



# 人口問題研究

第48卷第1号

(通巻202号)

1992年4月刊行

## 調査研究

- |                          |      |       |
|--------------------------|------|-------|
| わが国における出生力転換の要因に関する考察    | 河野稠果 | 1~15  |
| わが国における高齢者の主要死因別死亡率の地域格差 | 今泉洋子 | 16~31 |

## 研究ノート

- |           |     |       |
|-----------|-----|-------|
| 直系尊属の生存確率 | 鈴木透 | 32~37 |
|-----------|-----|-------|

## 資料

- |                          |       |       |
|--------------------------|-------|-------|
| 先進諸国における国際移動者と結婚         | 小島宏   | 38~48 |
| 世帯構成と世帯構造の変化——島根県農村の比較分析 | 池上正浩  | 49~57 |
| 日本の出生動向：1990年            | 嶋清志   | 58~65 |
| 日本の離婚動向：1989, 1990年      | 廣山千鶴子 | 66~75 |

## 書評・紹介

- |   |    |
|---|----|
| Nathan Keyfitz and John A. Beekman,<br><i>Demography Through Problem</i> (大場保)        | 76 |
| John N. Edwards and David H. Demo,<br><i>Marriage and Family in Transition</i> (坂井博通) | 77 |

## 統計

- |  |       |
|--|-------|
| 都道府県別標準化人口動態率：1990年                    | 78~79 |
| 都道府県別女子の年齢(5歳階級)別特殊出生率および合計特殊出生率：1990年 | 80~82 |

## 雑報

- |   |       |
|---|-------|
| 人事の異動一定例研究報告会の開催—資料の刊行—平成3年度研究評価委員会—IUSSP・イタリア国立人口研究所共催「先進国の性差と家族の変動に関するセミナー」—国際人口委員会(仮称)第2回準備委員会報告—日誌—外国関係機関からの来訪者 | 83~88 |
|---|-------|

厚生省人口問題研究所

## 調査研究

# わが国における出生力転換の要因に関する考察

河野 稲果

## I 序言

人口研究において壮大な理論grand theoryというものがあるであろうか。これまで人口学は人口分析の道具として人口問題を社会経済的要因と関連して解明することに貢献して来たが、人口現象の動きを鳥瞰し、総括するグランド・セオリーに乏しかった。しかしその中で、マルサスの二つの命題と共に今日までその妥当性・普遍性をかなりよく保持している理論、あるいは仮説がある。それは人口転換学説demographic transition theoryである。

人口転換学説といつても、それは安定人口理論stable population theoryのように自己完結的で、人口数学によって演繹された理論ではない。それはランドリーAdolphe Landry, トムスンWarren S. Thompson, ブラッカーC. P. Blacker, ノートスタインFrank W. Notesteinらによって提唱され、少しずつニューアンスの異なる学説の集合体を示すものであり、近世から現代にかけて、多産多死から多産少死を経て少産少死に至る欧米の人口の歴史を要約した帰納モデルであり、一種の発展段階説である。

人口転換理論は、ヨーロッパ、特にイギリスの人口過程を下敷にして組み立てた面があるが、その理論的発展はむしろ海を渡ったアメリカで盛んに行われた感がする。特にプリンストン大学人口研究所において、前述のノートスタインの指導の下に戦中戦後にかけて参考した多くの気鋭の学者、すなわちトイバーIrene B. Taeuber, カークDudley Kirk, コールAnsley J. Coale, ムーアWilbert E. Moore, デービスKingsley Davis, ロリマーFrank Lorimer, ルイーズ・カイザーLouise Kiser, クライド・カイザーClyde V. Kiserによって、ヨーロッパの人口研究そしてアジアの人口研究の蓄積を通して徐々に醸成されて行ったものであった<sup>1)</sup>。

ここで、この人口転換学説を画期的なものにしたのは、その理論が単に欧米諸国の人団変動を説明

\* 本論文は一部平成3年度厚生科学研究費補助によるものである。

1) Irene B. Taeuber and Edwin Beal, "The dynamics of population in Japan", in *Demographic Studies of Selected Areas of Rapid Growth*, New York, Milbank Memorial Fund, 1944; Dudley Kirk, "Population changes and the postwar world", *American Sociological Review*, Vol.9, No. 1, February 1944; Wilbert E. Moore, *Economic Demography of Eastern and Southern Europe*, Geneva, League of Nations, 1945; Kingsley Davis, "Demographic fact and policy in India", in *Demographic Studies of Selected Areas of Rapid Growth*, New York, Milbank Memorial Fund, 1944; Kingsley Davis, "The world demographic transition", *The Annals of the American Academy of Political and Social Sciences*, 237, January 1945; Kingsley Davis, *Human Society*, New York, Macmillan, 1948; Frank W. Notestein, "Population — the long view", in *Food for the World*, ed. Theodore Schultz, Chicago, University of Chicago Press, 1945; Frank W. Notestein, "Economic problems of population change", in *Proceedings of the Eighth International Conference of Agricultural Economists*, New York, Oxford University Press, 1953.

するばかりでなく、それ以外の非西欧諸国の人団状況をも説明しようと試みたからである。1940年代後半にそれが当時の植民地の多産多死から多産少死への進行をよく説明できるとしたが、1950年代に入って拡大解釈され、西欧社会の人口転換の経験はその他の地域でもくり返される可能性を示唆するに至った<sup>2)</sup>。現に図1に示されるように、半島部マレーシアの出生率・死亡率の低下は、イギリスのシェーマに酷似している。また近年の統計によれば、同じような転換が香港、台湾、韓国、シンガポール、そして中米のコスタリカ、パナマ、カリブ海の多くの島々、南米のウルグアイ、チリ、アルゼンチンそしてモーリシアス、レユニオンなどの非西欧地域でくり返され、また最近では東南アジアのタイ、インドネシア、中米のメキシコで起こりつつある。現に国連人口部で2年おきにまとめている世界人口推計の基本的考え方を形作るものが、この人口転換学説であった<sup>3)</sup>。

この人口転換学説には多くの命題がある。

第1は農村社会に特有な高出生率、高死亡率は、産業社会に転化するにしたがいしだいに低出生率・低死亡率のレジームに移って行くことであり、第2としてこの人口転換はまず死亡率が出生率よりも大きく低下することにより、人口増加が烈しくなる時期を経験するということである。

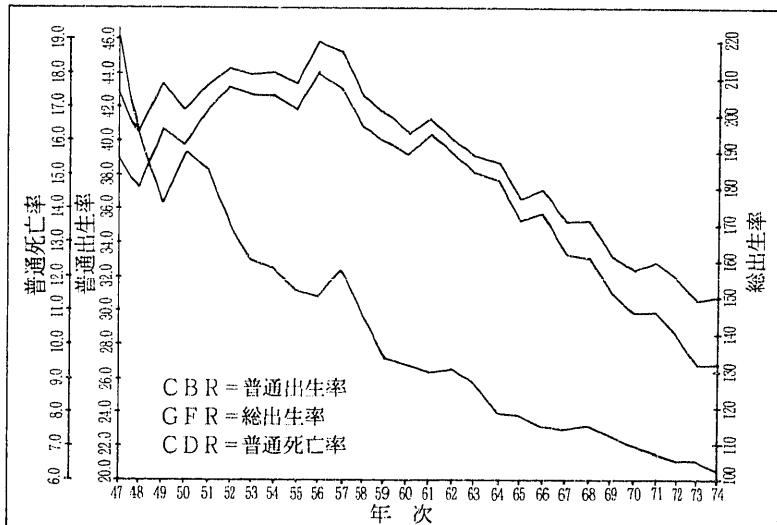
第1の命題は社会の産業化、工業化が要因だということであるが、そこで近代化あるいは社会構造の変化という表現も行われている。つまり人口転換という過程は一般的な近代化の過程の一部をなすものであり、近代化の過程、工業化の過程で人口転換は“必然的”に生起するものと考えられた。ここで近代化とは単に狭義の産業化ではなく、農業と工業における生産性の増加、運輸通信システムの拡充、科学技術・教育の伸長、そして公衆衛生の充実をもたらし、死亡率の改善に繋がる。さらに産業化は生活水準の向上と労働の分業、伝統的階級制度の瓦解、競争的環境の生起、そして個人主義をもたらす。これらの傾向に加えて、都市に住み都市の自由な環境に住むことは、やがて出生率の低下に繋ることになる。一方、伝統的農村社会では高出生率が規範として存続する。とこういったものである。

本稿は人口転換学説の最近の補足、拡大を論じ、ついでその日本の局面に対する適用を試みたものである。

## II 人口転換学説の補足、拡大

人口転換学説には多くの曖昧な点があることは知られている。第1は近代化が進行すれば出生率が低下するといつても、どのような社会経済的条件がととのった時に、またどのような社会経済変数がどれだけ変化した時に、出生率の低下となって現われるかの臨界点を明確に設定でき

図1 半島部マレーシアにおける普通出生率、総出生率、普通死亡率、  
1947—1974



出所：Charles Hirschman and Dorothy Fernandez. 1980.  
“The Decline of Fertility in Peninsular Malaya”,  
GENUS, Vol.XXXVI, No.1-2, January.

