭和100年（2025年）には2.15に達するものと予想される（表2）。

(3) 低位の仮定

低位の仮定は、中位の場合と同様に皆婚慣行には大きな変化がないと仮定するが、晩婚化が進みすぎ、夫婦が最近の調査による平均予定子供数（2.2人）を実現できなくなり、夫婦完結出生児数が2人ほどになると想定したケースである。この場合、合計特殊出生率は昭和75年（2000年）に1.83、昭和100年（2025年）には1.85になるものと予想される（表2）。

なお昭和101年～160年の参考推計に際しては、中位については合計特殊出生率が人口置き換え水準2.09（昭和160年）に向って漸増するものと仮定し、高位、低位も中位に応じて漸増するものと仮定した。

6. 出生性比の仮定

将来出生数を男児と女児に分けるための出生性比については、最近の実績に基づき女子100に対して男子105.53とし、昭和60年以降一定とした。

7. 国際人口移動率の仮定

法務省の出入国統計によると、近年、入国者、出国者の総数は増加しているものの出入国の差は小さい。しかも男女年齢別の出入国超過率（＝入国率－出国率）の変化も少ない。そこで、将来の国際人口移動については、昭和55年～58年の男女年齢各歳別出入国超過率の平均値を求め、これを昭和60年以降一定と仮定した。

II 推計結果の概要

1. 総人口の推移

わが国の総人口は昭和60年10月1日現在で1億2,100万人である。今回の中位推計によると、総人口は今後増加を続け、昭和75年（2000年）には1億3,100万人を経て、昭和88年（2013年）に1億3,600万人でピークに達した後減少に転じ、推計期間の最終年次の昭和100年（2025年）には1億3,500万人に達するものと予想される（図1ならびに結果表1）。

参考推計によると昭和101年（2026年）以降も人口減少は続き、昭和160年（2085年）の総人口は1億2,400万人になる。

今回の総人口は全般的に高めに推計され、昭和75年（2000年）では前回に比べて約300万人、昭和100年（2025年）では約800万人多い。総人口がピークに達する年次は、前回の昭和83年（2008年）

より5年遅く、ピーク時の人口も約600万人多く推計されている。

今回の高位推計によれば、総人口は今後一貫して増加を続け、昭和75年(2000年)には1億3,200万人、昭和100年(2025年)には1億3,900万人に達する。低位推計では、総人口の伸びは鈍く、昭和75年(2000年)の1億3,000万人を経て、昭和86年(2011年)に1億3,400万人でピークに達した後減少に向かい、昭和100年(2025年)には再び1億3,000万人に減少する。

2. 年齢別人口の推移

(1) 年齢3区分別人口の推移

昭和60年10月1日現在の年齢3区分

別人口をみると、年少人口(15歳未満人口)は2,600万人、生産年齢人口(15~64歳人口)は8,300万人、老年人口(65歳以上人口)は1,200万人である(結果表3)。

今回の中位推計によると、年少人口は近年の出生数の減少を反映して昭和69年(1994年)の2,200万人まで減少を続ける。その後は、出生率の反騰の影響で増加に転じ昭和83年(2008年)に2,500万人でピークに達する。以後出生率の波動にともない約28年の周期で増減を繰り返す。

生産年齢人口は、昭和70年(1995年)の8,700万人まで増加を続けた後減少に転じ、昭和94年から数年間の微増があるものの、昭和100年(2025年)には8,100万人にまで減少する。

老年人口は、今後35年間増加を続け、昭和75年(2000年)には2,100万人、昭和85年(2010年)には2,700万人、昭和95年(2020年)には3,200万人に達する。その後は漸減傾向に入り、昭和100年(2025年)には3,100万人となる。

老年人口のうち、とくに後期老年人口(75歳以上人口)の伸びが著しく、昭和60年(1985年)の470万人から昭和75年(2000年)の840万人、昭和85年(2010年)の1,240万人を経て、昭和100年(2025年)には1,730万人に達する。

今回推計された老年人口を前回の推計結果と比べると、昭和75年(2000年)では130万人、昭和85年では260万人、昭和95年では390万人、昭和100年では440万人上回る。

(2) 年齢3区分別人口割合の推移

今回の中位推計によると、年少人口の割合は、昭和60年の21.5%から減少を続け、昭和70年(1995年)には17.6%に達する(図2ならびに結果表3)。以後は出生率の

図1 総人口の推移：各推計値

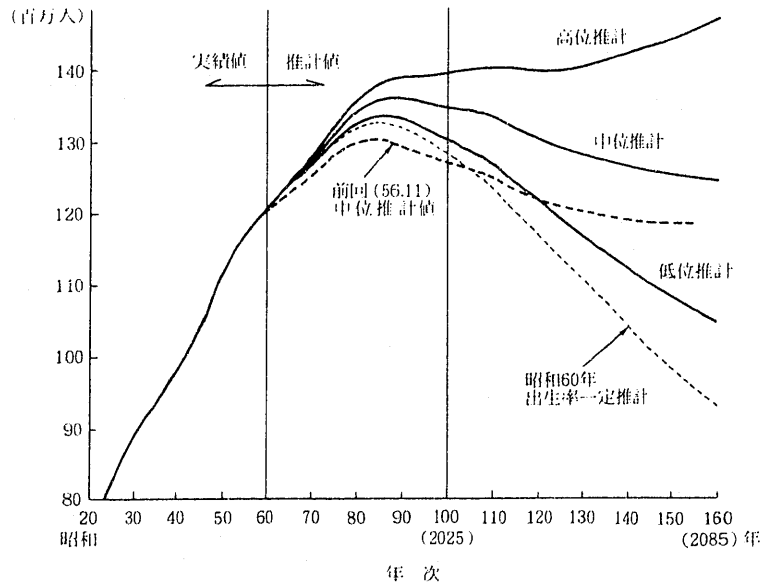
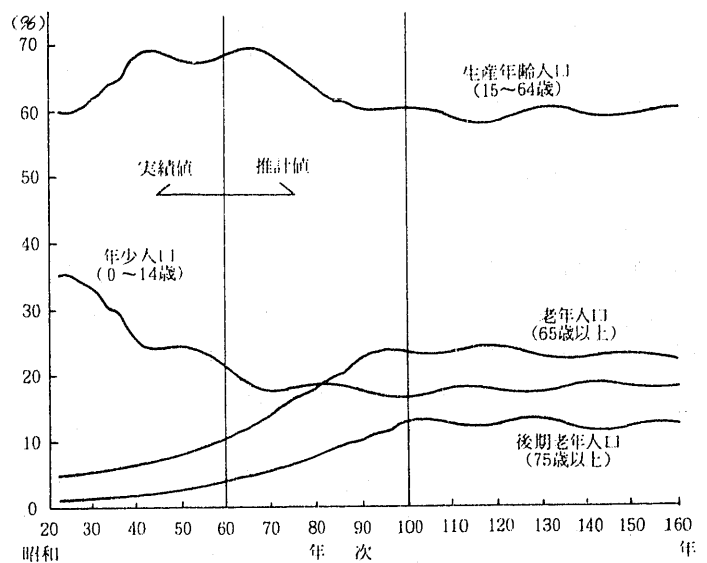


図2 年齢区分別人口割合の推移：中位推計の結果



波動を反映して約28年の周期で増減を繰り返す。昭和75年（2000年）、昭和100年（2025年）の値は各々18.0%、16.4%となる。

生産年齢人口の割合は、昭和60年の68.2%から昭和65年（1990年）の69.5%まで増加した後、昭和92年（2017年）の59.7%まで減少を続ける。その後やや増加して、昭和100年（2025年）の値は60.2%となる。

老年人口の割合は、昭和60年の10.3%から増加し続け、昭和75年（2000年）の16.3%を経て、昭和96年（2021年）には23.6%に達する。その後やや減少し昭和100年（2025年）には23.4%となる。

老年人口のうちとくに後期老年人口の割合をみると、昭和60年（1985年）の3.9%から昭和75年（2000年）の6.4%、昭和85年（2010年）の9.2%を経て、昭和100年（2025年）には12.9%に達する。

今回推計された老年人口の割合はいずれの年次においても前回の推計結果を上回る（結果表2）。とくに、老年人口の割合がピークを迎える年次を比較すると、前回は昭和95年（2020年）の21.8%であったのに対して、今回は昭和96年（2021年）の23.6%となる。

今回の推計では前回は比べて中高年人口の生残率上昇を高めに見込んだため、一段と厳しい人口高齢化が予想される結果となった。

なお、今回推計された昭和75年（2000年）と昭和100年（2025年）の人口ピラミッドを昭和60年のそれと比較すると図3の通りである。

(3) 従属人口指数の推移

年少人口と老年人口の和を生産年齢人口で割った値を従属人口指数と呼ぶ。これは、大まかにいって、社会の働き手にとって子供と老人の扶養負担がどの程度あるかを表す指標と考えられる。

生産年齢人口を15～64歳として計算した従属人口指数は昭和60年の46.7%から昭和65年（1990年）の44.0%まで低下した後上昇に転じ、昭和75年（2000年）の52.0%を

図3-1 人口ピラミッドの比較：中位推計の結果

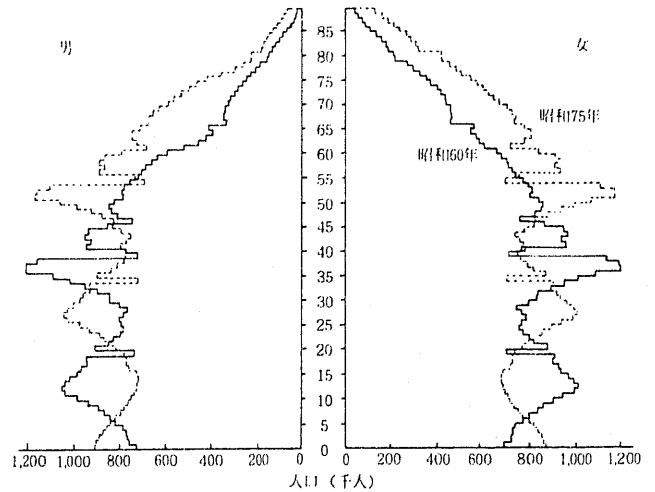


図3-2 人口ピラミッドの比較：中位推計の結果

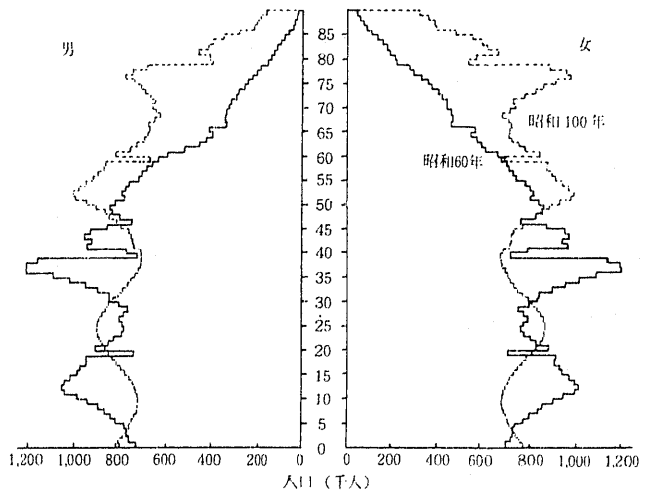
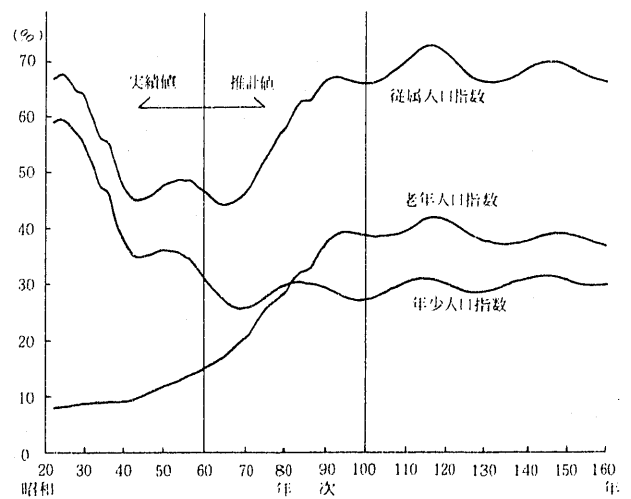


