

出生性比の動向分析

石 南 国

1. はじめに

17世紀半ばにジョン・グラント (John Graunt) ([2]) が男女の出生比率の一定なることをロンドン人口表の観察から発見し、その後の政治算術家たちも出生性比の規則性を実証した。『神の秩序』の著者、ヨハン・ペーター・ジュースミルヒ (Johan Peter Süßmilch) ([6]) は、女兒20に対する男児21の平均比率を算定し、この規律性のある出生性比に“神の秩序”の神意の存在 ([10]253~259ページ) を認めたのである。男児は1/20多く生まれても、女兒よりも多く死亡するために、成人して結婚する時期には男女ほぼ同数になる。まことに不可思議な秩序であることが統計的に実証されたのである。しかし神意の存在を認めた神学的あるいは宗教的説明に終わり、科学的な説明はなし得なかった。

その後統計学および生物学の領域から科学的実証を試みた研究家が数多くあらわれた。岡崎文規氏の「出生児の性比に関する学説」([11])によると、そのきっかけとなったのはホーフアッカー ([3]) とトーマス・サッドラー ([5]) であったようである。かれらは出生性比への両親の年齢の影響について観察し、父が母よりも年長の場合に出生性比が高くなるとした ([7] 訳上巻57~63ページ)。これに対し父が母より年少の場合に出生性比が高くなるとする研究があらわれた。前者にはゲーレルト (Göhlert), モーゼル (Moser), ロイカート (Leukart) およびワッポイス (Wappäus) のような人口統計学者がおり、後者にはシューマン (Schumann) およびコールマン (Kollmann) がいた。こういう論争のなかでグリュンシュパン (Grünspann), プリンチング (Prinzing), スティーダ (Stieda), フランケ (Franke) およびロルケ (Rolke) などが加わり、賛否両論が展開された。後三者は両親の年齢と出生性比との間には何ら一定の秩序性のないことを主張した ([11] 9~11ページ)。

生物学的研究においても古くから性比に関心があり、左右いずれの卵巣から排卵されたかに出生児の体性が関連するという考えから、栄養状態が良好ならば女兒が多く生まれるという説などがあったようであるが、今日の性染色体の研究で新たな局面を迎えたようである。しかしこれが出生性比との関連で明確に説明される段階には至っていないようである。

こういう状況のなかでジュースミルヒの神意の存在に基づく“神の秩序”はいまだに生きており、今日的には105~106の出生性比が定常値とされ、将来人口の推計などでもこれが疑いもなく利用されているのが実情である。後出の第6表にみられるように、たとえば韓国は90%未満のデータに基づき不完全ではあるが、107.87の出生性比をとっている。男子選好度の強い国としても知られている。107.87という値は決して不当に高いものとはいえず、当たらずとも遠からずの状況にある国といってよからう。しかし過去に行なわれた数多くの将来人口推計では105という出生性比が疑いもなく圧倒的に多く採用されていたのである。現実を正確に把握したうえでこれが利用されなければならないと主張することは細かすぎることであろうか。最近の将来人口の推計方法は精密度の高いものとなっている。出生性比のデータ・インプットのこれへの正確な対応が迫られているのである。

最近の出生態度の変化に帰因しているのか明らかではないが、先進諸国の出生減退とともに出生性比が地域的にも差をもち、また時間的にも変動しており長期的な変動もしのび寄ってきているように思われる。出生性比の問題は、マッケンロート (Mackenroth, G.) のいうように、まだおそらく解決されたという状態には達していないようである ([4] pp. 41~42)。

2. 出生性比の変動

日本は、明治維新以来近代化の一途を辿り、経済発展とともに人口発展にもめざましいものがあったことは周知の事実であるが、戦後は世界の目をみはるような発展のなかで短期間で人口転換を成し遂げ、いまや西欧先進諸国に追いつき、これを追い越す勢いで高齢化社会に突入しようとしている。こういうなかで出生性比の進展の兆しも示していたようである。第1表は1900年以降の出生性比の動きを示したものであるが、戦前にみられた出生性比は、定常値あるいはジュースミルヒが実証した105の出生性比値の近傍にあり、1905年から1907年の期間を除き、103.5~105.8の範囲内にある。第2表にみられるように、戦前の平均出生性比は104.612を示し、ジュースミルヒの定常値を下回っている。しかし戦後の出生性比は明らかに1949年と1951年を除き105の水準を上回り、しかも戦後30年間に大きく上昇し、その平均出生性比は戦前の水準をはるかに上回る106.023の値に達しているのを見ることができる。

次に日本の特徴と思われる点が戦前・戦後を通じて認められる。戦前では1905~1907年の期間、戦後では1965~1967年の期間にみられることである。周知のように両期間とも十干十二支歴法の「丙午(ひのえうま)」に当たる年をはさんでいる。出生性比が、前者の1905、1906および1907年でそれぞれ102.7、108.7および102.7の値を示し、後者の1965、1966および1967年でそれぞれ105.3、107.6および105.3の値を示している。丙午の年の値が高く、前後の年では低い。とくに前者で顕著である。

第1表 年次別出生性比の変動

年次	性比	年次	性比	年次	性比	年次	性比
1900	105.1	1920	104.5	1940	105.1	1963	106.7
1901	105.1	1921	104.5	1941	104.8	1964	105.9
1902	104.8	1922	104.0	1942	105.2	1965	105.3
1903	105.2	1923	104.4	1943	105.3	1966	107.6
1904	105.1	1924	104.2	1947	105.8	1967	105.3
1905	102.7	1925	103.5	1948	105.8	1968	107.1
1906	108.7	1926	105.8	1949	104.8	1969	107.2
1907	102.7	1927	103.7	1950	106.1	1970	107.1
1908	104.6	1928	104.4	1951	104.9	1971	106.7
1909	104.1	1929	104.0	1952	105.2	1972	106.5
1910	103.9	1930	105.3	1953	105.2	1973	106.2
1911	104.0	1931	104.3	1954	106.2	1974	106.4
1912	104.1	1932	105.0	1955	105.8	1975	106.2
1913	104.4	1933	105.2	1956	105.8	1976	106.2
1914	104.9	1934	104.2	1957	105.7	1977	106.1
1915	104.2	1935	105.2	1958	105.5	1978	106.0
1916	104.3	1936	104.9	1959	105.8	1979	106.2
1917	104.2	1937	104.8	1960	105.6	1980	106.0
1918	104.3	1938	105.7	1961	106.9	1981	105.9
1919	104.9	1939	104.9	1962	106.1	1982	