2) 例えは、注1) 論文 Kirk (1944), Notestein (1945), Davis (1945), および Kingsley Davis, “Population and further spread of industrial society”, *Proceedings of the American Philosophical Society*, Vol.95, No.1, February 1950; Warren S. Thompson, *Population and Peace in the Pacific*, Chicago, University of Chicago Press, 1946を見よ。

3) United Nations, *World Population Prospects as Assessed in 1973*, (ST/ESA/SER.A./60), New York, 1977.

ていない点であろう<sup>4)</sup>。しかし、前にも述べたように「人口転換学説」というものは、1930年代、40年代に考えられ思いつかれた複合的考え方の謂いであって、最近盛んに行われているような、社会経済変数を説明変数とし、出生率を被説明変数として、そのあいだの関係を方程式にし、この仮説を実際のデータ、たとえばWorld Fertility Surveyの個票データを使って検証しようとするものとは非常に異なるのである。

人口転換学説において特に曖昧なのは、近代化の過程が始まるとなぜ出生率が低下するのかということであろう。人口転換学説においては、近代化、すなわち社会の産業化、工業化と都市化が進展すればなぜ出生率が低下するのかについて、その相互の相応関係correspondenceは強調されてもそれ以上ではなかった。近代化し、生活水準が上がり、栄養状態がよくなり、公衆衛生のインフラストラクチャーが整備し、人々の衛生思想が発達すると、死亡率が低下するのは分かる。死亡率が低下し、そのため各家族の中で人口過剰が起こりそこで人口問題の解決のため出生率が低下するという考えが、人口転換学説の創始者の一人例えればデービス Davisにはあるけれども<sup>5)</sup>、実際には死亡率は家族のサイズ自体が前より大分拡大するほど低下したわけではない。

なぜ社会が産業化すれば出生率が低下するのかを明らかにしようとしたのがコールドウェル John C. Caldwellの学説である。コールドウェルは、人口転換学説の思想的背景として、前近代的時代には目的合理性が支配せず、転換期に入って近代化の条件が整った時はじめて釀成されるという合理性の二元論を廃し、目的合理性はいかなる段階においても、低開発国・先進国を問わず存在するという。そこで彼は富（利益）の世代間の流れintergenerational flow of wealthという概念を導入する<sup>6)</sup>。伝統的な社会においては、子から親に向かって利益の流れが動いている限りは、沢山の子供を持つことが、経済的にもコミュニティー内部の威信を高めるためにも、また老後の保障を安全にする意味においても有利であるから、出生率は必然的に高くなるのであり、それとは反対に、人口転換期の社会ではもはや利益の流れが子から親に流れず、逆に親から子の方向に流れ始めているために、多くの子供を持つことが不利となり、したがって、出生力は必然的に低下せざるを得ないという。

コールドウェルによれば、発展途上国においてこの世代間の利益の流れを逆転させる力は、核家族的家族形態が西欧化によって途上国に模倣されて（あたかもテレビとかジーンズの流入のように）入って来ることであり、同時に大規模な初等教育の普及であり、マスメディアの形成である。コールドウェルによれば、核家族化は出生率低下の帰結ではなく、その前提条件であるという。

このコールドウェルの世代間の利益の流れの逆転は、ライベンスタイルンが1957年に最初にその経済発展論を論じた限界効用と限界費用の差し引きの論法とよく似たところがある<sup>7)</sup>。ただし、人類学者コールドウェルが提唱した利益の世代間の流れがどうして伝統社会から近代社会になると逆転するのかが今一つ訛然としない感がする。核家族化は東アジアでは出生率が低下したあとでも十分に進行しているとは言えないし、大規模な初等教育の普及といつても、それが子供の生産賤として効用の低下をどれだけ下げたかを具体的に示さないと、理由として弱いように思える。

4) Ansley J. Coale, "The demographic transition", International Union for the Scientific Study of Population, *International Population Conference*, Liege, 1973, Vol.1, pp.53–72.

5) Kingsley Davis, "Human fertility in India", *American Journal of Sociology*, Vol.52, No.3, November 1946.

6) John C. Caldwell, *Theory of Fertility Decline*, London, Academic Press, 1982.

7) Harvey Leibenstein, *Economic Backwardness and Economic Growth: Studies in the Theory of Economic Development*, John Wiley & Sons, New York, 1957.

### III 人口転換学説における開発変数の作用

人口転換学説において近代化が行われれば死亡率の低下に続いて出生率の低下が起こるというのが一つの大きな命題である。近代化によって開発変数と目される経済社会変数の改善、例えば1人当たり所得の増加、経済活動人口における非農業比率の上昇、都市化、識字率の上昇等によって当然の帰結として起こるというのがその仮説の骨子であった。

さて、プリンストン大学人口研究所はアンスレー・コール教授の主導のもとに、1963年以降ヨーロッパ出生力研究プロジェクトを展開し、人口転換期前・後における出生力低下の研究を行って来た<sup>8)</sup>。そこでノデールとバン・デ・ウォールの研究は、これまでの人口転換近代化仮説とは別の、文化的、民族的要因が重要であるとするのである<sup>9)</sup>。彼等は出生力の低下が工業化とか都市化という経済発展の当然の帰結として起こるのではなく、それとは比較的独立の形で生じ、それはむしろ家族計画の考え方のlegitimacy、つまりそれが神を冒涜するものではないという確認・納得が行われること、そして家族計画の近代的技術の普及・伝播によって行われる、という点を強調するのである。

以上のプリンストン大学のヨーロッパの出生力の歴史的研究から帰結されることは、社会経済の近代化と出生率低下があまり明確な関連を持たないことがある<sup>10)</sup>。これはいわば家族計画に関する考え方の伝播が実は同じ文化、民族、言語、そして宗教というラインに沿って動き、出生率低下が起こるというものである。インドにおいて出生率の低いのはケララ州で、そこは決して社会経済的にみて高い水準の州ではないが、教育程度が高い。そして出生率低下はケララ州に発して、あたかも燎原の火のように北に東に拡っているのを見ることができる。この点は韓国・台湾といった単一民族社会で出生力低下が速いという点にも見てとれよう。

### IV モールデンを中心とする出生力低下の研究

Population CouncilのモールデンW. Parker Mauldinを中心とするスタッフは、1978年以降国別の開発データおよび人口政策関連データを用いて、出生率低下との関連を研究して来た<sup>11)</sup>。

モールデンを中心とする研究は、90以上にも上る途上国における出生率低下を、一つには各国の社会経済発展の程度によって、他方では政府の家族計画に対する努力度によって説明を試みている。筆者の知る限りすでに三回のシリーズの研究を重ねているが、いずれも10年間のスペインの出生率低下が問題とされる。それを説明する社会経済指標として死亡率、教育程度、非農業化、都市化、平均所得、マスコミの普及程度が考慮され、政策指標として政府のリーダーシップ、政府機関の能率性、避妊薬の市場解放性、家族計画実地指導の程度、家族計画に関する政府の支出の相対的規模が考慮され、総

8) Ansley J. Coale and Susan Cott Watkins, *The Decline of Fertility in Europe: The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton, N. J., Princeton University Press, 1986.

9) John E. Knodel and Etienne van de Walle, "Lessons from the past: Policy implications of historical fertility studies, *Population and Development Review*, Vol.5, No.2, 1979. 6.

10) Ansley J. Coale and Susan Cott Watkins, Editors, *The Fertility Decline in Europe: The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton, N. J., Princeton University Press, 1986.

11) W. Parker Mauldin and Bernard Berelson, "Conditions of fertility decline in developing countries, 1965-75", *Studies in Family Planning*, Vol.9, No.5, May 1978; W. Parker Mauldin and Robert J. Lapham, "Measuring family planning program effort in developing countries, 1972 and 1982", *World Bank Staff Working Papers*, No.677, 1985.

合指標が作られている<sup>12)</sup>.