図4 従属人口指数の推移：中位推計の結果



経て昭和92年（2017年）には67.4%に達する（図4）。このうち年少人口指数はほぼ28年周期でゆるやかに波動を繰り返すものの、老年人口指数は昭和95年（2020年）まで一貫して上昇する。

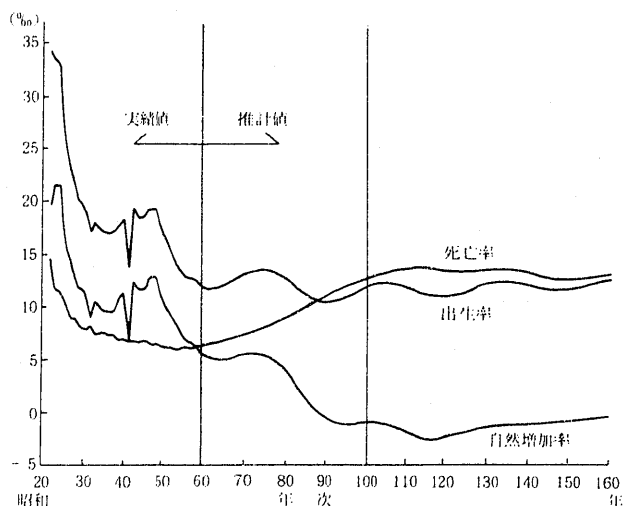
3. 人口動態率の推移

普通死亡率（人口千人当たりの死亡数）は昭和60年の6.4%から一貫して上昇し、昭和75年（2000年）には8.2%、昭和100年（2025年）には12.8%に達する（図5）。普通死亡率が今後上昇を続けるのは人口が高齢化していくためだが、前回の推計結果に比べると全体として低めである。

普通出生率（人口千人当たりの出生数）は昭和62年（1987年）の11.7%を底として昭和75年（2000年）の13.6%まで回復、以後ゆるやかに波動を描く。昭和80年代末までは前回の推計結果を上回るが、これは、今回の推計では前回に比べて合計特殊出生率が早目に回復すると見込まれたためである。

普通出生率と普通死亡率の差である自然増加率は昭和73年までは出生率の反騰を反映して微増傾向を示すが、その後は低下傾向に入り、昭和89年（2014年）からはマイナスに転じる。前回の推計では昭和84年（2009年）からマイナスに転じたが、今回は生残率、出生率ともに高めに仮定されたため、マイナスに入る時期がやや遅くなった。

図5 普通出生率、普通死亡率、自然増加率の推移
：中位推計の結果



結果表 1. 総人口：仮定の違いによる推計結果の比較

(単位 1,000 人)

年次	中位推計値	高位推計値	低位推計値	出生率一定 死亡率変化)推計値	出生率中位 死亡率一定)推計値	出生率一定 死亡率一定)推計値	前回(昭56.11) 中位推計値
昭和 60 1985	121,049	121,049	121,049	121,049	121,049	121,049	120,301
61 1986	121,699	121,723	121,675	121,710	121,687	121,697	120,838
62 1987	122,336	122,392	122,279	122,341	122,298	122,303	121,354
63 1988	122,965	123,061	122,868	122,948	122,889	122,873	121,855
64 1989	123,593	123,738	123,448	123,538	123,468	123,413	122,348
65 1990	124,225	124,427	124,022	124,116	124,040	123,931	122,834
66 1991	124,864	125,133	124,596	124,685	124,610	124,431	123,323
67 1992	125,515	125,858	125,172	125,251	125,182	124,918	123,818
68 1993	126,181	126,606	125,755	125,819	125,759	125,398	124,325
69 1994	126,864	127,380	126,348	126,392	126,347	125,875	124,846
70 1995	127,565	128,178	126,952	126,971	126,944	126,351	125,383
71 1996	128,281	128,997	127,565	127,557	127,550	126,826	125,933
72 1997	129,008	129,833	128,184	128,145	128,161	127,298	126,492
73 1998	129,741	130,678	128,804	128,731	128,771	127,762	127,050
74 1999	130,473	131,526	129,419	129,308	129,375	128,211	127,596
75 2000	131,192	132,363	130,020	129,864	129,961	128,635	128,119
76 2001	131,888	133,179	130,597	130,390	130,519	129,023	128,606
77 2002	132,550	133,961	131,139	130,874	131,040	129,366	129,046
78 2003	133,170	134,700	131,639	131,308	131,513	129,654	129,431
79 2004	133,737	135,386	132,089	131,684	131,931	129,881	129,754
80 2005	134,247	136,013	132,481	131,998	132,288	130,043	130,008
81 2006	134,694	136,575	132,813	132,247	132,578	130,136	130,193
82 2007	135,074	137,069	133,080	132,431	132,801	130,161	130,309
83 2008	135,389	137,496	133,283	132,550	132,955	130,121	130,359
84 2009	135,639	137,857	133,422	132,608	133,043	130,017	130,347
85 2010	135,823	138,152	133,495	132,603	133,064	129,851	130,276
86 2011	135,946	138,387	133,507	132,542	133,026	129,629	130,154
87 2012	136,013	138,569	133,461	132,427	132,932	129,354	129,990
88 2013	136,030	138,705	133,361	132,263	132,790	129,032	129,793
89 2014	136,003	138,801	133,214	132,054	132,607	128,668	129,571
90 2015	135,938	138,866	133,023	131,805	132,390	128,267	129,332
91 2016	135,843	138,908	132,796	131,520	132,146	127,834	129,084
92 2017	135,725	138,935	132,539	131,207	131,883	127,377	128,833
93 2018	135,592	138,955	132,258	130,871	131,609	126,902	128,584
94 2019	135,450	138,976	131,961	130,517	131,331	126,412	128,344
95 2020	135,304	139,004	131,652	130,150	131,053	125,914	128,115
96 2021	135,160	139,041	131,335	129,772	130,781	125,411	127,900
97 2022	135,019	139,093	131,014	129,388	130,518	124,905	127,700
98 2023	134,885	139,160	130,692	128,998	130,266	124,399	127,516
99 2024	134,760	139,244	130,370	128,605	130,027	123,893	127,347
100 2025	134,642	139,344	130,049	128,206	129,800	123,387	127,184

結果表 2. 老年人口 (65歳以上人口) 割合 : 仮定の違いによる推計結果の比較

(%)

年次	中位推計値	高位推計値	低位推計値	出生率一定) 死亡率変化)推計値	出生率中位) 死亡率一定)推計値	出生率一定) 死亡率一定)推計値	前回(昭56.11) 中位推計値
昭和60 1985	10.30	10.30	10.30	10.30	10.30	10.30	10.14
61 1986	10.57	10.57	10.57	10.57	10.56	10.56	10.39
62 1987	10.86	10.85	10.86	10.86	10.83	10.83	10.65
63 1988	11.17	11.16	11.18	11.17	11.12	11.12	10.93
64 1989	11.52	11.50	11.53	11.52	11.44	11.45	11.24
65 1990	11.93	11.91	11.95	11.94	11.82	11.83	11.63
66 1991	12.37	12.34	12.39	12.38	12.22	12.24	12.05
67 1992	12.81	12.77	12.84	12.83	12.62	12.65	12.45
68 1993	13.25	13.20	13.29	13.28	13.02	13.05	12.85
69 1994	13.69	13.63	13.74	13.74	13.41	13.46	13.26
70 1995	14.12	14.05	14.19	14.18	13.79	13.85	13.62
71 1996	14.57	14.49	14.65	14.65	14.19	14.27	14.03
72 1997	15.02	14.92	15.11	15.12	14.58	14.68	14.43
73 1998	15.45	15.34	15.56	15.57	14.95	15.07	14.82
74 1999	15.85	15.72	15.97	15.99	15.29	15.43	15.18
75 2000	16.26	16.12	16.41	16.43	15.64	15.81	15.57
76 2001	16.69	16.53	16.86	16.89	16.01	16.19	15.94
77 2002	17.09	16.91	17.27	17.30	16.34	16.55	16.30
78 2003	17.42	17.22	17.62	17.67	16.60	16.84	16.59
79 2004	17.66	17.44	17.88	17.93	16.77	17.04	16.78
80 2005	18.02	17.79	18.26	18.33	17.07	17.36	17.10
81 2006	18.48	18.22	18.74	18.82	17.45	17.78	17.52
82 2007	18.94	18.67	19.23	19.32	17.84	18.21	17.92
83 2008	19.35	19.05	19.66	19.76	18.18	18.57	18.30
84 2009	19.78	19.46	20.10	20.23	18.53	18.96	18.66
85 2010	19.96	19.62	20.30	20.44	18.63	19.09	18.79
86 2011	20.04	19.69	20.41	20.56	18.64	19.13	18.82
87 2012	20.68	20.30	21.07	21.24	19.20	19.74	19.40
88 2013	21.37	20.95	21.79	21.97	19.82	20.40	20.04
89 2014	22.04	21.59	22.50	22.70	20.42	21.04	20.66
90 2015	22.54	22.07	23.04	23.25	20.85	21.52	21.12
91 2016	22.92	22.42	23.45	23.68	21.16	21.87	21.44
92 2017	23.20	22.66	23.76	24.00	21.36	22.12	21.67
93 2018	23.39	22.82	23.98	24.23	21.48	22.28	21.79
94 2019	23.48	22.89	24.10	24.37	21.51	22.35	21.81
95 2020	23.56	22.93	24.22	24.49	21.52	22.40	21.82
96 2021	23.58	22.92	24.26	24.56	21.47	22.39	21.75
97 2022	23.52	22.83	24.24	24.54	21.35	22.31	21.63
98 2023	23.47	22.75	24.23	24.55	21.25	22.25	21.50
99 2024	23.44	22.68	24.23	24.56	21.15	22.20	21.41
100 2025	23.37	22.58	24.19	24.54	21.03	22.12	21.29

結果表3. 総人口、年齢3区分（0～14歳、15～64歳、65歳以上）別人口および構造係数：中位推計

年次	人口（単位1,000人）				割合（%）		
	総数	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
昭和 60 1985	121,049	26,042	82,534	12,472	21.51	68.18	10.30
61 1986	121,699	25,468	83,369	12,863	20.93	68.50	10.57
62 1987	122,336	24,848	84,203	13,284	20.31	68.83	10.86
63 1988	122,965	24,199	85,033	13,733	19.68	69.15	11.17
64 1989	123,593	23,601	85,758	14,234	19.10	69.39	11.52
65 1990	124,225	23,132	86,274	14,819	18.62	69.45	11.93
66 1991	124,864	22,778	86,645	15,442	18.24	69.39	12.37
67 1992	125,515	22,545	86,896	16,074	17.96	69.23	12.81
68 1993	126,181	22,393	87,074	16,714	17.75	69.01	13.25
69 1994	126,864	22,351	87,151	17,363	17.62	68.70	13.69
70 1995	127,565	22,387	87,168	18,009	17.55	68.33	14.12
71 1996	128,281	22,531	87,060	18,690	17.56	67.87	14.57
72 1997	129,008	22,730	86,907	19,371	17.62	67.37	15.02
73 1998	129,741	22,964	86,730	20,047	17.70	66.85	15.45
74 1999	130,473	23,240	86,558	20,675	17.81	66.34	15.85
75 2000	131,192	23,591	86,263	21,338	17.98	65.75	16.26
76 2001	131,888	23,957	85,914	22,017	18.16	65.14	16.69
77 2002	132,550	24,313	85,590	22,647	18.34	64.57	17.09
78 2003	133,170	24,642	85,331	23,196	18.50	64.08	17.42
79 2004	133,737	24,930	85,194	23,613	18.64	63.70	17.66
80 2005	134,247	25,164	84,888	24,195	18.74	63.23	18.02
81 2006	134,694	25,336	84,467	24,890	18.81	62.71	18.48
82 2007	135,074	25,438	84,050	25,587	18.83	62.22	18.94
83 2008	135,389	25,466	83,725	26,198	18.81	61.84	19.35
84 2009	135,639	25,420	83,395	26,824	18.74	61.48	19.78
85 2010	135,823	25,301	83,418	27,104	18.63	61.42	19.96
86 2011	135,946	25,114	83,587	27,245	18.47	61.49	20.04
87 2012	136,013	24,866	83,023	28,124	18.28	61.04	20.68
88 2013	136,030	24,568	82,399	29,063	18.06	60.57	21.37
89 2014	136,003	24,233	81,801	29,970	17.82	60.15	22.04
90 2015	135,938	23,876	81,419	30,643	17.56	59.89	22.54
91 2016	135,843	23,515	81,190	31,138	17.31	59.77	22.92
92 2017	135,725	23,166	81,072	31,487	17.07	59.78	23.20
93 2018	135,592	22,843	81,036	31,713	16.85	59.76	23.39
94 2019	135,450	22,560	81,082	31,808	16.66	59.86	23.48
95 2020	135,304	22,327	81,097	31,880	16.50	59.94	23.56
96 2021	135,160	22,153	81,141	31,866	16.39	60.03	23.58
97 2022	135,019	22,040	81,223	31,756	16.32	60.16	23.52
98 2023	134,885	21,991	81,231	31,663	16.30	60.22	23.47
99 2024	134,760	22,004	81,170	31,587	16.33	60.23	23.44
100 2025	134,642	22,075	81,102	31,465	16.40	60.24	23.37

書 評・紹 介

Lee-Jay Cho, Robert D. Retherford and Minja Kim Choe,
The Own-Children Method of Fertility Estimation

University of Hawaii Press : Honolulu, Hawaii, xvi+1986, xvi+188pp.