(資料) [14] 昭和56年度, 上巻, 50ページおよび230ページ。

第2表 各種性比の平均値

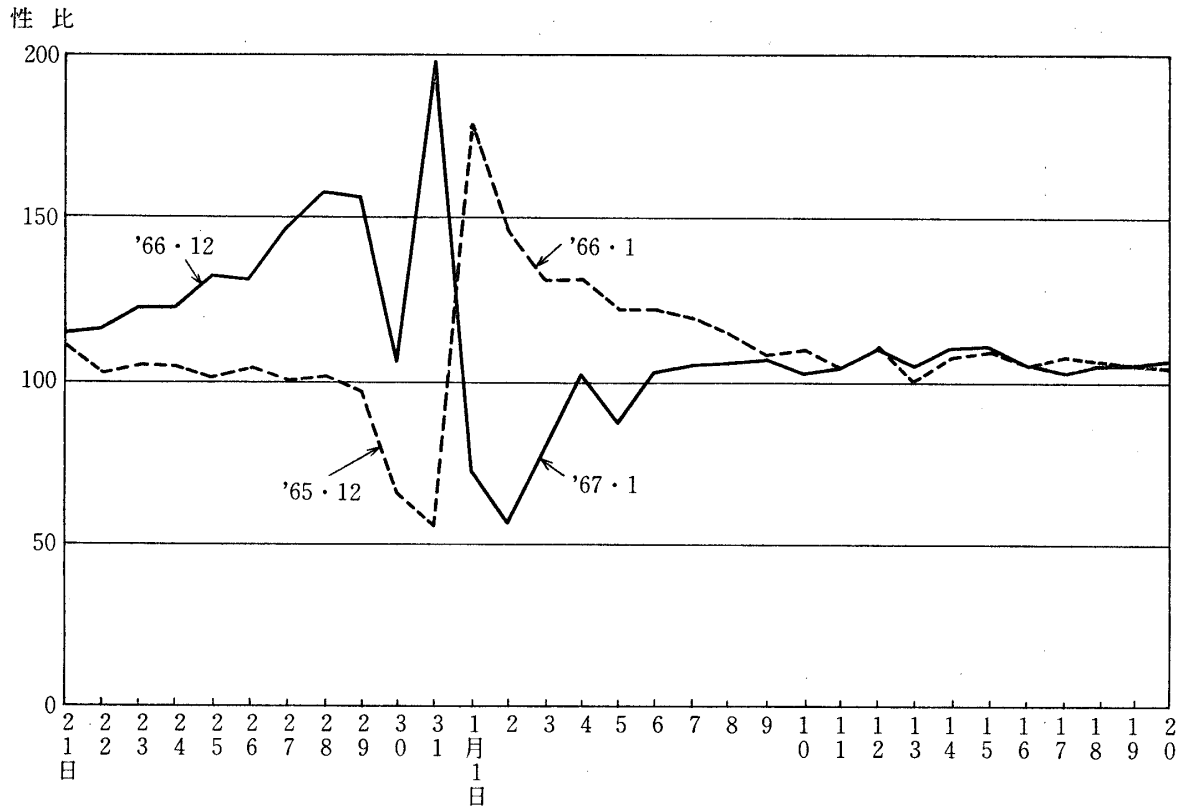
	平均値		標準偏差		変動係数	
	1900~41年	1947~81年	1900~41年	1947~81年	1900~41年	1947~81年
出生性比	104.612	106.023	0.924	0.634	0.88	0.60
非嫡出児出生性比		103.631		2.224		2.15
死産性比	116.355	132.389	3.974	7.500	3.42	5.66
出産性比	105.298	107.443	0.846	0.619	0.80	0.58
新生児死亡性比	177.940	134.509	3.834	7.938	3.25	5.90
乳児死亡性比	116.679	129.554	1.986	7.025	1.70	5.42

(資料) [14] 昭和56年度, 上巻, 50ページ, 210~211ページおよび230ページ。

丙午の年の出産女兒の忌み嫌われる風習がなした人為的出産減少からきた結果であることは明らかである。一般に、戦争のあった後の出生性比は変化して高くなるという説が古くからあり、当時、戦前の1905~1907年の異常な変化は日露戦争の結果とみるむきもあったが、第2次大戦後の1965~1967年の異常な変化の期間はまったく平和時であったということからも、この出生性比の変化が戦争の影響によるものばかりでなかったことは明らかである。

この戦争による出生性比の変化に関しては、神意の存在を背景としたジュースミルヒの主張([6] 訳152~154ページ)であった。戦争による青壮年男子の損失を回復すべく全知全能の神の摂理

第1図 12月・1月の出生日別出生性比



(資料) [14] 昭和41年度, 上巻, 70~74ページ。

に基づくものである。「神学的説明は、果して神の摂理を十分に明らかにしているかどうか甚だ疑わしい」([11] 17ページ)のものである。第1図は戦後の丙午の年の出生性比の異常な変化を示したものである。丙午の年、1966年に入る直前に出生性比は低くなっている。すなわち1965年12月29日、30日および31日でそれぞれ96.9、64.3および54.9の水準に落ち込み、大きな女兒超過を示している。これが1966年1月1日では男児超過に転じ、177.9の出生性比を示す。この大きな男児超過は1月10日頃までつづく。次に1966年末でふたたび大きな男児超過(12月31日で198.0)をあらわし、そして1967年初に至り出生性比は女兒超過の現象を呈する。

一般、12月は出生性比が上昇しないといわれている([12] 74~75ページ)ことから、1966年末の実情が異常であることは明らかである。この一連の現象は明らかに出生届出の操作によって生じたものであり、丙午の年の年初年末で女兒の出生届出を避けた結果であることにまちがいはない。厚生省大臣官房統計調査部の試算によると([14] 昭和41年度 68ページ)、通常の出生性比を 105 ± 1 とするなら、8,000人から10,000人の女兒が、1966年の出生から洩れたことになり、この“みせかけ”の減少は1966年の出生減、46万人(前年より)に対して2%に当たるものである。46万人の出生減は前年出生数に対して25.4%に当たるものである。