この一連の研究の結果を要約すれば、政策変数を一定とすると、社会経済的水準が高いほど出生率低下が大きく、また社会経済的要因を一定とすると、政府の努力度が高いほど出生率低下が大きい。特に両者の次元のレベルが最高であるグループでは出生率低下が最大であり、社会経済的水準が最低で、努力ゼロのグループでは低下率はゼロに等しい。また程度の高い政策的努力は社会経済的発展の効果を増幅することが示されている。

このように、政府の人口政策、あるいは家族計画プログラムに対する努力、それを支える体制、インフラストラクチャーの強度が、出生率低下に対して重要である、社会経済的開発水準に負けないくらい重要であるという知見は、いくつかの重要なインプリケーションを導き、本論文の人口転換研究の背景ともなっている。

まず第一に関連を持つのは、途上国における出生率低下が人口転換学説の出発点において考えられたように、ヨーロッパでは出生率低下が近代化、産業化、都市化、あるいは家族の機能が社会や市場に移管していく過程に沿って起きたのであるが、途上国では、これらの条件が十分内部的に成熟していないくとも、一方で政府の家族計画に対する熱意、努力があれば出生率低下が起こることを示している。もちろん、前述したように、社会経済的水準の向上とこの政府の人口政策的活動とは高い相関関係にあるけれども、しかし、中国のように社会経済指標ではなんとか“中”クラスであっても、その人口政策実施の熱意、努力、効率の良さによって非常に大きな出生率低下を獲得した国もある。またサウディ・アラビアやヨルダンのように社会経済指標は高くても、努力度が低く、そして出生率低下がほとんどみられないところもある。また多くの国々たとえばカリブ海や中米の国のように、出生率低下が起きたために社会経済的スコアが上昇するということもあったのではなかろうか。

1965年のベオグラードにおける国連と国際人口学会主催の世界人口学会で、出生力部会の総括討論者になったロナルド・フリードマンRonald Freedmanは出生力低下の新バーバラダイムを提唱した。

すなわち、

- (a) 社会開発がすでに相当程度達成されていること。
- (b) 死亡率が現在までに相対的に低いレベルに落ちていること。
- (c) 多くの人達があまり大きくない家族規模を望み、家族の大きさ（子供の数）を小さくしようとしていること。
- (d) 各地域を結ぶ効果的な社会ネットワークがあり、それを通じて家族計画の考え方やサービス、そしてその他の近代化の影響が伝播されること。
- (e) そこに家族計画の考え方と知識（ノウハウ）を伝播させようとする、大規模の効果的な組織的努力が行われていること。
- (f) IUDやピルという新しい避妊手段が簡単に入手できること<sup>13)</sup>。

フリードマンによれば、この六つの条件がすべて満たされず、一つくらい欠けていても出生率低下が起り得るものであるということである。(a)から(d)は人口学的・社会経済的条件を表わし、(e)と(f)は新しい条件でこれまで考えられなかった要因であった。特に(e)のように政府とか民間団体による組織的な意志的行動が途上国の出生率低下に貢献すると考えたことは画期的であるが、この考え方の正当性が前述のモールディンを中心とする国単位の出生力低下の要因分析でも明らかにされたことは注

12) John Bongaarts, W. Parker Mauldin, and James F. Philipps, "The demographic impact of family planning programs", *Studies in Family Planning*, Vol.21, No.6, November/December, 1990.

13) Ronald Freedman, "Statement by the Moderator, Meeting A. 1 Fertility", United Nations, *Proceedings of the World Population Conference*, Belgrade 30 August - 10 September 1965, Vol. 1, 1966.

目される。フリードマンはその後いくつかの秀れた、途上国出生率低下のoverviewを書いた論文を発表しているが、その基本的考え方はこの1966年世界人口会議のステートメントと変わらない<sup>14)</sup>。人口転換学説の当初の基本的考え方のように、出生力低下は近代化、都市化、社会経済的諸条件の成熟によって初めて起こるという考え方方が支配的な時代、少なくとも1960年代以前には予想されなかった新しい知見であり、社会経済的条件がかりに部分的に未成熟であっても、国家（人間）の意志と周到な計画によって出生率低下が起こる可能性を説いたことは特筆すべきである。

最近書かれた三つのフリードマンの論文は注目に値する。このフリードマンの論文はお互いにかなり似ているが、その骨子は次のとおりである。

西暦1870年から第2次世界大戦にかけての西欧社会における出生率低下を基にした研究において、大体25年くらい前の当時の学者は出生率低下の理由について答は単純だと思っていた。社会経済発展、都市化、より高い教育程度、家内工業から脱却した近代的工業、そして低死亡率、こういう要因は子供を生育し教育する費用を高め、その有用性、効能を減じた。そして少数精鋭主義の家族が多産多死の子だくさん家族よりも優れているとし、家族計画で小さい規模の家族を維持することが規範となつた。この考え方には一理も二理もあり、社会経済が発展して行けば小規模家族と出生力抑制は当然広がるものだと考えられた。

しかし、その後4半世紀の実証的研究の蓄積が行われたが、高出生率から低出生率への転換はどうもそんなに簡単ではないということが分かって来た。ヨーロッパの出生力の歴史的研究によれば、種々の異なった社会経済条件のもとで、そして近代的避妊器具がなくても、そして家族計画プログラムがなくても、出生率が低下することが見られた。出生力低下は宗教、言語、民族性という文化的要因によって実は相当程度影響されることが明らかになっている。

1960年以来途上国の研究が非常に豊富になって来たが、出生力抑制と出生率低下の条件は予想外に多様なことが特徴的である。一つの単一な経済学の方程式で説明できないのである。そこでは、内的社会経済発展によって起こされた少産への需要変化だけによって出生率低下がもたらされるものではなく、家族計画の情報と薬剤・器具の供給が家族計画プログラムによって行われることによっても出生率低下が起こることを示している。42の途上国の世界出産力調査の結果は、社会経済的指標が避妊と出生率低下に対し、まあまあ特に強くない関係を示すに留まっており、またその相関関係が地域によって異なることは注目すべきである。出生率低下にあたり、家族計画が神を冒涜するわけではないということ、そのアイデアと方法の伝播が最近重要視されるに至った。

## V 実証的研究その1 市区町村別出生率低下の様相

以上述べたように、最近の欧米の研究の結果では社会経済発展によって出生率が低下するといった効果は一般にたしかにあるものの、その関係はいつでもどこでも1対1の関係にあるというのではないことが指摘された。一般的な人口転換学説に対する強力な修正案はすでに述べたプリンストン大学のヨーロッパ出生率の歴史的研究プロジェクトによって提出されているところである。そこではヨーロッパの国々の中をさらに細い地域（大体日本の県に匹敵するもの）に分けて、それぞれの地域ごこ

14) Ronald Freedman, "Fertility Determinants", in John Cleland and Chris Scott, editors, *The World Fertility Survey: An Assessment*, Oxford, Oxford University Press, 1987; Ronald Freedman and Deborah Freedman, "The Role of Family Planning Program as a Fertility Determinant", IUSSP Seminar on the Role of Family Planning as a Fertility Determinant, 26-30 June 1989, Tunis; Ronald Freedman, "Family Planning in the Third World", *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol.510, July 1990, *World Population: Approaching the Year 2000*, Newburg Park, Sage Foundations.

に標準化された女子結婚出生率と生み盛りの年齢の女子有配偶率を表章したものである。

その場合標準化された女子出生率は  $I_f$  で表章され,

$$I_f = B / \int_a^{\beta} h(a) W(a) da \quad (1)$$

標準化された女子有配偶出生率は  $I_g$  で表章され、次の方程式で表現される。

$$I_g = B_m / \int_a^{\beta} h(a) m(a) da \quad (2)$$

そして標準化された再生産年齢期における女子有配偶率は  $I_m$  で表章され

$$I_m = \int_a^{\beta} h(a) m(a) da / \int_a^{\beta} h(a) W(a) da \quad (3)$$

という方程式で表される。ここで  $B$  は総出生数,  $B_m$  は有配偶女子に対する出生数,  $W(a)$  は各年齢における女子数,  $m(a)$  は各年齢における有配偶女子数, そして  $h(a)$  は年齢  $a$  におけるハテライト人口の有配偶女子の出生率である。プリンストン大学プロジェクトはこの三つの指標を主体としてヨーロッパのそれぞれの年代に対し、各小地域別に出生率の水準がどのように変化したかをプロットしている<sup>15)</sup>。