人口学あるいは人口研究の分野の中には、日本以外で非常に活発な研究テーマがいくつかある。その1つが、人口統計の評価・補正あるいは人口指標の計測方法に関する分野である。その理由は、人口統計とくに人口動態統計の精度が充分でないこと、しかも登録率が低い地域ほど精度の高い出生率・死亡率の水準とその動向を知る必要性が高いことによる。また、新しい分析枠組みが提案されたとき、研究に必要なデータが既存の統計体系から得られることが極めてまれであることも理由の1つである。

国勢調査や人口動態統計から必要なデータが得られない場合、世界出産力調査のような調査が実施されることもある。しかし、家族復元法は、人口統計のない時代の教会記録を基に人口と家族に関する数量データを提供し、人口研究の内容を豊かなものとしている。この方法の特徴は、親や配偶者などが記入されている洗礼（出生）、結婚、埋葬（死亡）の記録を「人口動態調査票」とみなし、はじめに「戸籍簿」つぎに「住民台帳」を復元することによって、人口動態と人口静態に関する統計を作成していることにある。

これにたいしてOwn-Children Method（同居児法）は、人口静態に関する調査票とくに年少者の含まれる調査票を「出生届」とみなし、十数年間の出生統計を復元し、各種の出生力指標を算出する方法である。この方法によって計測される指標が、家族復元法に比べて、出生に限られているのは、ほとんどの人口静態に関する調査票に死亡・転出あるいは結婚・離婚に関する情報が含まれていないことによる。

同居児法は、1970年以降急速に発展している。本書は、1970年から1985年までに開発された手法を、体系的に整理したもので、7章と3つの付論から構成されている。

第1章は、序論に相当し、1960年代の間接推定法から1970年代に直接法に変化してきた同居児法の歴史および本書の目的・構成などを述べている。第2章では、第3章以降で必要な同居児法の基礎理論を取り扱っている。

第3章は、本書の中心部分で、最近15年間に開発された方法すなわち有配偶女子の年齢別出生率、結婚持続期間別出生率、年齢別出生順位別出生率の計測方法、および出生変動の要素分解法の方法論を展開している。第4章では、計測された出生力指標の精度と誤差の要因分析を行っている。そこで、未婚の母が多い社会では子の母が実際の母より高齢の者と推定される割合が高くなり年齢別出生率は若干高齢の方へ偏ること、死亡率補正の効果は母と子の死亡率が相殺されるために影響が小さいこと、年齢記入の精度については子の年齢は出生の期間を示すために影響が大きい母の年齢は影響が小さいこと、最後に社会経済的属性別出生率は調査時の属性によるため結婚・出生によって変化する属性については注意が必要であることなどを各国の具体的資料に基づいて示している。

第5章は、韓国とパキスタンの事例研究である。第6章では、世界出産力調査の出生歴に基づく出生力指標と世帯票に同居児法を適用して得られた結果を比較し、両者が一致していることを示している。最後の第7章では、同居児法の手法を、実際のデータを用い作業手順にしたがって具体的に示している。なお、3つの付論では、5歳階級別の生存数を各歳に補間する方法、同居児法による推定出生率の標本誤差論および著者らの所属する研究所が提供するコンピュータ・プログラムを示している。

最近の先進国における出生変動の実証的分析には、高精度でしかも詳細な出生力指標が十数年間にわたって必要であることから、同居児法は、発展途上地域だけでなく先進国を対象とする研究者にとっても重要であると思われる。なぜなら、「データなくして論文なし」といえるからである。（伊藤達也）

John Bongaarts and Robert G. Potter, *Fertility, Biology, and Behavior: An Analysis of the Proximate Determinants*

New York, NY., Academic Press, 1983, 230pp.

人口研究の分野では、いかに社会経済的なテーマを扱っていても、つきつめて行くと人間の生物学的な特性と
言うものに直面せざるを得ない場合がよくある。それは、もともとpopulation（人口、個体群、集団あるいは母
集団）というものが、対象の根元的な特性を映し出す鏡だということに由来している。たとえばそのことの最初
の発見者であった17、8世紀の政治算術家たちが、不変の出生性比や死亡曲線を発見して神の業に帰したのも単
に彼らが信仰に厚かったがだけとは言いきれない。また、言うまでもなくマルサスの二つのポスチュレートも結局
は自己保存と種保存という生物の基本的特性を言い表しているに過ぎない。その後も生物学の側からはしばしば
人口が利用されてきたが、どうした訳かpopulation研究の実践分野たる人口学で、まともにこの生物学的特性と
いったものを取り込んで分析を行うようになったのはごく最近の事である。最初の成功は、やはり死亡の秩序に
注目してできたモデル生命表なるもので、これは死亡確率の加齢に伴う生物特性を経験的に抽出したものに過ぎ
ないが、それでもこの分野では本質の直視と社会的実用性の（実は必然的な）結びつきを示し得る最初の例であ
った。もっとも、そうした面は、この業績の実用的成功の大きさの陰に隠れてしまって、逆にあまり認識されなかつ
たというのが事実である。したがって、1950年代にHenry, DavisとBlakeらによってなされた出生過程の生物
人口学的モデル化こそ生物学的視点の社会科学たる人口学への最初の意識的導入といえよう。この時点では概念
的な枠組みに過ぎなかったものが、その有用性に気付いた多くの後継者達によって具体的な形に定式化されてい
ったが、そこにも二つの方向があった。ひとつは、それまでの生物統計学者達の進んできた流れに乗って、確率論
の土俵上でモデルを組み上げようとする Sheps と Menken の書 (*Mathematical Models of Conception and Birth*, 1973) に代表される方向である。もうひとつは、諸要因間の数量的関係を、実際の人口データの型に即
して定式化し分析の中に組み込もうとする、人口学者独自の手になるモデル作りの方向である。本書の著者達は
いずれも後者との関係が深いが、特にBongaartsは旗頭存在である。また、本書はそうした業績の一応の集大
成と見ることができる。

内容をみると、まず第一章では実際の出産過程の説明と対応づけて、その生物学的媒介変量 (intermediate variables, または近接要因proximate variables) を紹介している。この媒介変量とは、社会経済的事象と出生力を媒介して結び付ける要因群のことで、著者らは(1)自然受胎確率(2)閉経年齢(3)胎児死亡確率(4)配偶関係(5)産後不妊期間(6)避妊の効果(7)人工妊娠中絶確率の七つに分類している。そもそも生理学的視点の導入などということとは、この媒介変量という考え方によって初めて社会科学者の目にもかなったといえる。二章以降を追って、自然出生力と抑制出生力それぞれに関係する各媒介変量の知見の紹介、各変量を用いてのモデルの組み立て、その出生力分析への応用、そして出生力シミュレーションと続いてゆく。彼らのモデルは、先の(4)~(5)の要因にそれぞれ0~1の値をとる指標を定義して、これらと生理的出生力との積の形で表される。(1)~(3)は純生理的なものなので集団による平均の差は無いと仮定するわけである。彼らの41におよぶ人口でのテストでは、それでも、TFRの分散の96%が説明できるという。応用の方は、出生率変化の要因分解、避妊効果の測定など実際的なものがいくつか取り上げてあるが、ページ数は思いの外少ない。その後は、具体的な出生抑制のタイプ、すなわち出生児数、出生間隔および性別選好の出生力への効果をこのモデルを用いて解説して行く。この部分は、共著者Potterの行ってきた仕事に関係が深い。全体をつうじて、出生力の生物学的媒介変量の意義、内容、基本的用法等が一通り理解できるようになっている。今や媒介変量モデルは出生力研究の標準的の道具とまで見なされているわけで、これを体系的に解説した本書は人口統計分析の実務家や大学院生等で出生力分析を志す向きには必読の書と言えよう。

生物人口学的出生力研究の分野の教科書の体系は、Leridon (*Aspects biométriques de la fécondité humaine*, 1973, 英訳 1977), 先の Sheps と Menken, そしてそれらの中間に入れるべき本書によってようやく体を成したと言えよう。
(金子隆一)

統 計

全国人口の再生産に関する主要指標：昭和60年

はじめに わが国の全国人口についての再生産に関する主要指標を、昭和60年1月から12月までの出生統計（確定数）、昭和60年国勢調査結果（全数集計）および第39回簡速静止人口表の数値に基づいて算出した。その内容は、昭和5年全国人口を標準人口とする標準化人口動態率、女子の人口再生産率ならびに女子の安定人口の諸指標である。各指標の定義、詳細な結果については、別に刊行される人口問題研究所研究資料第243号（昭61.12.24刊）を参照されたい。

主要な結果 昭和60年の普通出生率は11.90%、普通死亡率は6.25%、自然増加率は5.65%で、戦後最低の水準を記録した。59年に比べ普通出生率は0.56ポイントの低下であった。標準化人口動態率をみると、ここ数年上昇傾向にあった出生率は再び低下して12.53%となった。死亡率は低下を継続して3.06%、自然増加率は9.47%となった。

人口再生産率は、昭和56年から59年まで上昇傾向にあったが、出生率の低下を反映して、再び低下に転じた。今年の合計特殊出生率は1.764となり、59年より0.05低下した。また総再生産率は0.858、純再生産率は0.848と、それぞれ前年よりわずかに低下した。最後に安定人口動態率をみると、標準化人口動態率と同様、増加率と出生率はともに低下し、死亡率は上昇した。その結果、安定人口平均世代間隔は28.32（年）となり、65歳以上の人口割合は25.81%となっている。（伊藤達也・石川晃・坂東里江子）

第1表 年次別標準化人口動態率：大正14年～昭和60年（付 普通人口動態率）

Table 1. Standardized and Crude Vital Rates : 1925 -- 1985

年次 Year	標準化人口動態率 (%) Standardized vital rates			昭和5年を基準とした指数 Index of stand.vr.(1930=100)			〔参考〕普通人口動態率 (%) Crude vital rates		
	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc.rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc.rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc.rate
大正14 1925	35.27	20.24	15.03	109.0	111.4	106.0	34.92	20.27	14.65
昭和5 1930	32.35	18.17	14.18	100.0	100.0	100.0	32.35	18.17	14.18
15 1940	27.74	16.80	10.94	85.7	92.5	77.2	28.95	16.24	12.71
22 1947	30.87	15.40	15.47	95.4	84.8	109.1	34.54	14.68	19.86
25 1950	25.47	11.03	14.44	73.7	60.7	101.8	28.27	10.95	17.33
30 1955	16.88	7.70	9.18	52.2	42.4	64.7	19.52	7.82	11.70
35 1960	14.69	7.02	7.67	45.4	38.6	54.1	17.30	7.61	9.69
40 1965	15.74	5.99	9.75	48.7	33.0	68.8	18.67	7.17	11.50
45 1970	15.26	5.22	10.04	47.2	28.7	70.8	18.76	6.91	11.84
50 1975	14.32	4.25	10.07	44.3	23.4	71.0	17.09	6.31	10.78
51 1976	13.65	4.09	9.56	44.2	22.5	67.4	16.30	6.25	10.05
52 1977	13.31	3.88	9.43	41.1	21.4	66.5	15.46	6.08	9.38
53 1978	13.25	3.76	9.49	41.0	20.7	66.9	14.92	6.08	8.84
54 1979	13.07	3.60	9.47	40.4	19.8	66.8	14.23	5.97	8.25
55 1980	12.76	3.62	9.15	39.4	19.9	64.5	13.56	6.21	7.34
56 1981	12.55	3.48	9.07	38.8	19.2	64.0	13.05	6.15	6.90
57 1982	12.75	3.31	9.44	39.4	18.2	66.6	12.84	6.03	6.81
58 1983	12.95	3.31	9.63	40.0	18.2	67.9	12.70	6.23	6.47
59 1984	12.96	3.20	9.76	40.1	17.6	68.8	12.46	6.19	6.27
60 1985	12.53	3.06	9.47	38.7	16.8	66.7	11.90	6.25	5.65