以上で戦後になっても、なお丙午の年の女兒生産を嫌う風習が根強く残っていたことを示すこと

ができる。因みにこれらの年間の死産性比の動きにはこれまでの傾向とほとんど変わりがなかったのである。つまり戦前の1905, 1906および1907年の死産性比はそれぞれ109.5, 110.1および110.1であり, 戦後の1965, 1966および1967年の値はそれぞれ128.5, 129.3および130.7である。

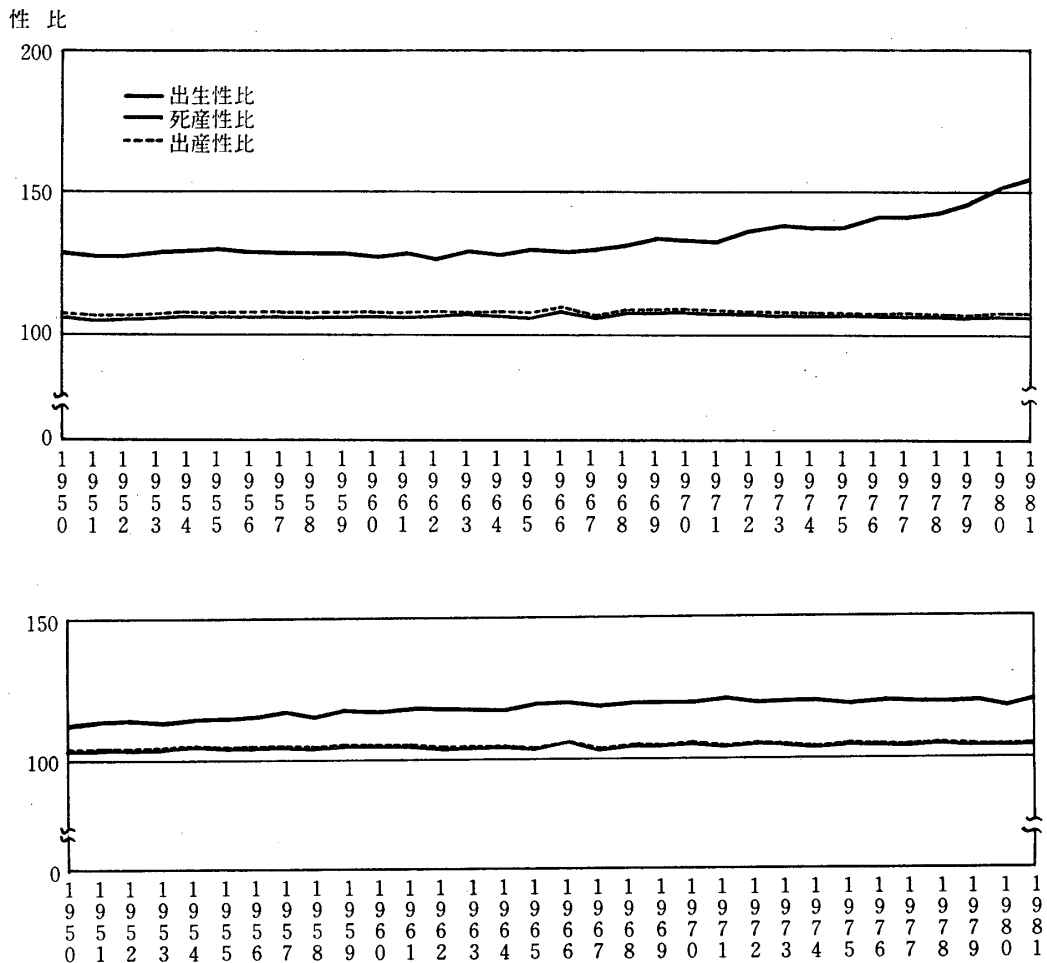
出生性比と関連して扱われるものに流産と死産がある。第3表は戦前の日本における妊娠の流産の月数別性比を示したものである。流産性比は妊娠後の月数を経るにつれて低くなっている。死産は, 出生時にあらわれるもので, 妊娠10カ月後に発生するものであるから流産の一種でもある。第2表にみられる戦前の平均死産性比は116.355であるから, 第3表の妊娠9カ月後の流産性比の動向につづいて低い水準にあるものとみることができる。

第3表 日本における妊娠後の月数別流産の性比 (1921年)

月数別	流産の数		性比
	男子	女子	
4カ月まで	1,571	832	188.8
5~6カ月	9,627	7,942	121.2
7~8カ月	20,572	18,586	110.7
9カ月	42,895	35,936	119.4
計	74,665	63,296	118.0

(出所) [1] S. 33, [4] S. 44.

第2図 出生・死産・出産性比の変動



(資料) 第1表と同じ。

チュプロウ (Tschuprow, A. A.) ([7] S. 62 ff u. S. 378 ff) によると、妊娠あるいは受胎時の性比を第1次性比とするなら、性比はその後妊娠期間を経て出生児のもつより低い値を示す第2次性比へと移行するものであり、男児はかなり大量の流産の危険にさらされ、したがって流産の性比は第1次性比より高くなるというのである ([4] S. 45)。これにしたがえば、男児に多い流産の頻度は第2次性比と逆相関するはずである。そしてマッケンロートのいうように、これを出生性比と戦争との関連で説明することもできるはずである。すなわち、戦時中は受胎した胎児への成熟願望が高まり、また戦後の新婚者における胎児(第1児)の成熟への意志の相対的上昇が墮胎の減少と結びつくとき、戦中・戦後の出生性比の上昇は可能だ ([4] S. 47) ということである。

しかし、第2表にみられるように、戦後の出生性比(いわゆる第2次性比)は、戦前の水準を大きく上回って上昇しており、これとならんで第2図にみられるように、流産性比の延長にある死産性比も大きく上昇している。

出生性比(Bsr)、死産性比(Sbsr)および出産性比(Fsr)の相関について試みた重回帰分析の結果は、戦前(1900~1942年)について、丙午の年をはさむ3年間のダミー変数(Hd)として入れて相関関係を補正すると、

$$\begin{aligned} \text{Bsr} &= -0.0129782 \text{ Sbsr} + 1.08833 \text{ Fsr} + 0.196795 \text{ Hd} - 8.52336 \\ &\quad (-2.46)^* \quad (49.40)^{**} \quad (2.64)^* \quad (-3.64)^{**} \\ R &= 0.992 \quad R^2 = 0.985 \quad \bar{R}^2 = 0.984 \\ \text{s. e.} &= 0.118735 \quad n = 42 \end{aligned}$$