本稿における研究の一つの柱はこのプリンストン大学の歴史的研究に範をとり、日本の人口転換期にあたっていたと考えられる1950年と1960年に対し、全国46都道府県（沖縄を除く）の市区町村に対する出生力指標を地図上に示し、それが(1)1950年から1960年にかけてどのように変化したか、(2)社会経済的指標、特に経済活動人口における非農業率の分布と出生力指標の分布とどのように対応したかを見ようとしたのである。そこで出生力の指標とは本来ならば合計特殊出生率TFRを用いるべきであつただろうが、1950年、1960年における市区町村別の合計特殊出生率は資料上ただちに求めることはできないため、child—woman ratio、つまり15～49歳の女子人口を分母とし、5歳未満の子ども人口を分子とした商をもって合計特殊出生率に代替することにした。これもまた、本来ならばプリンストン大学研究プロジェクトが行ったように、女子の有配偶出生率と有配偶率をそれぞれ標準化したものを指標にとればよかつたのであろうが、当時の市区町村には年齢別有配偶女子数が直ちに求めることができなかつたので、限られた時間の関係上割愛した。したがって配偶関係別構造は今回の分析には取り入れられていない。

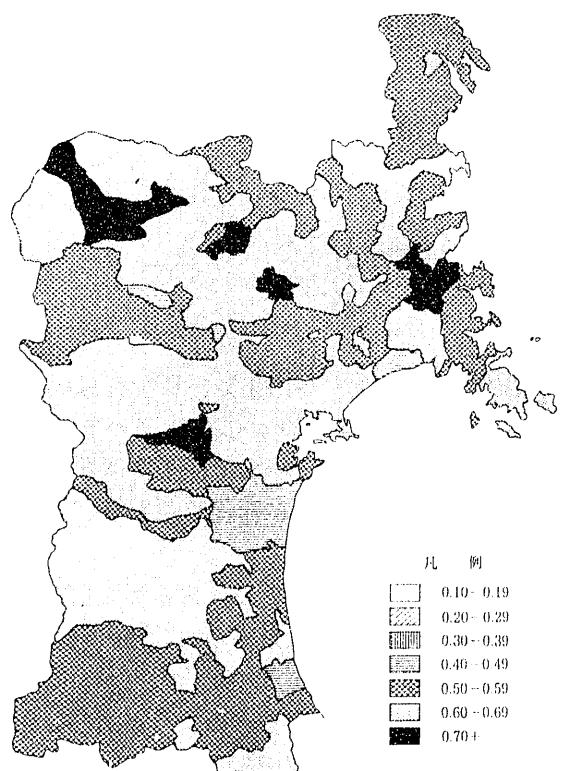
1950年と1960年とを比較する場合、最も困難な問題は、1957年あたりから1959年にかけてさかんに市町村合併が行われ、市区町村の境域に大きな変化が見られたことである。

このような状態では、1950年の市区町村の境界を1960年のそれに合わせるという手続きを行うのが普通だが、ここではこの方法をあえて採らなかった。そもそも1950年頃こそ出生率が低下し始めた時代であった。当時は1960年頃に比べて2倍から3倍の数の市区町村を擁していたが、その細い境界別の貴重な情報をわざわざ1960年の粗いデータに合わせることによって失いたくなかったからである。1950年と1960年の市区町村の領域は違っていても、境界が全く異なるように編成されていたわけではない。1950年の領域は1960年のそれを細分化した状況にあるので、2つの年次の比較はそれなりに意味があるものと考えた。ちなみに1950年と1960年の市区町村数を示せば、1950年は10,490であったに対し、1960年では3,589と3分の1近くに減少している。1950年当時はいかに市区町村の境域が細かかったかを知ることができる。

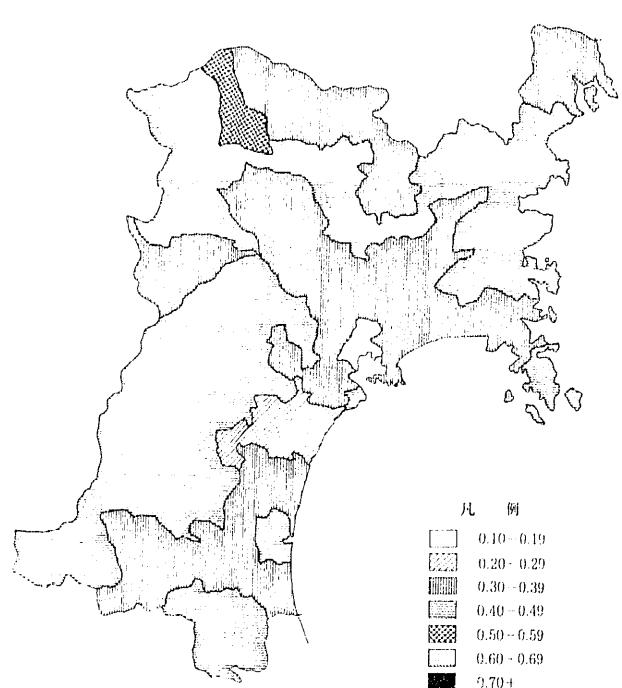
本稿で46都道府県のすべてについてのchild—woman ratioの地図を掲げるべきであるが、ここでは宮城県、群馬県、島根県の3県についてのみ、1950年と1960年に対する地図を掲載する。地図1、

15) Ansley J. Coale and Susan Cotts Watkins, Editors, *The Decline of Fertility in Europe*, Princeton, N. J., Princeton University Press, 1986.

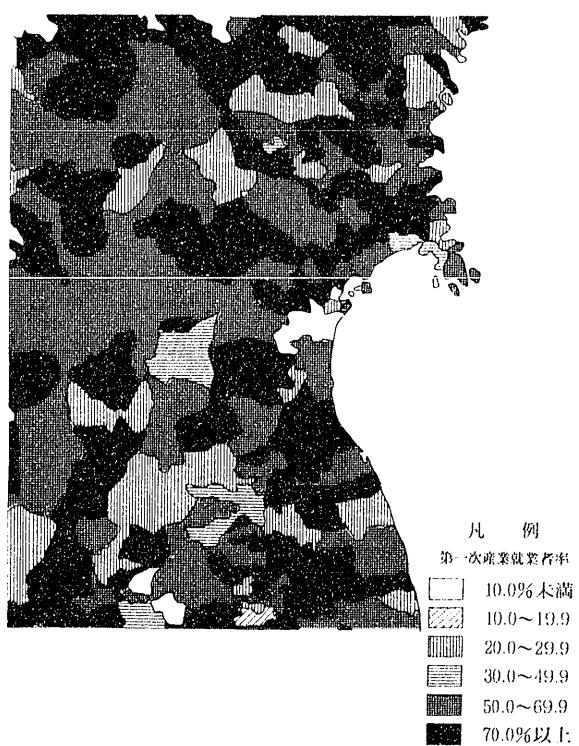
地図1 宮城県 1950年（昭和25年）



地図2 宮城県 1960年（昭和35年）



地図3 宮城県 1960年（昭和35年）



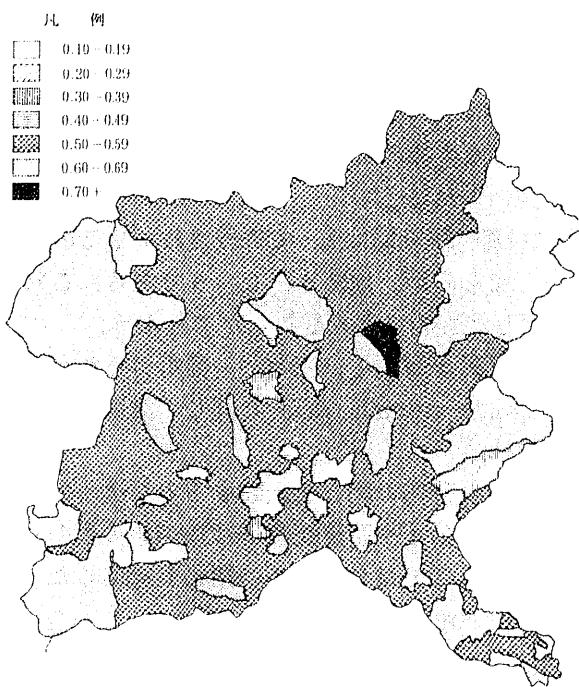
2, 3 が宮城県、地図4, 5, 6 が群馬県、地図7, 8, 9 が島根県である。宮城、群馬、島根3県はあくまで例で、本研究の背景としては、46都道府県のほとんどについてchild-woman ratioの地図化を行っている。ここで本当は日本全体を掲げることによって、隣接の県からの影響をも明らかにしたいところであるが紙面の関係と発表形式の印刷技術上の問題があり、残念ながら省略した。