昭和5年全国人口を標準人口に採り、Newsholme - Stevensonの任意標準人口標準化法の直接法による。総務庁統計局の国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生・死亡数によって算出。率算出の基礎人口は、昭和15年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を、25年以降は日本人人口を用いている。なお、昭和15年以前および48年以降は沖縄県を含んでいる。

第2表 年次別女子の人口再生産率：大正14年～昭和60年

Table 2. Reproduction Rates for Female : 1925 - 1985

年次 Year	合計特殊出生率 T F R (1)	総再生産率 G R R (2)	純再生産率 N R R (3)	再生産残存率 (3) / (2) (4)	静止粗再生産率 (1) / (3) (5)	(1) - (5) (6)	昭和5年を基準とした指数 Index of. rep. rates (1930=100)		
							合計特殊出生率 T F R	総再生産率 G R R	純再生産率 N R R
大正14 1925	5.11	2.51	1.56	0.62	3.28	1.83	108.5	109.1	102.6
昭和5 1930	4.71	2.30	1.52	0.66	3.10	1.61	100.0	100.0	100.0
15 1940	4.11	2.01	1.44	0.72	2.85	1.26	87.3	87.3	94.7
22 1947	4.54	2.21	1.72	0.78	2.65	1.90	96.4	96.1	113.2
25 1950	3.65	1.77	1.51	0.85	2.22	1.23	77.5	77.0	99.3
30 1955	2.37	1.15	1.06	0.92	2.44	0.13	50.3	50.0	69.7
35 1960	2.00	0.97	0.92	0.94	2.18	-0.17	42.5	42.2	60.5
40 1965	2.14	1.04	1.01	0.97	2.12	0.02	45.4	45.2	66.4
45 1970	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.01	45.2	44.8	65.8
50 1975	1.91	0.93	0.91	0.98	2.10	-0.16	40.6	40.4	59.9
51 1976	1.85	0.90	0.88	0.98	2.10	-0.25	39.3	39.1	57.9
52 1977	1.80	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.2	37.8	56.6
53 1978	1.79	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.31	38.0	37.8	56.6
54 1979	1.77	0.86	0.84	0.98	2.10	-0.33	37.6	37.4	55.6
55 1980	1.75	0.85	0.84	0.99	2.09	-0.34	37.1	36.9	54.9
56 1981	1.74	0.85	0.83	0.99	2.09	-0.35	36.9	36.8	54.8
57 1982	1.77	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.31	37.6	37.4	55.9
58 1983	1.80	0.88	0.86	0.99	2.08	-0.28	38.2	38.3	56.6
59 1984	1.81	0.88	0.87	0.99	2.08	-0.27	38.4	38.3	57.2
60 1985	1.76	0.86	0.85	0.99	2.07	-0.31	37.3	37.4	55.9

注：国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生数ならびに生命表の生残数(L(x))によって算出。率算出の基礎人口は、昭和15年以前は総人口(日本に在住する外国人を含む)を、22年以降は日本人人口を用いている。なお、昭和15年以前および48年以降は沖縄県を含む。

第3表 年次別女子の安定人口動態率、平均世代間隔および年齢構造係数：大正14年～昭和60年

(付 女子の実際人口年齢構造係数)

Table 3. Intrinsic Vital Rates, Average Length of Generation of Stable Population and Age Composition of Stable and Actual Populations for Female : 1925 - 1985

年次 Year	安定人口動態率(%) Intrinsic vital rates			安定人口 平均世代 間隔 Ave. len of gen	安定人口年齢構造係数 Age composition of stable population (%)			〔参考〕 実際人口年齢構造係数 Age composition of actual population (%)		
	増 加 率 Increase rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate		0 - 14	15 - 64	65 ≤	0 - 14	15 - 64	65 ≤
大正14 1925	15.19	32.95	20.76	29.24	37.57	57.77	4.66	36.54	57.73	5.73
昭和5 1930	14.19	32.87	18.68	29.56	35.79	58.83	5.38	36.45	58.11	5.44
15 1940	11.99	29.60	16.61	30.22	33.59	60.36	6.05	35.71	58.84	5.45
22 1947	18.09	32.12	14.03	29.89	36.34	58.42	5.24	34.04	60.50	5.47
25 1950	14.12	25.30	11.18	29.23	32.07	60.87	7.07	34.11	60.24	5.65
30 1955	1.95	15.86	13.91	28.77	22.23	64.15	13.62	32.10	61.89	6.02
35 1960	2.95	12.72	15.67	27.86	18.81	64.63	16.57	28.82	64.80	6.39
40 1965	0.30	13.80	13.50	27.68	20.23	63.72	16.05	24.64	68.43	6.93
45 1970	0.16	13.42	13.26	27.73	19.80	63.06	17.14	22.94	69.26	7.80
50 1975	-3.51	11.25	14.76	27.47	17.12	61.92	20.95	23.35	67.79	8.86
51 1976	-4.57	10.67	15.24	27.50	16.39	61.48	22.13	23.30	67.56	9.14
52 1977	-5.51	10.17	15.68	27.60	15.74	61.00	23.25	23.22	67.35	9.44
53 1978	-5.64	10.03	15.68	27.67	15.55	60.61	23.84	23.06	67.20	9.74
54 1979	-6.09	9.84	15.93	27.73	15.31	60.60	24.09	22.82	67.10	10.07
55 1980	-6.48	9.61	16.08	27.79	15.00	60.23	24.77	22.52	67.11	10.37
56 1981	-6.53	9.54	16.07	27.88	14.91	60.00	25.09	22.43	66.89	10.68
57 1982	-5.84	9.77	15.60	27.98	15.19	59.79	25.02	21.99	67.03	10.98
58 1983	-5.22	10.01	15.23	28.06	15.49	59.78	24.72	21.57	67.16	11.27
59 1984	-4.94	10.06	14.99	28.17	15.54	59.47	24.99	21.11	67.37	11.52
60 1985	-5.84	9.64	15.47	28.32	15.00	59.18	25.81	20.61	67.38	12.01

注) 第2表参照。

第4表 女子の年齢(各歳・5歳階級)別人口, 出生数, 出生率および生残数ならびに
人口再生産率: 昭和60年

Table 4. Population, Number of Births and Specific Fertility Rates by Age,
and Reproduction Rates for Female: 1985

年 齢 x (1)	女子人口 $P_F(x)$ (2)	出 生 数			年 齢 別 出 生 率 (%)		生 残 率 (静止人口) $L_F(x)$ (8)	期 待 女 児 数 (%) (8)×(7) (9)
		総 数 $B(x)$ (3)	男 $B_M(x)$ (4)	女 $B_F(x)$ (5)	総 数 (3)÷(2) (6)	女 児 数 (5)÷(2) (7)		
15	929,941	121	65	56	0.13	0.06	0.99194	0.06
16	916,706	689	340	349	0.75	0.38	0.99175	0.38
17	896,189	2,232	1,154	1,078	2.49	1.20	0.99154	1.19
18	902,628	4,835	2,516	2,319	5.36	2.57	0.99129	2.55
19	705,156	10,000	5,118	4,882	14.18	6.92	0.99102	6.86
20	872,977	18,826	9,782	9,044	21.57	10.36	0.99073	10.26
21	812,977	28,778	14,822	13,955	35.41	17.17	0.99043	17.01
22	790,706	43,631	22,362	21,269	55.18	26.90	0.99012	26.63
23	766,661	64,649	33,132	31,517	84.33	41.11	0.98981	40.69
24	756,741	91,463	47,102	44,361	120.86	58.62	0.98948	58.00
25	764,268	121,100	62,345	58,755	158.45	76.88	0.98913	76.04
26	781,209	144,476	74,357	70,119	184.94	89.76	0.98877	88.75
27	763,963	146,650	75,406	71,244	191.96	93.26	0.98839	92.17
28	744,144	139,693	71,575	68,117	187.72	91.54	0.98799	90.44
29	786,131	130,984	67,207	63,777	166.62	81.13	0.98755	80.12
30	819,326	113,279	57,855	55,424	138.26	67.65	0.98709	66.77
31	822,021	90,139	46,160	43,979	109.66	53.50	0.98661	52.79
32	882,924	73,676	37,870	35,806	83.45	40.55	0.98611	39.99
33	936,446	58,555	29,941	28,614	62.53	30.56	0.98559	30.12
34	1,000,647	45,827	23,558	22,269	45.80	22.25	0.98502	21.92
35	1,081,857	34,615	17,939	16,676	32.00	15.41	0.98440	15.17
36	1,191,809	26,014	13,509	12,504	21.83	10.49	0.98372	10.32
37	1,189,256	17,725	9,085	8,640	14.90	7.27	0.98299	7.14
38	1,133,355	10,344	5,243	5,101	9.13	4.50	0.98219	4.42
39	713,162	4,805	2,480	2,325	6.74	3.26	0.98131	3.20
40	779,199	3,302	1,707	1,595	4.24	2.05	0.98035	2.01
41	953,955	2,354	1,211	1,143	2.47	1.20	0.97931	1.17
42	928,666	1,465	730	735	1.58	0.79	0.97817	0.77
43	957,467	732	389	343	0.76	0.36	0.97693	0.35
44	939,660	371	189	182	0.39	0.19	0.97558	0.19
45	861,726	144	84	60	0.17	0.07	0.97413	0.07
46	754,687	56	27	29	0.07	0.04	0.97256	0.04
47	814,544	33	19	14	0.04	0.02	0.97086	0.02
48	842,446	7	2	5	0.01	0.01	0.96902	0.01
49	851,279	5	1	4	0.01	0.00	0.96700	0.00
合計	30,644,470	1,431,577	735,284	696,293	1,763.97	858.03	-	847.63
15-19	4,350,620	17,877	9,193	8,684	4.11	2.00	0.99154	1.98
20-24	3,999,703	247,348	127,201	120,147	61.84	30.04	0.99012	29.74
25-29	3,839,715	682,903	350,890	332,013	177.85	86.47	0.98839	85.46
30-34	4,461,364	381,476	195,384	186,092	85.51	41.71	0.98611	41.13
35-39	5,309,439	93,503	48,257	45,246	17.61	8.52	0.98299	8.38
40-44	4,558,947	8,224	4,226	3,998	1.80	0.88	0.97817	0.86
45-49	4,124,682	245	133	112	0.06	0.03	0.97086	0.03

本表の数値は, 前掲第1~3表の各指標の昭和60年分算定に用いたものである。

女子人口は, 昭和60年国勢調査(全数集計結果)による昭和60年10月1日現在日本人人口, 出生数は, 厚生大臣官房統計情報部の昭和60年人口動態統計, 生残数は, 人口問題研究所の第39回簡速静止人口表(昭和60年4月~61年3月)による $L(x)$, なお, 本表の出生数は母の年齢が15歳未満のものを15歳に, 50歳以上のものを49歳に加え, 不詳の出生数(総数38, 男15, 女23)については, 15~49歳の既知の年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

(6)欄の合計は合計特殊出生率, (7)欄の合計は総再生産率, (9)欄の合計は純再生産率。

第5表 女子の安定人口増加率、出生率および死亡率ならびに平均世代間隔：昭和60年（付 計算過程の主要指標）

Table 5. Intrinsic Vital Rates and Average Length of Generation of Stable Population for Female : 1985

指 標	昭和60年 1985	昭和59年 1984	差
安定人口増加率 r	- 0.00584	- 0.00494	- 0.00090
安定人口出生率 b	0.00964	0.01006	- 0.00042
安定人口死亡率 d	0.01547	0.01499	0.00048
安定人口平均世代間隔 T	28.31803	28.17159	0.14644
静止人口平均年齢 u	41.50275	41.45328	0.04947
静止人口平均世代間隔 α	28.27284	28.13391	0.13893