() 内は t 値, * は 5% 水準で有意, ** は 1% 水準で有意,
 \bar{R}^2 は自由度調整済み決定係数, s. e. は標準偏差

である¹⁾。死産性比の偏回帰係数の符合がマイナスをあらわし、両側検定で5%水準で有意である。出産性比の係数は両側検定で1%水準で有意である。重相関係数(R)および決定係数(R^2)も高く、ダミー変数を入れないときよりも大きい。

次に、戦後(1947~1981年)については、

$$\begin{aligned} \text{Bsr} &= 0.016129 \text{ Sbsr} + 0.853601 \text{ Fsr} + 12.174 \\ &\quad (2.10)^* \quad (9.14)^{**} \quad (1.21) \\ R &= 0.858 \quad R^2 = 0.736 \quad \bar{R}^2 = 0.719 \\ \text{s. e.} &= 0.335832 \quad n = 35 \end{aligned}$$

の重回帰方程式が得られた。丙午の年をはさむ3年間のダミー変数を入れたのだが、ステップ・ワイズの変数消去法の2段階で消去された。戦後の出生性比の急速な上昇で戦前の丙午の年のダミー

1) 出産性比を目的変数としたときの重回帰方程式を参考のためにあげると、

$$\begin{aligned} \text{Fsr} &= 0.0120842 \text{ Sbsr} + 0.904493 \text{ Bsr} - 0.178298 \text{ Hd} + 9.28375 \\ &\quad (2.52)^* \quad (49.40)^{**} \quad (-2.44)^* \quad (4.71)^{**} \\ R &= 0.992 \quad R^2 = 0.985 \quad \bar{R}^2 = 0.984 \\ \text{s. e.} &= 0.108226 \quad n = 42 \end{aligned}$$

である。

変数ほど強くあらわれなかったようである。死産性比の偏回帰係数の符号が戦後になってプラスに転じている。死産性比は戦前の1941年にすでに121.5の水準に達していた。これが戦後の1947年の123.0水準からスタートし、以後年々増大し、1968年には130.7の水準に達した。それ以後この値は速度を加えて上昇し、1976年には140.8に、そして1980年には151.4の値を示すようになる。

一方、出生性比も徐々に上昇し、丙午の年の1966年をきっかけに1970年までに107台の水準まで上昇する。それ以後徐々に低下し、1981年には106を下回る105.9まで下がる。この低下期間について重回帰分析を試みると、その方程式は、

$$\begin{aligned} Bsr &= -0.0165002 Sbsr + 0.709748 Fsr + 32.3502 \\ &\quad (-7.43)** \quad (20.87)** \quad (8.38)** \\ R &= 0.996 \quad R^2 = 0.991 \quad \bar{R}^2 = 0.990 \\ s. e. &= 0.0417616 \quad n = 13 \end{aligned}$$

となった²⁾。死産性比の偏回帰係数の符号がふたたび転換し、マイナスとなっている。各係数とも両側検定で1%水準で有意である。つまり1970年代の10年間に出生性比と死産性比とは逆相関に転じていたのである。この現象は、マッケンロートによれば、戦争直後にあらわれるはずであった。平和が長くつづき、人口転換も終わり、すっかり出生減退が定着した時期にこの現象があらわれたのである。このことは出生減退との関わりを示すひとつのシグナルではなからうか。

3. 年齢別女子人口の出生性比の変動

第4表は1981年の年齢別出生性比を示したものである。まず出生性比で年齢的に大きな格差があることに気づく。49歳の75.0から15歳の166.7の間に各年齢の女子人口の出生性比が散布している。しかしこの倍以上の格差はこれらの年齢での出生頻度の規模の差異からきたものであり、この両極端な値を含めて若年層と高年層はときには除いて考察すべきであろう。

5歳階級別にみることによってその特徴もはっきりと浮き彫りされるようである。概して20歳前後から39歳までの出生性比は安定しているが、ひとつの特筆すべきことは、35～39歳階級が全国平均水準の出生性比、105.9を示していることと、この年齢層と45～49歳の高年層を除くと、出生性比は15～19歳階級の107.8から高年層ほど漸減していることである。