各県に出生力以外の余計な地図がついており、宮城県の地図3、群馬県の地図6、島根県の地図9と、出生力とは違った分布を示しているが、これは1960年の経済活動人口の第1次産業比率である。

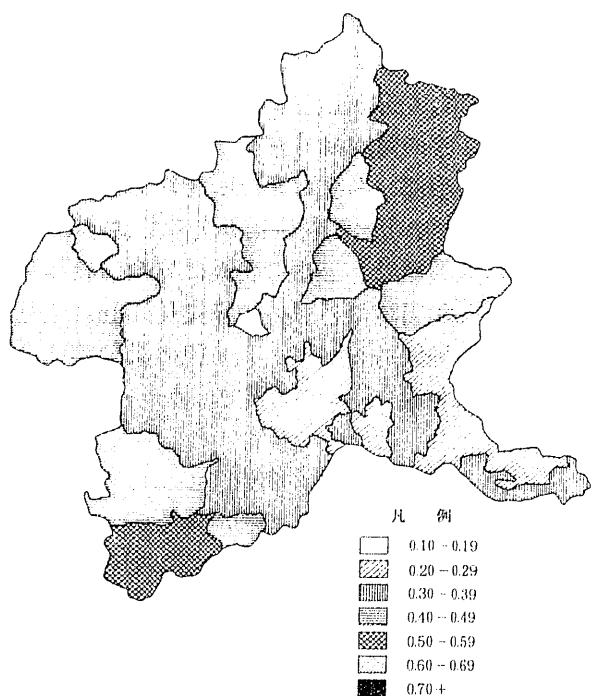
Child-woman ratioは本来カラーで7つのグループ分けてそれぞれ書かれている。今回のこの論文掲載の地図の凡例に書かれているスケールは3県とも共通であり、0.10~0.19, 0.20~0.29, 0.30~0.39, 0.40~0.49, 0.50~0.59, 0.60~0.69, 0.70以上となっている。ここでシェードが薄いほど出生率が低く、濃いほど出生率が高い。

さて、1950年から1960年にかけて出生率低下はど

地図4 群馬県 1950年（昭和25年）



地図5 群馬県 1960年（昭和35年）

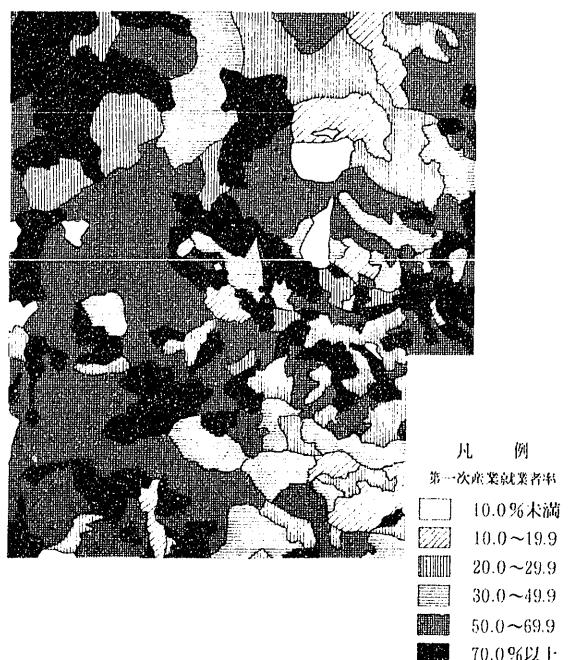


のように変化したか。出生率低下はすでに1950年において広範囲にみられていたが、そこでどのような状況が認められたであろうか。

- (1) 出生率（本来はchild-woman ratioだが以下出生率と呼ぶ）は都市、特に県庁所在地およびその周辺において低い。
- (2) あたり前のようにあるが、農村部では出生率が高く、また内陸部では一般に出生率が高く、海浜部は低い。
- (3) 鉄道の通った海浜部において出生率は低い。しかし、海浜部でも鉄道が通らず、近くに漁港とかもなく、それに対するアプローチが意外に難しいところは出生率が高い。
- (4) 内陸部でも鉄道が近くを通っていて比較的交通便利なところは出生率が低い。しかし内陸部で鉄道がないところは非常に高い。

1960年になって出生率の分布はどのように変わって行ったであろうか。残念なことに市町村合併で境界が粗くなり、きめの細い観察は1950年の程度でできかねるが、トレンドは次のようである。

地図6 群馬県 1960年（昭和35年）



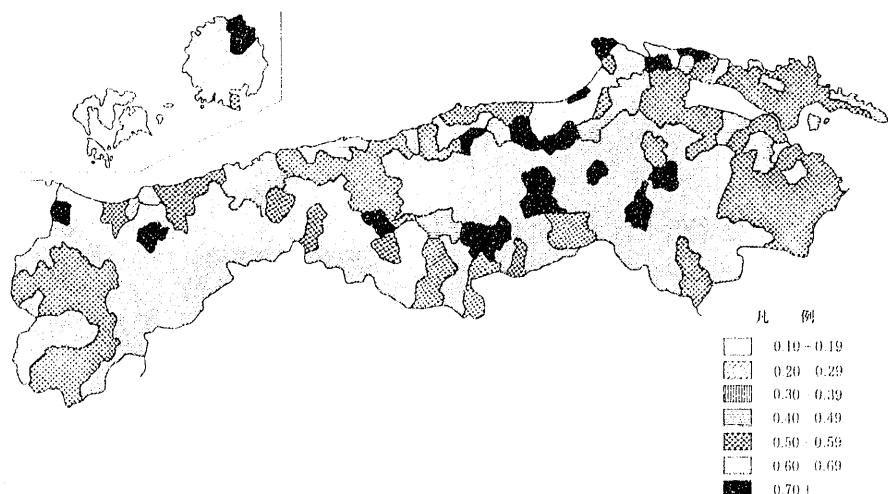
- (1) 出生率は比較的平準化して、1950年ほどの小地域格差を示さなくなった。しかしこれは市町村合併によるもので、格差がなくなってしまったことに理由の一端があるかも知れない。
- (2) それにもかかわらず、依然都市部では出生率が低く、農村部特に内陸部の僻村地帯で出生率が高いというパターンは変らない。
- (3) 相対的に低い出生率地域から高い出生率地域への連続パターンは1950年の場合とほぼ同じであって、漸移的傾向は非常に顕著に認められる。卓越した低出生率のスポットあるいはまだら状の部分は都市部、例えば県庁所在地あるいはその辺縁に認められる。

次に1960年の市区町村別第1次産業就業率の図が当時の総理府統計局によって作成されているので、前述の宮城、群馬、島根の各県に見合った箇所をコピーしたものが、地図3、6、9である。これらの図は1960年当時の各県内の産業化industrializationを示したものと考えることができよう。

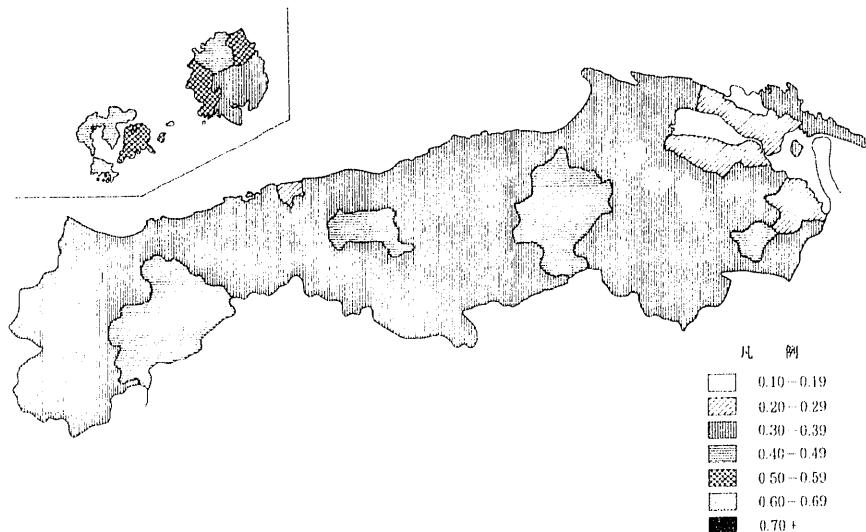
これらの地図において、元来色の濃い箇所は第1次産業就業率が高く、色の薄い箇所はそれが低いことを意味する。しかし本稿ではカラーは使えないのに、child-woman ratioと同じく濃淡のシェードで示した。