第6表 女子の安定人口年齢（各歳・5歳階級別）構造係数：昭和60年
Table 6. Age Composition of Stable Population for Female : 1985

(%)									
年齢 x	構造係数 $C_F(x)$	年齢 x	構造係数 $C_F(x)$	年齢 x	構造係数 $C_F(x)$	年齢 x	構造係数 $C_F(x)$	年齢 x	構造係数 $C_F(x)$
0	0.962	25	1.106	50	1.248	75	1.139	0 - 4	4.861
1	0.967	26	1.112	51	1.253	76	1.110	5 - 9	4.998
2	0.972	27	1.118	52	1.256	77	1.077	10 - 14	5.143
3	0.977	28	1.124	53	1.260	78	1.039	15 - 19	5.291
4	0.983	29	1.130	54	1.263	79	0.997	20 - 24	5.440
5	0.988	30	1.137	55	1.266	80	0.950	25 - 29	5.591
6	0.994	31	1.143	56	1.269	81	0.898	30 - 34	5.744
7	1.000	32	1.149	57	1.271	82	0.841	35 - 39	5.895
8	1.005	33	1.155	58	1.273	83	0.782	40 - 44	6.039
9	1.011	34	1.161	59	1.275	84	0.718	45 - 49	6.171
10	1.017	35	1.167	60	1.276	85	0.652	50 - 54	6.281
11	1.023	36	1.173	61	1.276	86	0.584	55 - 59	6.355
12	1.029	37	1.179	62	1.276	87	0.516	60 - 64	6.374
13	1.035	38	1.185	63	1.274	88	0.448	65 - 69	6.283
14	1.040	39	1.191	64	1.272	89	0.382	70 - 74	6.001
15	1.046	40	1.197	65	1.269	90	0.320	75 - 79	5.362
16	1.052	41	1.202	66	1.264	91	0.263	80 - 84	4.189
17	1.058	42	1.208	67	1.258	92	0.212	85 - 89	2.582
18	1.064	43	1.214	68	1.251	93	0.167	90 - 94	1.090
19	1.070	44	1.219	69	1.242	94	0.128	95 - 99	0.273
20	1.076	45	1.224	70	1.231	95	0.096	100 ≤	0.036
21	1.082	46	1.229	71	1.218	96	0.070	0 - 14	15.003
22	1.088	47	1.234	72	1.203	97	0.050	15 - 64	59.182
23	1.094	48	1.239	73	1.185	98	0.034	65 ≤	25.815
24	1.100	49	1.244	74	1.164	99	0.023	合 計	100.000

第39回簡速静止人口表

(昭和60年4月～61年3月)

はじめに

第39回簡速静止人口表は、昭和60年4月1日から61年3月31日までの死亡統計と、昭和60年10月1日に実施された国勢調査の日本人人口（全数集計結果）に基づいて作成したものである。静止人口表の作成方法は、前回の第38回静止人口表と同様に、各歳別に計算する方法を用いた。主要な結果をここに収録するが、作成方法および結果の詳細については、別途刊行の人口問題研究所研究資料第242号（昭和61年12月刊）を参照されたい。

主要な結果

出生時の平均余命すなわち平均寿命は、男子が74.88年、女子が80.60年であった。前回に比べ、男子は0.15年の伸び、女子は0.17年の伸びを示した。平均寿命の男女差は、5.72年で、昨年より0.02年広がった。

各年齢の平均寿命の伸びは、参考表に示したように、出生時が最も大きく高年齢ほど小さくなり、男女とも80歳でマイナスとなっている。しかし、90歳以上では平均余命は昨年よりも伸びている。80歳の平均余命のマイナスは、61年1月から3月までの「心不全」、「肺炎」などによる高齢者の死亡が増加したことによるものと推定される。

死亡確率の低下によって、15歳まで生存する確率は、男子99.0%、女子99.2%、65歳まで生存する確率は、男子81.2%、女子90.2%となっている。また、生存と死亡の確率が半々となる年齢すなわち生存数が出生数（ l_0 ）の半分となる年齢（確率寿命）は、男子78歳、女子83歳となっており、平均寿命より数年先のことになっている。

(伊藤達也・石川 晃・坂東里江子)

静止人口表（生命表）における

記号の名称と定義

参考表 年齢別平均余命の伸び（対前回比較）

(年)

記号	名 称	定 義	男			女		
			第39回	第38回	差	第39回	第38回	差
${}_n L_x$	x歳の生存年数（静止人口）	$\int_0^n l(x+t) dt$						
T_x	x歳以後の生存延べ年数 （静止人口の合計）	$\int_0^w l(x+t) dt$						
l_x	x歳の生存数	$l_0 \times \prod_{x=0}^{x-1} p_x$						
${}_n d_x$	x歳からx+n-1歳の死亡数	$l_x - l_{x+n}$						
${}_n p_x$	x歳からx+n歳までの生存率	$\frac{l_{x+n}}{l_x}$						
${}_n q_x$	x歳からx+n歳までの死亡率	$\frac{n d_x}{l_x}$						
e_x	x歳の平均余命	$\frac{T_x}{l_x}$						
年齢								
0			74.883	74.733	0.150	80.599	80.431	0.168
5			70.482	70.380	0.102	76.132	75.999	0.134
10			65.566	65.467	0.099	71.184	71.058	0.127
15			60.629	60.532	0.096	66.228	66.102	0.126
20			55.829	55.737	0.092	61.303	61.181	0.121
25			51.051	50.959	0.092	56.396	56.283	0.113
30			46.245	46.154	0.091	51.504	51.398	0.106
35			41.444	41.361	0.083	46.633	46.534	0.099
40			36.710	36.638	0.072	41.807	41.710	0.096
45			32.093	32.033	0.059	37.046	36.951	0.095
50			27.641	27.588	0.053	32.365	32.277	0.087
55			23.434	23.396	0.038	27.792	27.708	0.084
60			19.413	19.374	0.039	23.322	23.239	0.083
65			15.584	15.556	0.028	19.019	18.943	0.075
70			12.072	12.056	0.015	14.963	14.898	0.065
75			8.987	9.015	-0.028	11.247	11.218	0.028
80			6.552	6.585	-0.033	8.111	8.111	-0.000
85			4.711	4.714	-0.003	5.659	5.666	-0.007
90			3.381	3.292	0.089	3.914	3.877	0.038
95			2.413	2.221	0.192	2.719	2.580	0.139
100			1.710	1.419	0.291	1.877	1.642	0.235

第1表 第39回簡速静止人口表一年齡5歳階級別の結果

(1) 男

x	$n L_x$	T_x	l_x	$n d_x$	$n p_x$	$n q_x$	${}^{\circ} e_x$
0年	99,526	7,488,282	100,000	584	0.99416	0.00584	74.88
1	99,368	7,388,757	99,416	86	0.99913	0.00087	74.32
2	99,298	7,289,389	99,330	59	0.99941	0.00059	73.39
3	99,249	7,190,090	99,271	42	0.99958	0.00042	72.43
4	99,213	7,090,841	99,229	32	0.99967	0.00033	71.46
0-4	496,654	7,488,282	100,000	803	0.99197	0.00803	74.88
5-9	495,659	6,991,629	99,197	121	0.99878	0.00122	70.48
10-14	495,152	6,495,969	99,076	99	0.99900	0.00100	65.57
15-19	494,146	6,000,817	98,977	342	0.99654	0.00346	60.63
20-24	492,127	5,506,671	98,634	407	0.99587	0.00413	55.83
25-29	490,159	5,014,544	98,227	391	0.99602	0.00398	51.05
30-34	488,143	4,524,384	97,836	445	0.99545	0.00455	46.24
35-39	485,423	4,036,241	97,391	665	0.99317	0.00683	41.44
40-44	481,133	3,550,818	96,726	1,076	0.98887	0.01113	36.71
45-49	474,231	3,069,685	95,650	1,751	0.98170	0.01830	32.09
50-54	462,808	2,595,454	93,900	2,893	0.96919	0.03081	27.64
55-59	445,311	2,132,646	91,006	4,089	0.95507	0.04493	23.43
60-64	421,205	1,687,335	86,917	5,671	0.93475	0.06525	19.41
65-69	386,707	1,266,130	81,246	8,397	0.89665	0.10335	15.58
70-74	335,479	879,424	72,850	12,325	0.83082	0.16918	12.07
75-79	261,002	543,945	60,525	17,338	0.71353	0.28647	8.99
80-84	168,283	282,943	43,187	18,848	0.56357	0.43643	6.55
85-89	82,086	114,661	24,339	14,703	0.39591	0.60409	4.71
90-94	26,961	32,575	9,636	7,309	0.24144	0.75856	3.38
95-99	5,141	5,614	2,327	2,050	0.11897	0.88103	2.41
100-	473	473	277	277	0.00000	1.00000	1.71

(2) 女

x	$n L_x$	T_x	l_x	$n d_x$	$n p_x$	$n q_x$	${}^{\circ} e_x$
0年	99,593	8,059,922	100,000	499	0.99501	0.00499	80.60
1	99,462	7,960,328	99,501	68	0.99932	0.00068	80.00
2	99,409	7,860,866	99,433	45	0.99955	0.00045	79.06
3	99,372	7,761,456	99,389	30	0.99970	0.00030	78.09
4	99,347	7,662,084	99,358	22	0.99978	0.00022	77.12
0-4	497,185	8,059,922	100,000	663	0.99337	0.00663	80.60
5-9	496,491	7,562,737	99,337	70	0.99930	0.00070	76.13
10-14	496,186	7,066,246	99,267	63	0.99936	0.00064	71.18
15-19	495,754	6,570,060	99,203	116	0.99883	0.00117	66.23
20-24	495,056	6,074,306	99,087	157	0.99842	0.00158	61.30
25-29	494,183	5,579,250	98,931	199	0.99799	0.00201	56.40
30-34	493,042	5,085,067	98,732	260	0.99736	0.00264	51.50
35-39	491,460	4,592,024	98,472	387	0.99607	0.00393	46.63
40-44	489,034	4,100,564	98,084	597	0.99391	0.00609	41.81
45-49	485,356	3,611,530	97,487	895	0.99082	0.00918	37.05
50-54	479,757	3,126,174	96,592	1,371	0.98581	0.01419	32.36
55-59	471,490	2,646,416	95,222	1,965	0.97936	0.02064	27.79
60-64	459,270	2,174,926	93,256	3,047	0.96733	0.03267	23.32
65-69	439,699	1,715,656	90,309	4,934	0.94531	0.05469	19.02
70-74	407,929	1,275,958	85,376	8,095	0.90507	0.09493	14.96
75-79	354,122	868,029	77,181	13,820	0.82094	0.17906	11.25
80-84	268,764	513,907	63,361	20,041	0.68371	0.31629	8.11
85-89	161,037	245,143	43,320	21,833	0.49601	0.50399	5.66
90-94	66,075	84,105	21,487	14,856	0.30863	0.69137	3.91
95-99	16,084	18,031	6,632	5,595	0.15637	0.84363	2.72
100-	1,947	1,947	1,037	1,037	0.00000	1.00000	1.88