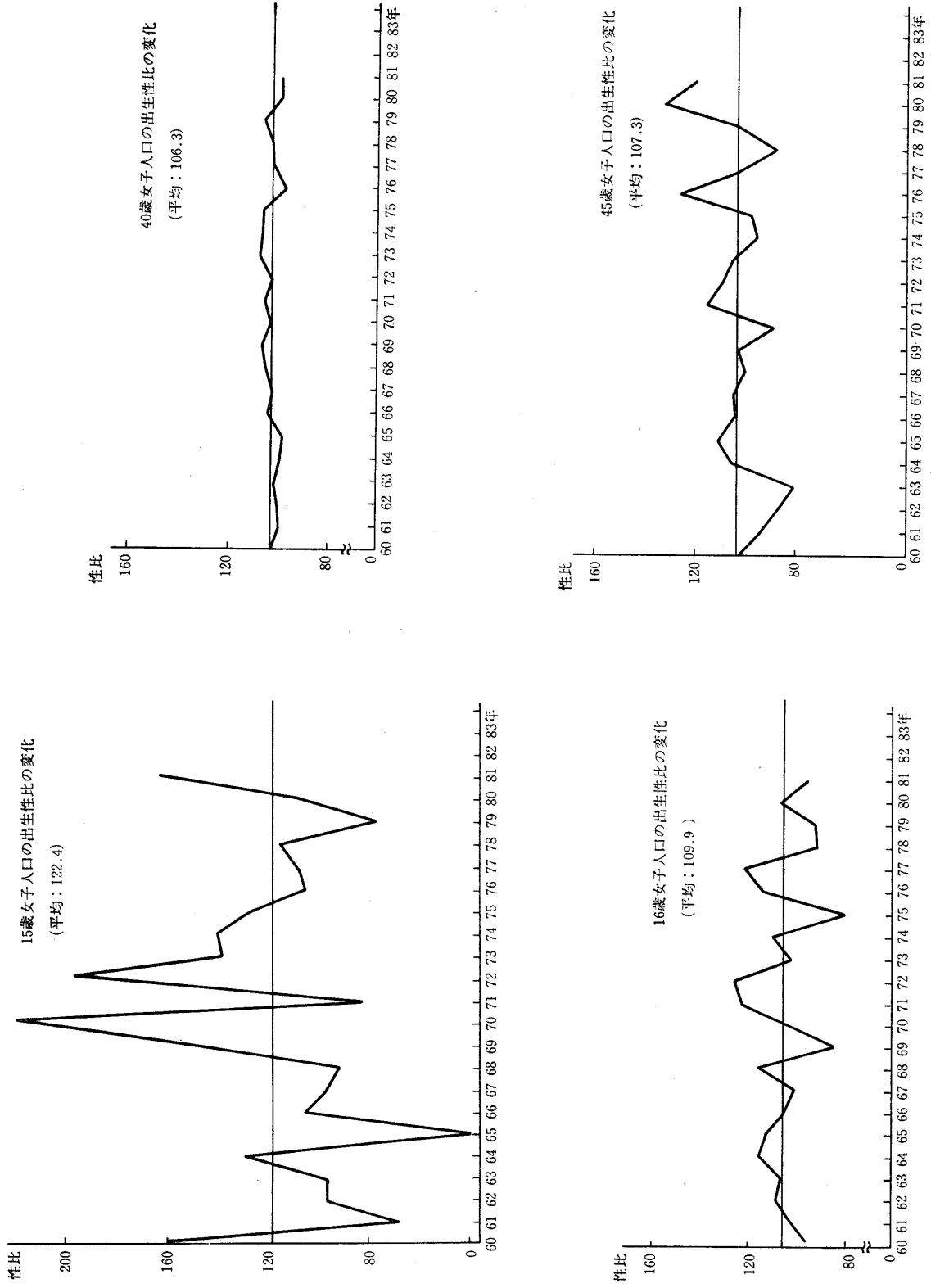
次に、出生性比の変動を母の年齢別構造から最近の22年間についてみることにしよう。1960年から1981年までの各年齢別の平均出生性比は、45～49歳の高年齢の108.8の高水準を除くと、106.0から106.4の間で安定している。15～19歳および40～44歳の両階級でともに106.0、そして25～29

2) 出産性比を目的変数としたときの重回帰方程式を参考のためにあげると、

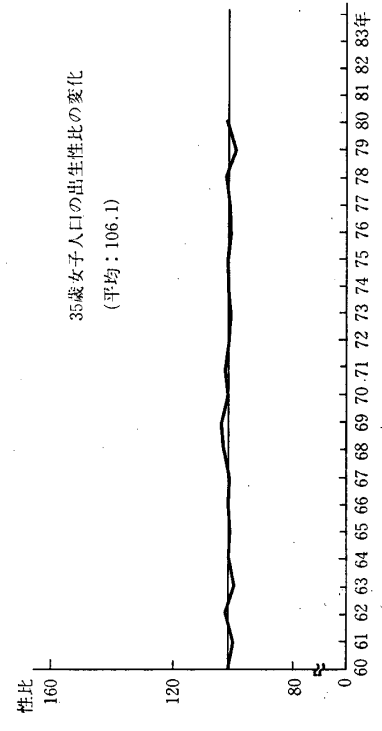
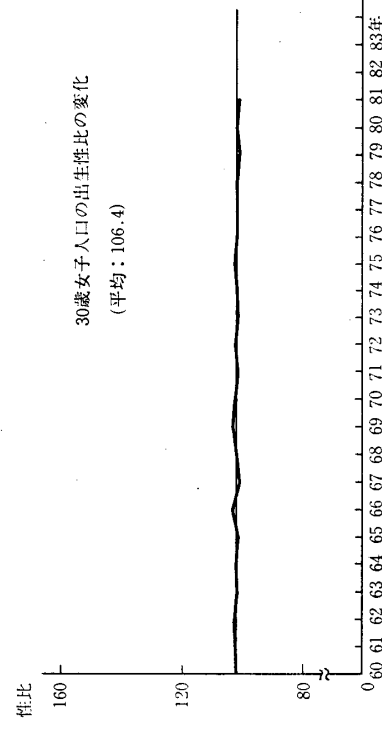
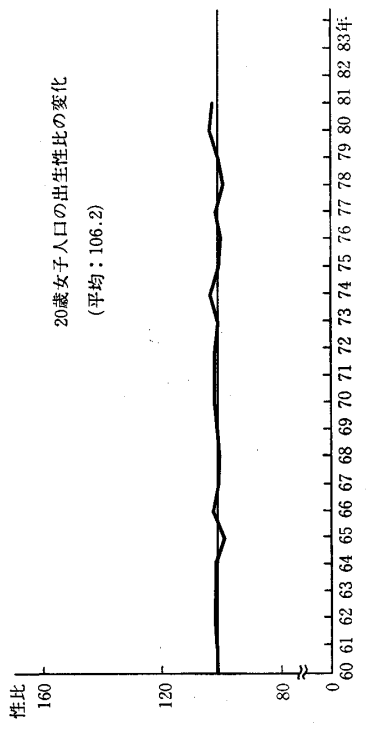
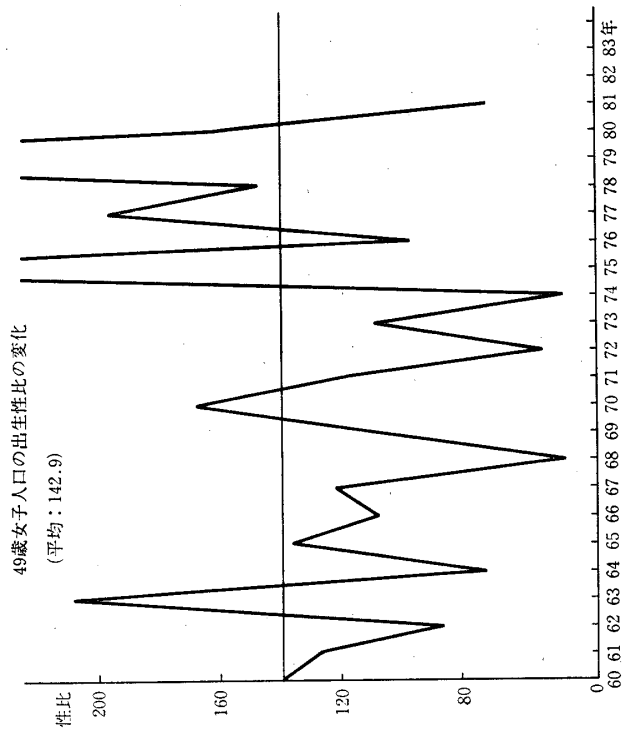
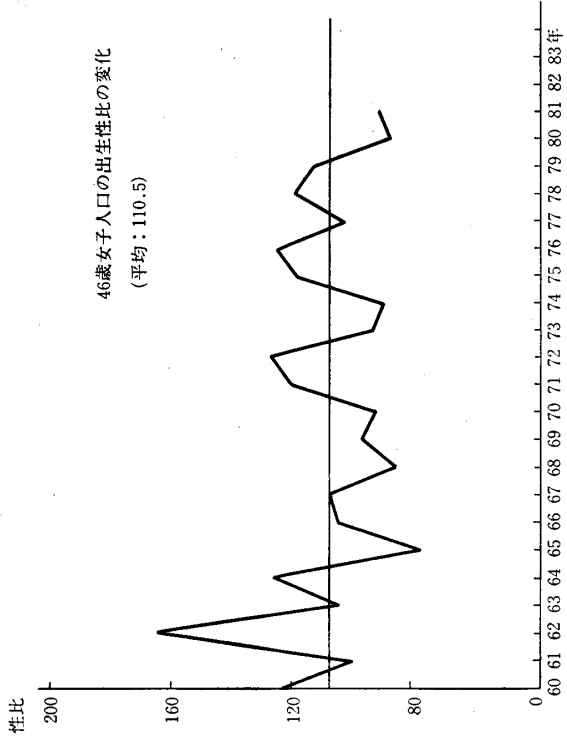
$$\begin{aligned} Fsr &= 0.0217946 Sbr + 1.37733 Bsr - 42.0133 \\ &\quad (5.64)** \quad (20.87)** \quad (-5.64)** \\ R &= 0.993 \quad R^2 = 0.987 \quad \bar{R}^2 = 0.984 \\ s. e. &= 0.0581758 \quad n = 13 \end{aligned}$$