これら第1次産業就業率の図における分布と前出の出生力の分布の図とを比較するのが次の段階である。ここで出生力の図は1950年と60年の2年次であるのに、第1次産業就業率は1960年のものだけである。本来ならば1950年のものも掲げるべきであったが、ここではスペースの関係上省略した。

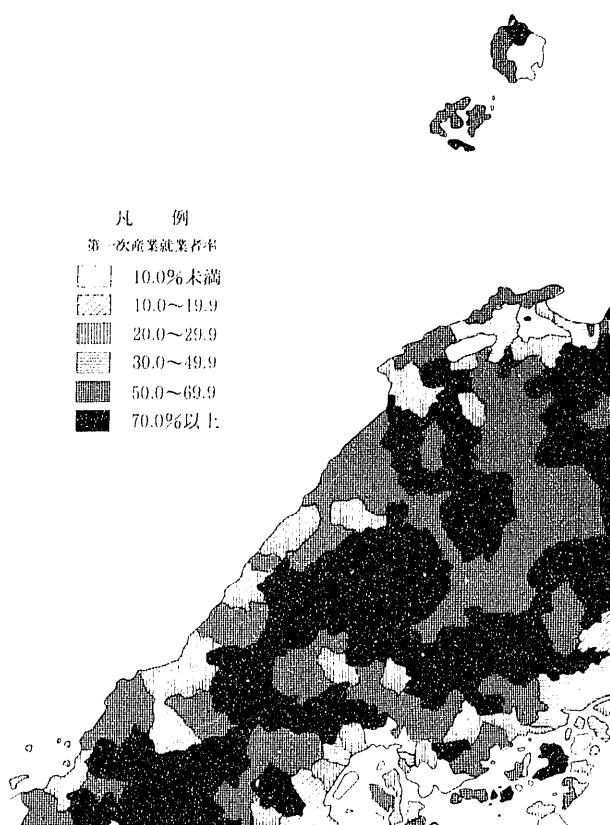
地図7 島根県 1950年（昭和25年）



地図8 島根県 1960年（昭和35年）



地図9 島根県 1960年（昭和35年）



しばしば顕著にみられる、そこでは産業化が低出生率あるいは出生率低下に結びつくというよりも、交通とか地形的にみてそれへのアクセスの悪い陸の孤島であるといった、別の人口地理的要因によっているように見える。

もう一つ興味のある点は、第1次産業就業率はある場合には非連続的にポツリポツリと入り交った形で分布しているのに反し、低出生率あるいは高出生率の分布がより連続的な帯状のコンフィギュレーションを示していることである。あたかも踵を接して伝播して行ったように見える。産業分布がどちらかというと非連続的であるのに対して、出生率は連続的に同じ水準が分布しているという状況は、家族計画あるいは低出生率のアイデア、方法、知識が産業化によって内生的に発生したというよりも、むしろそれが通信、運輸のネットワークによって伝播したと考えるのが妥当であろう。

## VII 実証的研究その2 第1～4次出産力調査の再解釈

周知のように、人口問題研究所の出産力調査は戦前から始まる長い歴史を持つが、第1次調査は1940年1月、第2次調査は1952年7月、第3次調査は1957年11月、そして第4次調査は1962年7月に実施された。以後出産力調査は1987年の第9次調査まで定期的に実施されており、人口問題研究所の貴重な人口資料となっている。特に上記の4回の調査は、戦前の高出生率から戦後の烈しい出生率低下の過程を示す時期をカバーしており、わが国の人口転換、出生率転換を記述し分析するためのきわめて価値の高いデータを提供している。惜しまるくは当時は集計は手集計であり、その個票データがコンピューターにより処理されておらず、原票第2次調査を除いて保存されていないため、既存の集計

には第1次産業就業率はコントロール指標で被説明変数ではないこと、そして第2として1950年から1960年にかけて第1次産業就業率自体は変化したが地域的にみた場合その相対的分布状況configurationはそれほど変化していないと見られるからである。

さて、1950年と1960年の出生率の分布状況と1960年の第1次産業就業率の市区町村別分布状況を比較してみよう。第1次産業就業率は裏返せば第2・3次産業就業率の分布状況である。それは市区町村の産業化を表していると考えられる。低出生率の分布および1950年から1960にかけての変化をみると、まず第1に大局的にみると、大勢としては第2・3次産業就業率の高いところで出生率が低い。しかし、例外も多く、細い市区町村単位では厳密に1対1の関係にあるとは思えない。高出生率の箇所では必ずしも第1次産業就業率が高いわけではない。また第1次産業就業率が高いところは必ずしも出生率が高いとは限らない。出生率の高い場所は一般にたしかに第1次産業比率の高いところだが、しかし同時に県庁所在地や中核都市から離れた山間部、鉄道等の交通のアクセスの悪いところで

—11—

表以外にはもはや新しい情報を得ることができないのは残念である。

そこで今、第1次～4次出産力調査を基にして、青木尚雄と中野英子が1967年にまとめた要約表によって、日本の出生率低下がどのように階層別に起きたかをみてみよう<sup>16)</sup>。本稿の狙いはその中の関連ある集計表から出生力転換に関する情報を得ることができないかという試みである。

表1は夫または妻の教育程度別1夫婦あたり既往出生児数、表2は（第2次調査は該当表なし）夫の職業別1夫婦当たり既往出生児数、そして表3は夫の職業別、生活階層別1夫婦当たり既往出生児数である。

いずれも1夫婦当たりの既往出生児数であるので、再生産期間経過後か、結婚持続期間別の数値を表章しており、再生産期間が長いから出生数が多いという効果は統制してある。ここで表4の生活階層というのは、この関連3表の中では唯一economicな指標である。

表1は夫と妻のそれぞれの教育程度別の既往出生児数であるが、教育程度によって、既往出生児数が大きく違うのが注目される。第2次と4次では妻の教育程度が違えば目に見えて差別出生力が認められるようである。これは産児制限は男性を通じて行われるよりも結局女性を通じて行われる方が効果が大だということのようであるが、第1次調査は逆の結果を示している。

表1 調査次別、夫または妻の教育程度別、再生産期間経過後の夫婦の1夫婦当たり既往出生児数

夫の 教育程度	第1次		第2次		第4次		第1次を 100とした第4次 の指數	第2次を 100とした第4次 の指數
	夫婦数	1夫婦 当たり 出生児 数	夫婦数	1夫婦 当たり 出生児 数	夫婦数	1夫婦 当たり 出生児 数		
初	16,857	5.19	3,573	4.62	1,410	4.05	78	88
中	1,564	4.81	434	3.62	332	3.60	75	99
高	911	4.17	157	3.47	154	3.21	77	93
不詳	316	4.29	37	3.49	9	5.00	117	143
合計	19,648	5.10	4,201	4.47	1,905	3.91	77	87

妻の 教育程度	第1次		第2次		第4次		第1次を 100とした第4次 の指數	第2次を 100とした第4次 の指數
	夫婦数	1夫婦 当たり 出生児 数	夫婦数	1夫婦 当たり 出生児 数	夫婦数	1夫婦 当たり 出生児 数		
初	17,487	5.19	3,774	4.57	1,468	4.04	78	88
中	1,647	4.39	354	3.58	383	3.47	79	97
高	184	4.74	24	3.13	44	3.09	65	99
不詳	330	4.24	49	3.86	10	4.80	113	124
合計	19,648	5.10	4,201	4.47	1,905	3.91	77	97

注) 第1次は結婚持続期間21年以上について、第4次は同20年以上について。

第2次は妻の年齢45歳以上を代用。分類は次のとおり。

	第1次	第2次	第3次
初	無就学、小学修、小学卒	就学10年未満	新制中(旧制高小)卒
中	中学修、中学卒	“10～12年	新制高(旧制中)卒
高	高専修、高専卒以上	“13年以上	新制大(旧制高専大)卒

出所：青木尚雄・中野英子、1967.