第2表 第39回簡速静止人口表一年齡各歳別の結果

(1) 男

x	L_x	T_x	l_x	d_x	p_x	q_x	$\overset{\circ}{e}_x$
0月	8,318	7,488,282	100,000	364	0.99636	0.00364	74.88
1	8,301	7,479,964	99,636	46	0.99954	0.00046	75.07
2	8,298	7,471,663	99,591	28	0.99972	0.00028	75.02
3	24,882	7,463,365	99,563	72	0.99927	0.00073	74.96
6	49,727	7,431,483	99,490	74	0.99925	0.00075	74.77
0年	99,526	7,488,282	100,000	584	0.99416	0.00584	74.88
1	99,368	7,388,757	99,416	86	0.99913	0.00087	74.32
2	99,298	7,289,389	99,330	59	0.99941	0.00059	73.39
3	99,249	7,190,090	99,271	42	0.99958	0.00042	72.43
4	99,213	7,090,841	99,229	32	0.99967	0.00033	71.46
5	99,183	6,991,629	99,197	28	0.99971	0.00029	70.48
6	99,155	6,892,446	99,169	27	0.99973	0.00027	69.50
7	99,130	6,793,291	99,142	25	0.99975	0.00025	68.52
8	99,106	6,694,161	99,118	22	0.99978	0.00022	67.54
9	99,085	6,595,055	99,095	20	0.99980	0.00020	66.55
10	99,067	6,495,969	99,076	18	0.99982	0.00018	65.57
11	99,049	6,396,903	99,058	18	0.99982	0.00018	64.58
12	99,032	6,297,854	99,040	17	0.99983	0.00017	63.59
13	99,014	6,198,822	99,023	19	0.99981	0.00019	62.60
14	98,991	6,099,808	99,004	27	0.99972	0.00028	61.61
15	98,957	6,000,817	98,977	41	0.99958	0.00042	60.63
16	98,908	5,901,860	98,935	58	0.99941	0.00059	59.65
17	98,841	5,802,952	98,877	74	0.99926	0.00074	58.69
18	98,763	5,704,111	98,804	83	0.99916	0.00084	57.73
19	98,677	5,605,348	98,720	86	0.99913	0.00087	56.78
20	98,591	5,506,671	98,634	86	0.99913	0.00087	55.83
21	98,506	5,408,080	98,548	84	0.99914	0.00086	54.88
22	98,423	5,309,574	98,464	81	0.99917	0.00083	53.92
23	98,343	5,211,152	98,382	78	0.99920	0.00080	52.97
24	98,265	5,112,809	98,304	77	0.99922	0.00078	52.01
25	98,188	5,014,544	98,227	77	0.99922	0.00078	51.05
26	98,111	4,916,355	98,150	78	0.99921	0.00079	50.09
27	98,032	4,818,244	98,072	79	0.99919	0.00081	49.13
28	97,953	4,720,212	97,993	79	0.99919	0.00081	48.17
29	97,875	4,622,259	97,914	78	0.99921	0.00079	47.21
30	97,798	4,524,384	97,836	77	0.99921	0.00079	46.24
31	97,719	4,426,587	97,759	80	0.99918	0.00082	45.28
32	97,636	4,328,867	97,679	87	0.99911	0.00089	44.32
33	97,545	4,231,231	97,592	96	0.99902	0.00098	43.36
34	97,445	4,133,686	97,496	105	0.99892	0.00108	42.40
35	97,336	4,036,241	97,391	112	0.99885	0.00115	41.44
36	97,220	3,938,906	97,279	118	0.99878	0.00122	40.49
37	97,097	3,841,685	97,160	129	0.99867	0.00133	39.54
38	96,961	3,744,588	97,032	144	0.99852	0.00148	38.59
39	96,809	3,647,627	96,888	162	0.99833	0.00167	37.65
40	96,638	3,550,818	96,726	180	0.99814	0.00186	36.71
41	96,449	3,454,180	96,546	197	0.99796	0.00204	35.78
42	96,244	3,357,731	96,349	213	0.99779	0.00221	34.85
43	96,022	3,261,487	96,136	231	0.99760	0.00240	33.93
44	95,780	3,165,465	95,905	255	0.99734	0.00266	33.01
45	95,511	3,069,685	95,650	284	0.99703	0.00297	32.09
46	95,211	2,974,174	95,366	316	0.99669	0.00331	31.19
47	94,880	2,878,963	95,051	348	0.99634	0.00366	30.29
48	94,515	2,784,083	94,703	381	0.99597	0.00403	29.40
49	94,114	2,689,568	94,322	422	0.99553	0.00447	28.51

第2表

(1) 男(つづき)

x	L_x	T_x	l_x	d_x	p_x	q_x	${}^{\circ}e_x$
50	93,668	2,595,454	93,900	472	0.99498	0.00502	27.64
51	93,169	2,501,785	93,428	528	0.99435	0.00565	26.78
52	92,614	2,408,616	92,901	582	0.99373	0.00627	25.93
53	92,006	2,316,003	92,318	632	0.99315	0.00685	25.09
54	91,350	2,223,996	91,686	680	0.99258	0.00742	24.26
55	90,648	2,132,646	91,006	725	0.99204	0.00796	23.43
56	89,901	2,041,998	90,282	769	0.99148	0.00852	22.62
57	89,109	1,952,097	89,512	814	0.99090	0.00910	21.81
58	88,271	1,862,988	88,698	862	0.99028	0.00972	21.00
59	87,382	1,774,717	87,836	919	0.98954	0.01046	20.20
60	86,431	1,687,335	86,917	984	0.98868	0.01132	19.41
61	85,410	1,600,904	85,934	1,059	0.98767	0.01233	18.63
62	84,315	1,515,494	84,874	1,131	0.98668	0.01332	17.86
63	83,148	1,431,179	83,744	1,205	0.98562	0.01438	17.09
64	81,901	1,348,031	82,539	1,293	0.98434	0.01566	16.33
65	80,556	1,266,130	81,246	1,401	0.98276	0.01724	15.58
66	79,091	1,185,575	79,845	1,532	0.98081	0.01919	14.85
67	77,486	1,106,484	78,313	1,679	0.97856	0.02144	14.13
68	75,734	1,028,998	76,634	1,824	0.97619	0.02381	13.43
69	73,841	953,265	74,810	1,960	0.97380	0.02620	12.74
70	71,814	879,424	72,850	2,096	0.97123	0.02877	12.07
71	69,640	807,610	70,754	2,257	0.96811	0.03189	11.41
72	67,293	737,970	68,497	2,442	0.96435	0.03565	10.77
73	64,748	670,678	66,055	2,650	0.95988	0.04012	10.15
74	61,984	605,929	63,405	2,880	0.95458	0.04542	9.56
75	58,990	543,945	60,525	3,106	0.94868	0.05132	8.99
76	55,778	484,955	57,419	3,315	0.94227	0.05773	8.45
77	52,369	429,176	54,105	3,500	0.93531	0.06469	7.93
78	48,788	376,808	50,605	3,654	0.92779	0.07221	7.45
79	45,076	328,019	46,950	3,764	0.91984	0.08016	6.99
80	41,277	282,943	43,187	3,827	0.91139	0.08861	6.55
81	37,438	241,667	39,360	3,843	0.90236	0.09764	6.14
82	33,606	204,229	35,517	3,814	0.89261	0.10739	5.75
83	29,824	170,624	31,703	3,741	0.88200	0.11800	5.38
84	26,138	140,799	27,962	3,623	0.87042	0.12958	5.04
85	22,596	114,661	24,339	3,454	0.85810	0.14190	4.71
86	19,247	92,065	20,885	3,236	0.84507	0.15493	4.41
87	16,140	72,818	17,649	2,972	0.83158	0.16842	4.13
88	13,312	56,678	14,677	2,678	0.81754	0.18246	3.86
89	10,791	43,366	11,999	2,363	0.80308	0.19692	3.61
90	8,587	32,575	9,636	2,045	0.78775	0.21225	3.38
91	6,696	23,988	7,591	1,740	0.77077	0.22923	3.16
92	5,106	17,292	5,851	1,441	0.75370	0.24630	2.96
93	3,805	12,186	4,410	1,165	0.73580	0.26420	2.76
94	2,766	8,380	3,245	918	0.71704	0.28296	2.58
95	1,958	5,614	2,327	704	0.69735	0.30265	2.41
96	1,347	3,656	1,622	525	0.67671	0.32329	2.25
97	898	2,309	1,098	379	0.65507	0.34493	2.10
98	579	1,412	719	264	0.63237	0.36763	1.96
99	360	833	455	178	0.60856	0.39144	1.83
100—	473	473	277	277	0.00000	1.00000	1.71

第2表 第39回簡速静止人口表一年齡各歳別の結果(つづき)

(2) 女

x	L_x	T_x	l_x	d_x	p_x	q_x	e_x
0 月	8,321	8,059,922	100,000	308	0.99692	0.00308	80.60
1	8,306	8,051,601	99,692	44	0.99956	0.00044	80.76
2	8,303	8,043,295	99,648	28	0.99972	0.00028	80.72
3	24,898	8,034,992	99,620	56	0.99944	0.00056	80.66
6	49,766	8,010,094	99,564	63	0.99936	0.00064	80.45
0 年	99,593	8,059,922	100,000	499	0.99501	0.00499	80.60
1	99,462	7,960,328	99,501	68	0.99932	0.00068	80.00
2	99,409	7,860,866	99,433	45	0.99955	0.00045	79.06
3	99,372	7,761,456	99,389	30	0.99970	0.00030	78.09
4	99,347	7,662,084	99,358	22	0.99978	0.00022	77.12
5	99,328	7,562,737	99,337	18	0.99982	0.00018	76.13
6	99,311	7,463,409	99,319	16	0.99984	0.00016	75.15
7	99,297	7,364,098	99,303	13	0.99986	0.00014	74.16
8	99,284	7,264,802	99,290	12	0.99988	0.00012	73.17
9	99,272	7,165,518	99,278	11	0.99989	0.00011	72.18
10	99,261	7,066,246	99,267	11	0.99989	0.00011	71.18
11	99,250	6,966,985	99,256	11	0.99989	0.00011	70.19
12	99,238	6,867,735	99,244	12	0.99988	0.00012	69.20
13	99,226	6,768,496	99,232	13	0.99987	0.00013	68.21
14	99,211	6,669,271	99,219	16	0.99984	0.00016	67.22
15	99,194	6,570,060	99,203	18	0.99982	0.00018	66.23
16	99,175	6,470,865	99,185	20	0.99979	0.00021	65.24
17	99,154	6,371,690	99,165	23	0.99977	0.00023	64.25
18	99,129	6,272,536	99,142	26	0.99974	0.00026	63.27
19	99,102	6,173,407	99,116	28	0.99971	0.00029	62.28
20	99,073	6,074,306	99,087	30	0.99970	0.00030	61.30
21	99,043	5,975,233	99,058	30	0.99969	0.00031	60.32
22	99,012	5,876,190	99,027	31	0.99969	0.00031	59.34
23	98,981	5,777,178	98,997	32	0.99968	0.00032	58.36
24	98,948	5,678,198	98,964	34	0.99966	0.00034	57.38
25	98,913	5,579,250	98,931	35	0.99965	0.00035	56.40
26	98,877	5,480,337	98,896	37	0.99963	0.00037	55.42
27	98,839	5,381,459	98,859	39	0.99960	0.00040	54.44
28	98,799	5,282,620	98,819	42	0.99957	0.00043	53.46
29	98,755	5,183,821	98,777	45	0.99954	0.00046	52.48
30	98,709	5,085,067	98,732	47	0.99953	0.00047	51.50
31	98,661	4,986,358	98,685	49	0.99951	0.00049	50.53
32	98,611	4,887,697	98,637	51	0.99948	0.00052	49.55
33	98,559	4,789,085	98,586	55	0.99945	0.00055	48.58
34	98,502	4,690,526	98,531	59	0.99940	0.00060	47.60
35	98,440	4,592,024	98,472	65	0.99934	0.00066	46.63
36	98,372	4,493,585	98,407	70	0.99929	0.00071	45.66
37	98,299	4,395,212	98,337	77	0.99922	0.00078	44.70
38	98,219	4,296,913	98,260	84	0.99915	0.00085	43.73
39	98,131	4,198,695	98,176	92	0.99907	0.00093	42.77
40	98,035	4,100,564	98,084	100	0.99898	0.00102	41.81
41	97,931	4,002,529	97,985	109	0.99889	0.00111	40.85
42	97,817	3,904,598	97,875	119	0.99879	0.00121	39.89
43	97,693	3,806,781	97,757	129	0.99868	0.00132	38.94
44	97,558	3,709,088	97,627	140	0.99856	0.00144	37.99
45	97,413	3,611,530	97,487	151	0.99845	0.00155	37.05
46	97,256	3,514,118	97,336	163	0.99833	0.00167	36.10
47	97,086	3,416,862	97,173	176	0.99819	0.00181	35.16
48	96,902	3,319,775	96,997	193	0.99801	0.00199	34.23
49	96,700	3,222,873	96,804	212	0.99781	0.00219	33.29