である。

第3図 年齢別女子人口の出生性比の変動



出生性比の動向分析



(資料) [13]

第4表 年齢別出生性比 (1981年)

年齢別	性 比	年齢別	性 比
15歳	166.7	35	105.9
16	100.5	36	107.1
17	108.7	37	105.7
18	106.4	38	104.4
19	108.4	39	106.8
15~19	107.8	35~39	105.9
20	107.8	40	102.5
21	107.0	41	102.6
22	107.1	42	110.4
23	105.5	43	102.5
24	105.6	44	118.8
20~24	106.1	40~44	104.3
25	106.7	45	123.3
26	106.4	46	93.3
27	105.7	47	112.5
28	105.7	48	116.7
29	106.0	49	75.0
25~29	106.1	45~49	112.0
30	105.2		
31	104.5		
32	106.7		
33	105.5		
34	104.9		
30~34	105.3		

(資料) [13]

は第10児およびこれ以上の出産児がある。

このような状況のなかで、年齢階級別に各出産児を含めた平均出生性比をみると、15~19歳階級で107.8の高水準に達し、20~24歳および25~29歳の両階級で低下し、ともに106.1の値をとっている。30~34歳階級でこの値は105.3の水準に低下し、35~39歳階級で105.9に達している。そして40~44歳階級で104.4に落ち込み、45~49歳階級でふたたび113.1の水準に上昇している。

出産順位別の平均出生性比は、第1児が106.0、第2児および第3児がともに105.9、第4児が105.6の値を示し、そして第5児および第6児がさらに高く、それぞれ106.4および108.4の水準に達している。第7児以上では100の水準を下回り、漸次低下傾向を示している。

第1児の平均出生性比の106.0は、さきにみたように1981年の全国平均値、105.9を0.1上回るものであるが、30~34歳階級(104.3)および40~44歳階級(95.7)を除く他の階級ではこの平均値、106.0を上回る出生性比がみられる。15~19歳および35~39歳階級ではこれがそれぞれ107.9

歳階級の106.4を除き、20~24歳、25~29歳および35~39歳の各階級で106.2の値を示している。第2表にみられる戦後の平均出生性比は、106.023を各年齢階級が上回っており、出生性比の着実な漸増のあったことを認めることができる。さきにみた1981年現在の出生性比が若年層および高年層で不安定であり、中年層で安定しながら上方に漸次シフトしているといえよう。第3図は若年、とくに15歳および16歳においてそれぞれ122.4および109.9の平均出生性比を示し、かつ不安定な動きがあったことを示すものである。このことは高年層においても同じことがいえる。49歳女子人口の場合は明らかに出生頻度の規模に左右されたものといえよう。

4. 出産順位別出生性比

さて、出産順位別にはどのような出生性比の構造をもっているのでしょうか。1981年現在についてこれを見ることにしよう。まず、15~19歳階級の女子の出産絶対数は少ない。もちろん第1児出産が大部分を占めるが、第4児まで生んでいるとみられるデータがある。20~24歳階級の女子では第6児まで、そして25~29歳階級では第9児まで出産しているデータがある。30歳以上の階級で

および107.0、そして45～49歳階級では147.1の高水準に達している。

第2児に関しては、30～34歳および40～44歳階級が全国平均水準を下回り、とくに後者は99.5の低水準に落ち込んでいる。

第3児に関しては、30～34歳階級を除く各年齢層で高く、とくに40～44歳階級が120.2の値をとっているのを見ることができる。

概して第1児から第4児までの出産児に関して、年齢的に20～34歳までの年齢層でほぼ全国平均に近い出生性比がみられ、そして20～24歳および30～34歳の両階級では出産児が高順位児ほど高く、とくに後者では第6児目の出産児までこの上昇傾向がつづき、122.3の値に達しているのがみられる。

5. 地域別出生性比

第5表は1981年の都道府県別出生性比を大きい方から小さい方に県順別であらわした順序統計表である。109.3から100.9までの間に

第5表 都道府県別出生性比 (1981年)