16) 厚生省人口問題研究所(青木尚雄・中野英子)、「第1～4次出産力調査結果の要約」、研究資料第177号、1967年7月。

表2の夫の職業別既往出生児数をみると、20年以上の結婚持続期間では職業間格差は相当なものがある。第4次調査では持続期間が短いところでは格差が縮少しているところがある。まず非筋肉労働者の階層から低出生率が始まり、漸次筋肉労働あるいは農村漁業へと移っている。

表2 調査年次別、夫の職業別、結婚持続期間別1夫婦当たり既往出生児数

夫の職業	結 婚 持 続 期 間				
	0～4年	5～9年	10～14年	15～19年	20年以上
<b>第1次</b>					
農林漁業	0.98	2.44	3.80	4.69	5.30
筋肉労働	0.88	2.20	3.91	4.27	5.07
非農林自営業	1.04	2.25	3.25	3.95	4.52
非筋肉労働	0.99	2.23	3.12	3.64	4.33
<b>第3次</b>					
農林漁業	1.02	2.42	3.27	4.07	5.43
筋肉労働	0.91	2.09	2.80	3.56	4.53
非農林自営業	0.94	2.14	2.77	3.55	4.41
非筋肉労働	0.82	1.92	2.58	3.23	4.08
<b>第4次</b>					
農林漁業	0.96	2.12	2.67	2.88	4.22
筋肉労働	0.86	1.89	2.35	2.91	3.82
非農林自営業	0.85	2.05	2.42	2.74	4.02
非筋肉労働	0.79	1.74	2.21	2.62	3.37

出所：表1に同じ。

表3 調査年次別、夫の職業別、生活階層別、再生産期間経過後の夫婦の1夫婦当たり既往出生児数

生活階層	農 業		筋 肉 労 働		非農林自営業		非筋肉労働	
	夫婦数	1夫婦当たり 出生児数	夫婦数	1夫婦当たり 出生児数	夫婦数	1夫婦当たり 出生児数	夫婦数	1夫婦当たり 出生児数
<b>第1次</b>								
下層	6,614	4.71	1,371	4.08	967	4.00	885	4.01
中層	3,036	5.47	770	4.37	388	4.14	373	4.15
上層	491	6.01	77	4.77	387	4.29	222	4.13
合計型	10,540	4.98	2,413	4.19	2,488	4.08	1,518	4.08
<b>第3次</b>								
下層	929	5.31	417	4.66	383	4.43	467	4.19
中層	682	5.51	210	4.30	349	4.57	233	4.07
上層	126	5.65	83	4.53	69	3.97	183	3.73
合計型	1,737	5.42	714	4.53	805	4.45	889	4.08
<b>第4次</b>								
下層	391	4.08	363	3.70	182	3.94	203	3.35
中層	157	4.47	153	4.04	35	4.31	127	3.46
上層	46	4.39	67	3.98	25	4.12	62	3.32
合計型	594	4.21	583	3.82	244	4.02	397	3.38

出所：表1に同じ。

しかし興味深いのは、表3の生活階層別と職業別の再生産期間経過後の1夫婦当たり既往出生児数である。これをみて印象深いのは、生活階層（これは大体生活水準によるeconomicな階層である）による格差は夫の職業別格差よりもかなり小さいことである。つまり職業が違えば格差は大きくなるが、生活階層は違ってもそれほど大きな格差を生じないということである。これについて戦前の第1次調査においては農業と筋肉労働における生活階層の間では格差が決して小さくはないが、しかしそれでも同じ生活階層における職業別格差に比べると相対に小さい。生活階層による格差は表2の教育程度差と比べても小さい。

以上の出生率格差に関するトレンドは非常に興味あるインプリケーションを示すように思われる。つまり教育程度や職業によるグループはそれぞれが一つのサブ文化を共有し、ライフスタイルを共有するもので、異なったグループは一種の異文化を持つと考えられよう。経済的な様相の強い生活階層が異なってもあまり差別出生力が違わないのは、それぞれ独自のサブ・カルチャーの存在が希薄であり、独自の出生規範、あるいは家族計画の知識、受け入れについて、職業別や教育程度別のそれぞれ独自のライフ・スタイル、あるいは生活意識についてのと比べて、サブ・カルチャーの結晶度が低いからではあるまいか。もしこの推論が正しいとすると、出生率低下あるいは家族計画の受け入れは伝播するものであり、同質的グループ内ではよく伝播するが、サブ・カルチャーの異なったグループ間では伝播しにくいと考えられる。別の言葉でいえば、出生力転換に際して文化的要因、ライフスタイルといった要因が出生率の決定因として非常に重要ということになる。

## VII ディスカッション

以上地図による市区町村別child—woman ratioの分布と変化、および過去の出産力調査結果の再点検によってわが国の出生力転換の一端を見た。以上の研究は必ずしも完結したものでないの、今回の論文で軽々な結論は避けるが、少なくとも日本における出生力低下に関して、ノデール＝バン・デ・ウォール達の論じた家族計画に関するアイデアの伝播の効果あるいは文化的要因が大きな意味を持っているように見える。サブ・カルチャーを共有している地域を行動範囲として、出生率が変化していると考えるのはかなり妥当のようである。

次の研究段階として、人口転換期の出生率低下の状況をその中に秘めているとみられる第2次、第6次調査の再集計結果に基づいて、以上述べた仮説を検討してみたいと思っている。

# The Theory of Demographic Transition Revisited

Shigemi Kono

The demographic transition theory, though it may sound somewhat out-of-dated, still holds considerable relevance to demographic changes in many countries, including Japan and other non-European countries. Many country projections prepared by national governments or by the United Nations have employed the general conceptual scheme of demographic transition or the socio-economic threshold hypothesis of fertility decline, which imply that there will be a decline in fertility as countries make progress in economic and social development.

After some forty years since the original demographic transition theory was formulated, there emerge some refined theories of the proto-type of demographic transition theory. Notable are the studies based on the European Fertility Project of Princeton University and especially the one by John Knodel and Etienne van de Walle. As outcome of the historical investigation of European fertility declines these studies emphasize the importance of mechanisms relating to the diffusion of ideas and methods of practicing family planning. In Europe during 19th century, the declines in fertility occurred along with the lines of religious, ethnic and linguistic groups.

The following section tries to apply the idea of diffusion theory to Japan. Here two approaches have been taken. One is by comparing geographic maps by smallest civil divisions between the patterns of fertility changes in 1950 and 1960. The other approach is through perusing the tabulated results of the National Fertility Surveys taken place in 1940, 1952, 1957 and 1962.

The first geographic approach shows that the patterns of distribution with respect to fertility both in 1950 and 1960 and their decadal changes were considerably different from the patterns of distribution with respect to economic activities in the primary industries. The fertility distribution seems more by diffusion along with the rail road, coastal line and adjacency to cities.

The second approach scrutinizes the distribution of the numbers of children ever-born for women cross-classified by age, husband's occupation, wife's education and economic status group. The tables shown by the 1940, 1952, 1957 and 1962 fertility surveys clearly indicate that the numbers of children did not vary considerably according to economic status group, but did vary appreciably according to husband's occupation and wife's education. In Japan, occupation and education are regarded as traits related more to of cultural groups. Hence, cultural differences gave a rise to appreciable changes in fertility, but economic status differences did not cause much variation in fertility. This also means to indicate that cultural factors through which fertility decline has been diffusing over classes are important in determining fertility behaviour in Japan.

## 研究ノート

# 直系尊属の生存確率

鈴木透

### 1. 問題

社会学・心理学・法学等の社会諸科学は、親族関係の各種の側面に対し、それぞれに固有の角度から接近する。しかし特定の親族関係が実際に存在している可能性はどのくらいか、それは年齢によってどう変化し、どのくらいの期間持続するかといった最も基礎的で形式的な問題は、人口学の研究課題だろう。実際に特定親族の生死は、出生力と死亡力の水準によって直接規定されるため、「家族人口学」という領域の相対的自立性が認められるようになる以前から、各種の人口学的モデルの構成が試みられてきた。

本稿では親族関係のうち世代間の共存に焦点を置き、子の視点から見た直系尊属の生存確率の変化について考察する。世界で最も低い死亡水準を達成した長寿社会のわが国で、三世代あるいは四世代の連鎖がどの程度の確率で出現するのか、興味がもたれる。ただし尊属の生存確率は、死亡力と同時に出生力の影響を受けることに注意すべきである。なぜなら出生児数の変化は親子年齢の変化をともない、世代間の年齢差が小さくなれば尊属の生存確率は当然高くなると考えられるからである。

この意味で、Uhlenberg (1980) や Martin and Culter (1983) のように、年齢差を固定し、生命表のみから尊属の生存確率を求める方法は<sup>1)</sup>、出生力に関する情報を大幅に捨象しており、好ましいとはいえない。これに対して、小林 (1960) や伊藤 (1992) の子の年齢別親の生存確率の計算では<sup>2)</sup>、出生力・死亡力の双方が十分に用いられている。すなわち人口動態統計から得た親子年齢差の分布を重さとする、生命表の  $l_x$  の比の加重平均を求める、という方法を用いている。