第2表

(2) 女(つづき)

x	L_x	T_x	l_x	d_x	p_x	q_x	e_x
50	96,478	3,126,174	96,592	232	0.99760	0.00240	32.36
51	96,236	3,029,696	96,360	253	0.99738	0.00262	31.44
52	95,973	2,933,460	96,108	274	0.99715	0.00285	30.52
53	95,688	2,837,487	95,834	295	0.99692	0.00308	29.61
54	95,382	2,741,799	95,539	318	0.99668	0.00332	28.70
55	95,053	2,646,416	95,222	340	0.99643	0.00357	27.79
56	94,702	2,551,363	94,882	363	0.99617	0.00383	26.89
57	94,326	2,456,661	94,518	389	0.99589	0.00411	25.99
58	93,923	2,362,335	94,129	419	0.99555	0.00445	25.10
59	93,487	2,268,413	93,710	454	0.99515	0.00485	24.21
60	93,012	2,174,926	93,256	497	0.99467	0.00533	23.32
61	92,488	2,081,914	92,759	550	0.99407	0.00593	22.44
62	91,911	1,989,426	92,209	605	0.99344	0.00656	21.58
63	91,277	1,897,515	91,604	664	0.99275	0.00725	20.71
64	90,581	1,806,237	90,940	731	0.99196	0.00804	19.86
65	89,813	1,715,656	90,209	807	0.99106	0.00894	19.02
66	88,965	1,625,844	89,403	888	0.99006	0.00994	18.19
67	88,034	1,536,878	88,514	976	0.98897	0.01103	17.36
68	87,009	1,448,845	87,538	1,076	0.98771	0.01229	16.55
69	85,878	1,361,836	86,462	1,186	0.98628	0.01372	15.75
70	84,634	1,275,958	85,276	1,303	0.98472	0.01528	14.96
71	83,267	1,191,323	83,972	1,436	0.98290	0.01710	14.19
72	81,756	1,108,057	82,537	1,591	0.98073	0.01927	13.42
73	80,076	1,026,301	80,946	1,773	0.97809	0.02191	12.68
74	78,196	946,225	79,173	1,992	0.97484	0.02516	11.95
75	76,083	868,029	77,181	2,238	0.97101	0.02899	11.25
76	73,716	791,946	74,943	2,498	0.96667	0.03333	10.57
77	71,089	718,231	72,445	2,756	0.96196	0.03804	9.91
78	68,199	647,141	69,689	3,026	0.95658	0.04342	9.29
79	65,035	578,942	66,663	3,302	0.95046	0.04954	8.68
80	61,597	513,907	63,361	3,573	0.94361	0.05639	8.11
81	57,891	452,310	59,788	3,834	0.93587	0.06413	7.57
82	53,948	394,420	55,954	4,044	0.92772	0.07228	7.05
83	49,813	340,472	51,910	4,220	0.91871	0.08129	6.56
84	45,515	290,658	47,690	4,370	0.90837	0.09163	6.09
85	41,093	245,143	43,320	4,465	0.89692	0.10308	5.66
86	36,606	204,050	38,855	4,498	0.88423	0.11577	5.25
87	32,119	167,444	34,357	4,461	0.87015	0.12985	4.87
88	27,716	135,325	29,895	4,328	0.85524	0.14476	4.53
89	23,504	107,610	25,568	4,080	0.84041	0.15959	4.21
90	19,572	84,105	21,487	3,773	0.82440	0.17560	3.91
91	15,990	64,534	17,714	3,383	0.80904	0.19096	3.64
92	12,807	48,544	14,332	2,982	0.79194	0.20806	3.39
93	10,032	35,737	11,350	2,566	0.77393	0.22607	3.15
94	7,674	25,705	8,784	2,152	0.75497	0.24503	2.93
95	5,721	18,031	6,632	1,757	0.73501	0.26499	2.72
96	4,149	12,310	4,874	1,394	0.71401	0.28599	2.53
97	2,919	8,161	3,480	1,072	0.69189	0.30811	2.34
98	1,988	5,242	2,408	798	0.66861	0.38139	2.18
99	1,307	3,253	1,610	573	0.64410	0.35590	2.02
100 -	1,947	1,947	1,037	1,037	0.00000	1.00000	1.88

主要国の標準化出生率・死亡率：最新材料

本統計では、最近版の国際連合『世界人口年鑑』（United Nations, *Demographic Yearbook*）, 1984年版によって得られる多くの国についての女子の年齢別出生率および男女、年齢別死亡率を用いて、標準化出生率ならびに同死亡率を算定した結果を掲げる。

標準化人口動態率の算定において採用する標準人口は、従来と同様、1930（昭和5）年の日本全国総人口である。女子の年齢別出生率は、15～19歳……45～49歳の年齢5歳階級別の区分により、男女年齢別死亡率は、0歳、1～4歳、5～9歳……80～84歳の5歳階級および85歳以上一括の区分による。

表示した国の配列は国連方式、すなわち、アフリカ、北アメリカ、南アメリカ、アジア、ヨーロッパ、オセアニアの地域順で、地域内の国・領土はA B C（英語の頭文字）順になっている。その他、詳しくは原典を参照されたい。

なお、比較に載せている日本は、厚生省『人口動態統計』に基づいて人口問題研究所が算定した最新年の数値である（別項参照）。
（山本道子・坂東里江子）

標準化出生率・死亡率順位表—普通率対比

(‰)

国・地域 (年)	出生率	国・地域 (年)	死亡率
デンマーク (1983)	10.2 [9.9]	日本 (1985)	3.1 [6.3]
ドイツ連邦共和国 (1982)	10.4 [10.1]	アイスランド (1983)	3.5 [7.0]
オランダ (1983)	10.7 [11.9]	スウェーデン (1983)	3.5 [10.9]
スイス (1982)	11.2 [11.6]	スイス (1982)	3.7 [9.2]
シンガポール (1983)	11.4 [16.2]	オランダ (1983)	3.7 [8.2]
スウェーデン (1983)	11.7 [11.0]	ノルウェー (1983)	3.7 [10.2]
イタリア (1980)	12.0 [11.4]	ギリシア (1981)	3.8 [8.9]
オーストリア (1983)	12.0 [11.9]	カナダ (1981)	4.0 [7.0]
ノルウェー (1983)	12.3 [12.1]	ブルガリア (1982)	4.0 [11.2]
カナダ (1981)	12.5 [15.3]	オーストラリア (1983)	4.0 [7.2]
日本 (1985)	12.5 [11.9]	フランス (1980)	4.3 [10.2]
フィンランド (1983)	12.6 [13.8]	イタリア (1980)	4.3 [9.8]
ベルギー (1981)	12.7 [12.6]	アメリカ合衆国 (1982)	4.3 [8.5]
スコットランド (1982)	13.1 [12.8]	イスラエル (1983)	4.3 [6.8]
イングランド=ウェールズ (1983)	13.1 [12.7]	イングランド=ウェールズ (1983)	4.3 [11.7]
ハンガリー (1983)	13.8 [11.9]	フィンランド (1983)	4.4 [9.3]
アメリカ合衆国 (1981)	14.1 [15.8]	ドイツ連邦共和国 (1982)	4.5 [11.6]
オーストラリア (1983)	14.4 [15.8]	ニュージーランド (1983)	4.5 [8.1]
ドイツ民主共和国 (1983)	14.5 [14.0]	オーストリア (1983)	4.8 [12.3]
ニュージーランド (1983)	14.5 [15.8]	デンマーク (1983)	4.8 [11.2]
フランス (1980)	14.7 [14.9]	アイルランド (1981)	4.9 [9.6]
ポルトガル (1980)	15.4 [16.0]	北アイルランド (1982)	4.9 [10.2]
ギリシア (1981)	16.1 [14.5]	ドイツ民主共和国 (1983)	5.1 [11.7]
ユーゴスラビア (1981)	16.1 [16.4]	スコットランド (1982)	5.2 [12.6]
ブルガリア (1982)	16.7 [13.9]	シンガポール (1983)	5.2 [5.3]
チェコスロバキア (1982)	16.7 [15.2]	ポルトガル (1981)	5.6 [9.6]
アイスランド (1983)	16.9 [18.4]	チリ (1982)	5.6 [6.1]
ルーマニア (1982)	17.3 [15.3]	ポーランド (1983)	5.6 [9.6]
ポーランド (1983)	18.4 [19.7]	ユーゴスラビア (1981)	5.8 [9.0]
アイルランド (1983)	19.0 [19.0]	ルーマニア (1982)	6.0 [10.0]
北アイルランド (1981)	19.3 [17.5]	アルゼンチン (1980)	6.1 [8.5]
チリ (1982)	19.4 [23.9]	チェコスロバキア (1982)	6.2 [11.8]
イスラエル (1983)	23.4 [24.0]	ベルギー (1981)	6.5 [11.4]
アルゼンチン (1980)	24.8 [24.7]	ハンガリー (1983)	6.6 [13.9]

次掲の結果表の中から選んだ国の標準化出生率と同死亡率を低い順に配列。

[] 内は同年の普通出生率と同死亡率を示す。

結果表1 主要国の標準化出生率(1930年日本人口標準):各国最新材料

国・地域 (年)	標準化出生率	国・地域 (年)	標準化出生率	国・地域 (年)	標準化出生率
カ [アフリカ] (1980)	35.1	ド (1978)	* 30.8	イ (1983) ³⁾	14.5
エ ボ プ (1976)	37.6	ル (1976)	* 28.1	イ (1982) ⁴⁾	10.4
マ ラ ウ (1977)	47.5	ア エ (1975)	22.2	ギ (1981)	16.1
モ リ シ ャ ス (1983)		ネ [アジア] (1981)	* 30.5	ハ ガ リ (1983)	13.8
モ リ シ ャ ス (1983)	16.3	フ ニ ス (1979)	53.8	ア ラ リ (1983)	16.9
ロ リ ゲ (1983)	35.2	タ シ (1981)	* 36.6	イ ラ ソ (1983)	19.0
ル シ ャ (1978)	* 57.8	ネ (1983)	24.7	イ タ リ (1980)	12.0
セ シ ャ (1984)	25.4	ロ (1983)	* 18.8	リ テ シ ャ (1982)	11.4
チ ャ (1980)	36.6	コ (1982)	13.3	ル セ シ ャ (1981)	11.6
ヨ ー ロ ッ プ (1978)	11.9	ス (1977)	* 28.4	マ ル (1983)	14.1
[北アメリカ]		エ (1983)	23.4	オ ラ (1983)	10.7
マ (1980)	22.1	ル (1985)	12.5	ノ ウ (1983)	12.3
バ ハ ド (1978)	14.2	本 (1979)	53.3	ポ ラ ト (1983)	18.4
バ ミ ャ (1983)	13.9	国 (1981)	* 18.6	ポ ト ガ (1980)	15.4
カ ナ (1981) ¹⁾	12.5	ト (1980)	39.3	ル マ ニ (1982)	17.3
キ ャ (1982)	14.6	ア (1979)	27.7	サ マ リ (1982)	10.3
グ ラ (1983)	15.5	ア (1979)	* 28.2	ス ペ イ (1978)	18.3
グ テ マ (1977)	44.0	ク (1980)	* 28.2	ス ウ ェ イ (1983)	11.7
ホ ジ ャ (1979)	* 47.8	ン (1976)	47.5	ス イ (1982)	11.2
メ キ シ コ (1979)	* 22.6	ン (1979)	* 29.6	イ (1982)	13.1
パ ナ マ (1982)	25.0	ル (1983)	11.4	イ (1982)	19.3
プ エ ル ト リ コ (1980)	21.0	カ (1980)	27.4	ス (1978)	13.1
セントクリストファー・ネイビス (1980)	25.7	イ (1983)	* 19.1	ス (1982)	16.1
セントトーマス・セントビンセント (1980)	33.9	ア (1983)	12.0	ス (1983)	14.4
トリニダード・トバゴ (1977)	23.0	ア (1981)	12.7	ス (1981)	29.4
アメリカ合衆国 (1981)	14.1	ア (1982)	16.7	ス (1983)	24.9
[南アメリカ]		ア (1982)	16.7	ス (1980)	24.1
アルゼンチン (1980)	24.8	ク (1983)	10.2	ス (1980)	
ボリビア (1976)	* 27.2	島 (1983)	15.9	ス (1976)	* 29.4
ブラジル (1982)	* 21.2	ド (1983)	12.6	ス (1983)	14.5
チリ (1982)	19.4	ス (1980)	14.7	ス (1979)	* 37.0