各県の出生性比があり、全国平均値、105.9は47都道府県のうち20位前後に位置している。平均値水準にある東京都および静岡県を中心に、標準偏差±(1.63/2)の範囲(106.72～105.08)に入る県は、高知、新潟、千葉、沖縄、兵庫、東京、静岡、埼玉、神奈川、茨城、山形、熊本、福岡、滋賀、秋田、山口、宮城、香川および北海道の19都県からなり、このうち首都圏内の地域が平均水準の近傍にあることに気づく。奈良県と京都府が格別に高水準の出生性比を示しているが、これは

県別	性比	県別	性比	県別	性比
奈良	109.3	沖縄	106.2	鹿児島	104.9
京都	108.9	兵庫	106.1	岐阜	104.7
青森	108.8	東京	105.9	岩手	104.6
栃木	108.2	静岡	105.9	島根	104.5
群馬	107.6	埼玉	105.8	大分	104.4
広島	107.5	神奈川	105.8	富山	104.4
大阪	107.4	茨城	105.8	石川	104.3
徳島	107.3	山形	105.7	三重	104.0
長野	107.3	熊本	105.5	佐賀	103.5
愛媛	107.2	福岡	105.3	鳥取	103.3
愛知	106.9	滋賀	105.3	福島	103.3
福井	106.8	秋田	105.2	和歌山	103.2
長崎	106.8	山口	105.1	岡山	102.9
高知	106.4	宮城	105.1	宮崎	102.3
新潟	106.4	香川	105.1	山梨	100.9
千葉	106.2	北海道	105.1	全国	105.0

(資料) [14] 昭和56年度, 中巻, 118ページ。

両者とも20～34歳の中年層で高い性比を維持していることによるようである。つづいて青森県の値が高いが、これは25～29歳の層で111.5という高水準の性比によるようである。関東地方の栃木県と群馬県が次に高い水準にあるのは、前者が30～34歳階級を除き他の各年齢層で平均して高い水準値を堅持しているからであり、後者が25～29歳および35～39歳の両階級で高い出生性比をとっていることによる。広島県もつづいて高水準値を示しているが、15～24歳の若年層の影響が大きいようである。大阪府の107.4の高水準は各年齢層で平均して高い値を保持していることによる。

第5表で最も低い出生性比をとっている山梨県は、15～34歳の各年歳階級で平均水準をはるかに下回る値を、とくに15～19歳および25～29歳階級で100以下の値をとっている。宮崎、岡山、和歌山の各県も下位に位置するが、これらの県の値は15～34歳までの各年歳階級で102～103水準前後の値をとっており、一般的に低い水準に位置していることによる。鳥取県の出生性比は103.3と低いが、15～19歳階級で137.9と高く、20～24歳および30～34歳階級では100以下に落ち込み、25～29歳および35～39歳階級ではそれぞれ108.9および107.3の高い値をとっている。

特筆すべき動向はみられないが、都道府県間に109.3から100.9までの広い範囲の格差がみられる。大きな影響となっているのは25～29歳階級の性比水準如何によるようである。

京都府の出生性比の高水準は中年層の影響によることが指摘されたが、もうひとつの理由としては全年齢層で高い水準を堅持している京都市(109.3)が基盤になっているからのようである。大都市では大阪市が高い出生性比(108.3)を示しているが、これは20～34歳の年齢層で高い値をとっていることによる。大都市ではほかに広島市が109.0の高い値をとっているが、これは15～24歳の若年層と30～34歳の中年層の影響が考えられる。

6. 主要諸国の出生性比

最後に、世界の主要諸国の出生性比をみることにしたい。第6表は1962年から1981年までの収集可能なデータによる順序統計表である。110.371から103.089の出生性比の範囲内に先進国、中進国および発展途上国の主要諸国、合わせて51カ国の値が含まれ、地域差の存在が認められる。いくつかの国を除き標準偏差も小さく精度もかなり高いようである。U印のついた国のデータは90%未満のデータで信頼度は低いがひとつの指標としての参考には供され得る。

110以上の出生性比の国はサモア1国である。109～110の水準に含まれる国もフィリピン1国である。107～109の水準には韓国、グアム、タイ、エジプトの4カ国が含まれる。グアムとエジプトを除く以上の高水準の諸国については90%未満のデータからなる不完全なものであり、参考程度の役割しかもたないものであるが、男子選好度の高い韓国については決してあり得ない数値ではないかもしれない。

106～107の水準の出生性比にはユーゴスラヴィア、ポルトガル、ギリシャ、香港、フィジー、ポーランド、ハンガリー、日本、ルクセンブルグ、スコットランド、アルバニア、シリア・アラブ共和国、ブルガリアおよびイギリスの14カ国が含まれる。このなかで不完全なデータからなる出生性比はシリア・アラブ共和国、1国だけである。これの標準偏差は他の国に比べて最も高く、変動係数も高い。

政治算術家の算出した典型的な出生性比の定常値、105から106の水準をとっている諸国に、ドイツ民主主義共和国、イングランドおよびウェールズ、スウェーデン、ノルウェー、スペイン、ベ

第6表 主要諸国の平均出生性比(1962~81)

国	別	サンプル数	平均値	標準偏差	変動係数
1	サモア U	17	110.371	3.396	3.53
2	フィリピン U	15	109.427	1.638	1.50
3	韓国 +U	7	107.871	3.137	2.91
4	グアム C	18	107.856	3.957	3.67
5	タイ +U	18	107.661	2.121	1.97
6	エジプト +C	17	107.047	1.227	1.15
7	ユーゴスラヴィア C	18	106.956	0.402	0.38
8	ポルトガル C	18	106.911	0.863	0.81
9	ギリシャ C	18	106.889	0.617	0.58
10	香港 C	12	106.883	0.792	0.74
11	フィジー +C	16	106.881	2.018	1.89
12	ポーランド C	19	106.579	0.544	0.51
13	ハンガリー C	18	106.444	0.659	0.62
14	日本	20	106.335	0.596	0.56
15	ルクセンブルグ C	19	106.284	3.439	3.24
16	スコットランド C	19	106.221	0.844	0.79
17	アルバニア C	10	106.140	0.680	0.64
18	シリア・アラブ共和国 U	17	106.124	7.299	6.88
19	ブルガリア C	19	106.095	0.534	0.50
20	イギリス C	16	106.044	0.239	0.23
21	ドイツ民主主義共和国 C	19	105.979	0.438	0.41
22	イングランド・ウェールズ C	18	105.978	0.253	0.24
23	スウェーデン C	19	105.968	0.474	0.45
24	ノルウェー C	19	105.937	0.888	0.84
25	スペイン C	17	105.894	0.554	0.52
26	ベルギー C	19	105.811	0.426	0.40
27	デンマーク C	19	105.800	0.779	0.74
28	イタリア C	18	105.794	0.365	0.35
29	ルーマニア C	13	105.785	0.547	0.52
30	イスラエル C	19	105.768	1.049	0.99
31	アイルランド +C	18	105.689	0.912	0.86
32	カナダ C	17	105.682	0.399	0.38
33	ドイツ連邦共和国 C	18	105.650	0.264	0.25
34	オーストラリア +C	18	105.578	0.506	0.48
35	チェコスロバキア C	18	105.561	0.427	0.40
36	オーストリア C	19	105.479	0.661	0.63
37	スイス C	18	105.417	0.779	0.74
38	オランダ C	18	105.283	0.434	0.41
39	マレーシャ半島 C	18	105.267	0.584	0.55
40	ニュージーランド +C	18	105.233	1.036	0.98
41	アメリカ C	18	105.189	0.222	0.21
42	フランス C	19	105.184	0.325	0.31
43	ソ連 C	12	105.158	0.231	0.22
44	シンガポール C	14	105.157	3.876	3.69
45	プエルトリコ C	19	105.079	0.650	0.62
46	フィンランド C	19	104.979	0.903	0.86
47	ジンバブヴェ +C (ヨーロッパ人)	18	104.878	3.729	3.56
48	モーリシャス C	19	103.726	1.062	1.02
49	ヴェネズエラ U	18	103.706	0.899	0.87
50	スリランカ +C	13	103.677	0.356	0.34
51	エルサルバドル C	19	103.089	0.544	0.53

(注) U : 不完全(90%未満のデータ)
 C : 完全(少なくとも90%のデータ)
 + : 発生日日によらず登録期日による。

(資料) U.N., 1981, Demographie Yearbook. pp.466~491.

ルギー、デンマーク、イタリー、ルーマニア、イスラエル、アイルランド、カナダ、ドイツ連邦共和国、オーストラリア、チェコスロバキア、オーストリア、スイス、オランダ、マレーシャ、ニュージーランド、アメリカ、フランス、ソ連、シンガポールおよびプエルトリコの25カ国、第6表でとりあげた国数の半数近くが含まれている。これらの国の数値はすべて90%以上のデータからなる完全なものであり、信頼性のあるものであるといつてよい。

104~105の出生性比の水準にフィンランドおよびジンバヴェ（ヨーロッパ人）の2カ国、そして104水準以下の値をとっている国にモーリシャス、ヴェネズエラ、スリランカおよびエルサルバドルの4カ国が含まれる。

7. むすびにかえて

政治算術家たちが105という規律性のある出生性比を算定、発見しそしてこれに“神の秩序”の神意の存在を認め、神学的説明を与えて以来300年経つが、その間これは何ら疑問もなく出生性比の定常値とされ、将来人口推計などにも利用されてきた。

しかし科学的にこれが究明されようともされたが、この問題はマッケンロートのいうように何ら解決されないまま今日に至っている。かれが指摘したように、出生性比は時間的に（あるいは長期的に）変動し、地域的にも格差のあることが以上の考察で認められた。

とくに先進諸国の出生減退につづく高齢化への進展と出生性比とが関連するのではないかということからこの問題をとりあげたが、日本の戦後の上昇傾向にあった出生性比が1970年頃から漸減傾向に入ったことと死産性比との関連があらわれはじめ、これがひとつのきっかけとなるのではないかと、そして将来人口推計などに対しては出生性比の正確な動向が把握されるべきだということがいえるようである。

参 考 文 献

- [1] Boldrini, M., “Dubbi intorno ad alcune leggi demografiche”, *Metron*, Vol. 5, H. 2, 1925.
- [2] Graunt, J., *Natural and Political Observation upon the Bills of Mortality*, London, 1662
(久留間鮫造訳『死亡表に関する自然及政治的観察』栗田書店, 1941年).
- [3] Hofacker, *Über die Eigenschaften, Welche sich bei Menschen und Tieren von den Eltern auf die Nachkommen Vererben.*
- [4] Mackenroth, G., *Bevölkerungslehre. Theorie, Soziologie und Statistik der Bevölkerung*, Berlin-Göttingen-Heidelberg; 1953 (南亮三郎監修, 石南国, 金田昌司, 鈴木啓祐, 加藤寿延訳, 『人口論—人口の理論・社会学および統計学—』中央大学出版部 (近刊).
- [5] Sadler, M. T., *The Law of Population*, London, 1830.
- [6] Süßmilch, J. P., *Die göttliche Ordnung in dem Veränderungen des menschlichen Geschlechts, aus der Geburt, Tod, und Fortpflanzung*, Berlin, 1741 (高野岩三郎, 森戸辰男訳『その出生, 死

- 亡及び繁殖より証明せられたる人間種族の諸変動における神の秩序』栗田出版会，1969年）。
- [7] Tschuprow, A. A., “Zur Frage des sinkenden Knabenüberschusses der ehelich Geborenen”, *Bulletin de l'Institut International de Statistique*, La Haye, 20. Jg., 1915.
- [8] Quetelet, A., *Sur l'homme et le developpement de ses facultés, ou essai de physique social*, Paris, 1835 (平貞蔵, 山村喬訳, 『人間に就いて』岩波書店, 1939年)。
- [9] U.N., *Demographic Yearbook*, New York, 1981.
- [10] 太田邦昌, 「ダーウインを困らせた二つの問題とその後」『科学』第52巻第4巻, 1982年4月。
- [11] 岡崎文規, 「出生児の性比に関する学説」『明治学院論叢』第17号, 1949年9月。
- [12] 臼井竹次郎, 方波見重兵衛, 永井正規, 金子功, 「月別出生の性比の説明」『第48回日本統計学会講演報告集』1980年。
- [13] 厚生省人口問題研究所, 『研究資料』, 「全国人口の再生産に関する主要指標」『人口問題研究』1963～1983年。
- [14] 厚生省大臣官房統計情報部, 『人口動態統計』昭和41年度, 昭和56年度, 1969年, 1983年。