* 不完全か完全性の不明な身分登録からの出生数を用いて計算された率なので注意を要する。

1) ニューファンドランドを除く。 2) 別掲のフェロー諸島およびグリーンランドを除く。 3) 東ベルリンを含む。 4) 西ベルリンを含む。

結果表2 主要国の標準化死亡率(1930年日本人口標準):各国最新材料

国・地域 (年)	標準化死亡率	国・地域 (年)	標準化死亡率	国・地域 (年)	標準化死亡率	
ア [アフリカ] ル ジェ エ プ マ ラ マ ウ モ リ チ シ ジ ニ [北アメリカ] バ ハ バ バ カ ナ キ ユ グ テ ホ ジ メ キ パ ナ プ エ トリニ アメリ カ合衆 国 [南アメリカ] ア セ ボ リ ブ ラ チ エ ク パ ラ ペ ル ウ グ ベ ネ [アジア] ア フ バ ガ ー ニ レ ス ン タ ン (1979) ン (1981)	* 10.2 15.3 19.1 16.5 7.4 * 5.9 3.9 6.9 5.5 4.0 4.6 13.1 * 5.6 6.9 * 4.1 4.5 7.0 4.3 6.1 * 6.3 * 6.8 5.6 * 7.4 * 3.5 * 4.4 6.5 * 6.2 21.0 * 4.6	バ グ プ ン ラ デ ロ コ ク ラ ラ エ ル ダ ウ レ エ シ タ ン ガ ポ ン ラ イ [ヨーロッパ] オ ベ ル ガ リ ア [ロシア] ブ ル ガ リ ア チ ェ コ ス ロ バ キ ア [東ヨーロッパ] デ イ ン ラ ン ド [東ヨーロッパ] フ ラ ン ス [東ヨーロッパ] ド イ ツ チ 共 和 国 [東ヨーロッパ] ド イ ツ チ 共 和 国 [東ヨーロッパ] ギ ン ニ ヤ [東ヨーロッパ] ハ ン ガ リ [東ヨーロッパ] ア イ ス ラ ン ド [東ヨーロッパ] ア イ ル ラ ン ド [東ヨーロッパ] イ タ リ ア [東ヨーロッパ] ル ク セ ン [東ヨーロッパ] マ ラ ン [東ヨーロッパ] オ ス タ リ ア [東ヨーロッパ]	* 13.4 * 4.8 * 3.7 * 4.6 4.3 * 3.1 * 3.6 * 6.6 6.2 6.9 12.0 * 7.5 5.2 6.5 * 6.2 4.8 6.5 4.0 6.2 4.8 4.4 4.3 5.1 4.5 3.8 6.6 3.5 4.9 4.3 4.9 5.2 3.7	ノ ポ ポ ル ー マ ス ペ イ ス ス ウ エ イ リ ス [オセアニア] オ ー ス ト ラ リ ア [オセアニア] フ ィ ィ [オセアニア] ニ ュ ー カ レ ド ニ ン [オセアニア] ニ ュ ー ジ ー ラ ン ド [オセアニア]	(%)	標準化死亡率

* 不完全か完全性の不明な身分登録による死亡率を使用して計算されたので注意を要する。

1) 半島マレーシアのみ。 2) フェロー諸島およびグリーンランドを除く。 3) 東ベルリンを含む。 4) 西ベルリンを含む。

雑 報

定例研究報告会の開催

(昭和61年10月~12月)

<回>	<年月日>	<報 告 題 名>	<報告者>
18	昭61. 10. 15	女子の若年時における子供数別雇用歴……………	中野 英子技官
19	昭61. 10. 29	将来推計人口はどの程度当たるか?……………	阿藤 誠技官 池ノ上正子技官
20	昭61. 11. 5	同居児法によるヒノエウマの影響の計測……………	伊藤 達也技官 坂東里江子技官
21	昭61. 11. 19	ハザード関数の統計解析と生命表……………	松下敬一郎技官
22	昭61. 11. 26	日本人の子供の性別選好について……………	坂井 博通技官
23	昭61. 12. 3	わが国における近親婚の研究……………	今泉 洋子技官
24	昭61. 12. 17	昭和60年女子の人口再生産率および第39回簡速静止人口表 (昭和60年4月~61年3月)の算定結果について……………	伊藤 達也技官 石川 晃技官 坂東里江子技官

なお、定例研究報告会における所内研究員の報告とは別に、次のような外部専門家による特別講演が行われたが、これは昭和61年度から実施の特別研究「高齢化社会における世帯形成の地域差に関する人口学的研究」専門委員会の専門委員報告の1, 2である。

1. 昭61. 12. 12 高齢化社会における家族研究の視点をめぐって……………老川 寛教授
(明治学院大学)
2. 昭61. 12. 25 ライフコース分析の手法をめぐって……………石原邦雄助教授
(東京都立大学)

資 料 の 刊 行

(昭和61年10月~12月)

<資料題名(発行年月日)>	<担当者>
「研究資料」	
○第242号(昭61.12.17)	
第39回簡速静止人口表(生命表)(昭和60年4月1日~61年3月31日)……………	伊藤 達也技官 石川 晃技官 坂東里江子技官
○第243号(昭61.12.24)	
全国日本人人口の再生産に関する指標 昭和55年~60年……………	伊藤 達也技官 石川 晃技官 坂東里江子技官

日本老年社会科学会第28回大会

日本老年社会科学会(学会長:那須宗一淑徳大学長)の第28回大会(大会会長:大坂巳年子熊本短大教授)は、昭和61年10月11日(土)・12日(日)の両日にわたり、熊本市に在る熊本短期大学において開催された。

今回の大会におけるシンポジウムとして、山下袈裟男(東洋大学教授)・長嶋紀一(日本大学教授)両氏司会の下における「21世紀の生涯教育と高齢者の学習」(シンポジスト:大坂巳年子,井上勝也,塚本哲人)が行なわ

れ、また大橋綾子氏（郡山女子大学教授）の特別講演「大学開放による高齢者教育の日米比較」があった。

一般報告は75題の多きを数えたが、本研究所の内野澄子部長が「熊本県における高齢人口の移動と特徴」について報告し、現地の注目を浴びた。その他の報告の中で人口に関わるものを挙げてみると、「過疎地域における高齢者問題—鹿児島県川辺郡大浦町（老年人口29.1%）の場合—」（染谷淑子）、「死亡統計からみた老人の自殺」（篠野脩一ほか）、「小地域からみた高齢者の余命とその特色に関する一考察」（前田正久ほか）などである。

（山口喜一記）

第59回日本社会学会大会

昭和61年11月23日・24日の両日、山口大学において第59回日本社会学会大会が開催され、本研究所からは阿藤誠、若林敬子の両名が参加した。

例年、社会学会大会の一般研究報告の部会には、細々ながら人口部会が設けられてきたが、本年の大会では遂に人口部会が姿を消してしまった。わが国では社会学のカリキュラムで人口統計学、人口問題を講ずる大学がほとんどなく、それが社会学会における人口研究への関心の低さにつながっている。米国の社会学会における人口研究の浸透ぶりと比較すると誠に残念な状況と言わざるをえない。

ただし、人口部会はなかったが、個別的には人口研究に直接関連した報告がなかった訳ではない。都市部会における「人口再分布と都市開発—神戸市、シンガポールを中心とする国際会議から—」（黒田俊夫）、地域問題部会の「人口急増都市における都市形成と社会計画—岐阜県可児市を事例に—」（加藤晴明・佐野勝隆）、女性部会の「出産から見た日本近代」（落合恵美子）、社会移動部会の「明治・大正期における府県間移住の対数線形モデル—大正9年第一回国勢調査データの分析—」（都筑一治）などがその例である。

一般研究報告の他に、本大会では四つのテーマ部会が設けられ、いずれも盛況であった。そのうちのひとつ「高齢化社会の問題」は市民にも公開され、地元の関心を呼んだ。司会は青井和夫、庄司洋子の両氏、報告は「日本人口の将来—超高齢社会の構図—」（阿藤誠）、「高齢化社会の社会学的課題」（小川全夫）、「都市の高齢者とコミュニティ」（金子勇）の三つからなり、杉正孝、中垣昌美の両氏が討論を行った。阿藤報告は本研究所の最新の将来推計人口をベースにして、わが国の高齢化の特徴と高齢化の社会経済的影響を広範囲に論じた。小川報告は地元山口県の実例を踏まえて高齢化の地域社会への影響を論じ、さらに高齢化問題への社会学的介入の方法についても言及した。金子報告は都市の高齢者の社会的ネットワークに関する調査データの統計分析を通じて、都市型高齢化社会におけるコミュニティ形式の明るい可能性について論じた。高齢化社会の問題は今後2年間テーマ部会でとりあげられるとのことで、具体的問題を踏まえて、さらに議論が深まることが期される。

（阿藤 誠記）

第4回国際家族計画連盟世界総会

昭和61年11月10日（月）から14日（金）にかけて、標記の国際会議（The 4th IPPF Members Assembly）が東京の京王プラザホテルにおいて開催された。家族計画の世界会議が日本で開かれたのは、昭和30年（第5回国際家族計画会議）以来実に31年ぶりのことである。

今回の総会には、国際家族連盟（International Planned Parenthood Federation）の123の加盟国代表をはじめ、国際人口問題議員懇談会のメンバーである国会議員、日本駐在大使、家族計画関係者等が多数集まり、新聞、テレビ、ラジオ等による取材活動も盛んに行われた。前回の東京会議は、日本の家族計画関係者、政府、国民に多大な影響を及ぼしたが、今回の世界総会も、その残した影響には少なからぬものがあったと思われる。かくして総会は、期待を上回る成果を収め、「東京宣言」の採択をもって幕を閉じた。

（山口喜一記）

JICA「メキシコ人口活動促進プロジェクト」への協力

国際協力事業団（JICA）は、1984年7月にメキシコ政府と締結した「メキシコ人口活動促進プロジェクト」の年度活動をレビューするために、年1回の巡回調査団をメキシコに派遣している。本年度は、昭和61年11月26日～12月7日に、小林和正 日大教授を団長とする5名から成る調査団を派遣したが、本研究所からは阿藤誠 人口動向研究部長が参加した。

仕事は、メキシコ市にある国家人口審議会事務局兼研究調査機関（CONAPO）において行われ、CONAPO側から本プロジェクトの進捗状況の説明を受け、日本から派遣されている長期専門家との協議を踏まえて、日墨間の協定文書の覚書の改訂を行った。

プロジェクトの内容は、各州の人口政策推進活動の支援、人口データ・ベースづくり、各種人口推計、人口教育研修、マスコミによる人口キャンペーン、人口教育プログラム向上のための調査などからなり、これに対してJICAが機材供与と専門家の技術協力によって支援することを約束している。プロジェクトは全般的に順調に進められており、今回のミッションでは残り2年間の計画調整が行われた。

協議の合間をぬって米国との国境に位置するバハ・カリフォルニア州の首都メヒカリ市とティファナ市の2市を訪問した。そこで州の人口問題審議会（CONEPO）の活動状況に関する報告を受け、同時に不法移民の出国場所として有名な地域を視察した。

（阿藤 誠記）

THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS
(JINKO MONDAI KENKYU)

Organ of the Institute of Population Problems of Japan

Editor: Shigemi KONO *Managing Editor:* Kiichi YAMAGUCHI
Associate Editors: Hiroshi KAWABE Yoko IMAIZUMI Hiroaki SHIMIZU
Michiko YAMAMOTO

CONTENTS

Articles

- Japanese Female Life-courses by Marriage, Child-bearing
and Deaths : Cohort Born in 1890-1930 Yoshikazu WATANABE ... 1~13
- Proportional Hazards Model Analysis of Birth Intervals Among
Marriage Cohorts Since the 1960s Kenji OTANI ...14~30
- Fertility Change of the Year of "Hinoe-uma"
..... Tatsuya ITOH and Rieko BANDO ...31~43

Materials

- Demographic Characteristics on "Business Bachelors" in Japan
..... Chizuko YAMAMOTO ...44~53
- Neu Future Population Projections for Japan 54~63

Book Reviews

- Lee-Jay Cho, Robert D. Retherford and Minja Kim Choe,
The Own-Children Method of Fertility Estimation 64
- J. Bongaarts and R. G. Potter, *Fertility, Biology, and Behavior :*
An Analysis of the Proximate Determinants 65

Statistics

- Population Reproduction Rates for All Japan : 1985 66~69
- 39th Abridged Life Tables : 1985-1986 70~75
- Standardized Vital Rates for Selected Countries : Latest Available
Years76~78

- Miscellaneous News 79~82
-

Published by the
Institute of Population Problems, Ministry of Health and Welfare.
Tokyo, Japan