しかし祖父母、曾祖父母とさらに世代を遡って生存確率を求める場合、計算の便宜上、親子年齢差がどの二世代をとっても同一の分布を持つと仮せざるを得ない。この場合、世代の再生産過程が一定不変とする安定人口モデルに依拠した方が自然である。Goodman, Keyfitz and Pullum (1974) は、安定人口下における様々の親族カテゴリーごとの出生数、生存数の期待値を得るモデルを開発しており、当然その中には直系尊属に関するものも含まれている<sup>3)</sup>。ただし安定人口モデルは単性でたてられるため、Goodmanらのモデルに登場するのは、母方女子の親族のみである。

### 2. Goodmanらのモデルによる結果

安定人口下では、本人（女子）が母  $x$  歳のときに生れた娘である確率  $W_x$  は、次式で得られる。

- 1) Uhlenberg, P., "Death and the family", *Journal of Family History*, Vol.5, No.3, 1980, p.316; Martin, Linda G. and Suzanne Culter, 1983, "Mortality decline and Japanese family structure", *Population and Development Review*, Vol.9, No.4, pp.639-641.
- 2) 小林和正、「子の年齢別にみた父母の生存する割合」、『人口問題研究所年報』、第5号、1960年、p.63; 伊藤達也、「年齢別にみた親の生存期待数」、『世界と人口』、第214号、1992年1月、p.61.
- 3) Goodman, L.A., N. Keyfitz and T.W. Pullum, "Family formation and the frequency of various kinship relationships", *Theoretical Population Biology*, Vol.5, No.1, 1974, pp.7-10.

$$W_x = l_x m_x e^{-rx} \quad (1)$$

ここで  $l_x$  は出生時を 1 とする  $x$  歳生存率,  $m_x$  は  $x$  歳女子の女児出生率,  $r$  は安定人口の自然増加率, 区間  $(\alpha, \beta)$  は再生産年齢である. 本人  $a$  歳時の母方女子の直系尊属の生存確率は, (1)を用いて,

$$\text{母} \quad M_1(a) = \int_{\alpha}^{\beta} W_x \frac{l_{a+x}}{l_x} dx \quad (2)$$

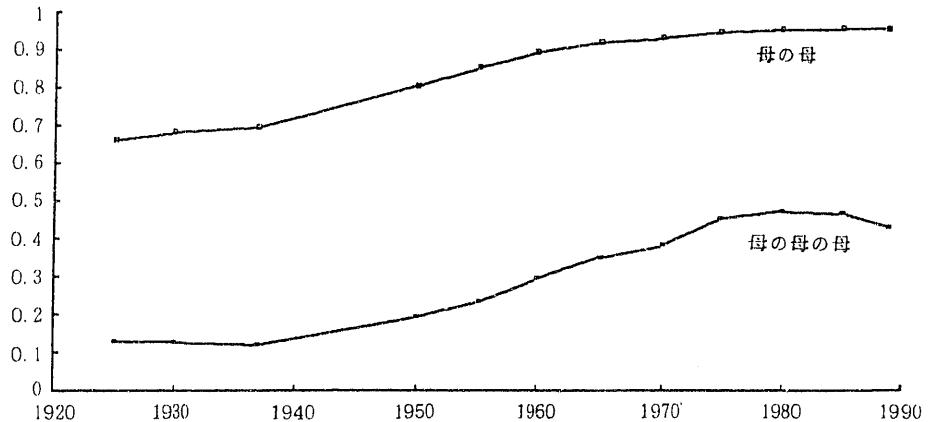
$$\text{母の母} \quad M_2(a) = \int_{\alpha}^{\beta} W_x \int_{\alpha}^{\beta} W_y \frac{l_{a+x+y}}{l_x} dy dx \quad (3)$$

$$\text{母の母の母} \quad M_3(a) = \int_{\alpha}^{\beta} W_x \int_{\alpha}^{\beta} W_y \int_{\alpha}^{\beta} W_z \frac{l_{a+x+y+z}}{l_x} dz dy dx \quad (4)$$

表 1. 年次別, 本人の年齢別, 直系尊属(母方女子)の生存確率

母 年 次	0	5	本 人 年 齢	10	15	20	25	30
1925	1.00000	0.94604	0.89486	0.84338	0.78831	0.72522	0.64835	
1930	1.00000	0.95330	0.90810	0.86139	0.81012	0.74993	0.67498	
1937	1.00000	0.95761	0.91634	0.87289	0.82413	0.76579	0.69243	
1950	1.00000	0.97953	0.95713	0.93112	0.89871	0.85594	0.79748	
1955	1.00000	0.98757	0.97267	0.95397	0.92895	0.89374	0.84313	
1960	1.00000	0.99127	0.98058	0.96675	0.94739	0.91911	0.87739	
1965	1.00000	0.99415	0.98656	0.97614	0.96100	0.93846	0.90454	
1970	1.00000	0.99520	0.98888	0.97996	0.96680	0.94707	0.91717	
1975	1.00000	0.99635	0.99148	0.98447	0.97391	0.95789	0.93358	
1980	1.00000	0.99726	0.99328	0.98740	0.97843	0.96478	0.94410	
1985	1.00000	0.99750	0.99384	0.98829	0.97988	0.96723	0.94837	
1989	1.00000	0.99770	0.99421	0.98890	0.98088	0.96881	0.95068	
母の母 年 次	0	5	本 人 年 齢	10	15	20	25	30
1925	0.66070	0.57227	0.47112	0.36235	0.25521	0.16069	0.08771	
1930	0.68066	0.59182	0.48866	0.37654	0.26528	0.16677	0.09074	
1937	0.69241	0.60311	0.49817	0.38285	0.26754	0.16532	0.08716	
1950	0.80372	0.72818	0.63083	0.51307	0.38297	0.25521	0.14672	
1955	0.85244	0.78560	0.69497	0.57940	0.44450	0.30429	0.17859	
1960	0.89414	0.84072	0.76333	0.65571	0.51749	0.36017	0.20885	
1965	0.92037	0.87688	0.81087	0.71354	0.58039	0.41914	0.25422	
1970	0.93081	0.89199	0.83238	0.74290	0.61671	0.45695	0.28481	
1975	0.94584	0.91462	0.86544	0.78806	0.67300	0.52046	0.34780	
1980	0.95343	0.92604	0.88223	0.81171	0.70374	0.55505	0.37894	
1985	0.95469	0.92881	0.88782	0.82182	0.71826	0.56981	0.38957	
1989	0.95403	0.92763	0.88562	0.81758	0.71039	0.55693	0.37248	
母の母の母 年 次	0	5	本 人 年 齢	10	15	20	25	30
1925	0.12814	0.07101	0.03396	0.01351	0.00425	0.00099	0.00015	
1930	0.12707	0.06930	0.03247	0.01259	0.00384	0.00086	0.00013	
1937	0.11941	0.06238	0.02746	0.00975	0.00263	0.00050	0.00006	
1950	0.19410	0.10901	0.05184	0.02004	0.00597	0.00128	0.00018	
1955	0.23465	0.13271	0.06234	0.02308	0.00628	0.00115	0.00013	
1960	0.29526	0.16550	0.07344	0.02390	0.00518	0.00067	0.00004	
1965	0.35137	0.20501	0.09518	0.03269	0.00760	0.00107	0.00008	
1970	0.38277	0.22783	0.10730	0.03709	0.00865	0.00124	0.00010	
1975	0.45173	0.29048	0.15325	0.06214	0.01788	0.00332	0.00036	
1980	0.47234	0.30501	0.16012	0.06382	0.01787	0.00324	0.00035	
1985	0.46626	0.29721	0.15536	0.06379	0.01968	0.00431	0.00062	
1989	0.42927	0.26195	0.12954	0.04974	0.01421	0.00287	0.00039	

図1 出生時における直系尊属（母方）の生存確率



積分は実際の計算では、 $l_x$  のかわりに生命表の  $L_x$  に当る生存率、 $m_x$  のかわりに TFR 等の計算時に用いる年齢（各歳）別出生率、 $-rx$  のかわりに  $-r(x+0.5)$  として加算する<sup>4)</sup>。表1はこの方式で計算した、大正年間以来の本人年齢別母方女子尊属の生存確率の推移、図1はこのうち本人出生時の祖母と曾祖母の生存確率を抜き出して示したものである<sup>5)</sup>。表で見ると、母の生存確率は1989年に至るまで一貫して上昇を続けているが、祖母は1985年から1989年にかけて、曾祖母は1980年以後低下していることが分かる。図1に示した本人出生時の生存確率で見ると、祖母は1985年の95.47%から1989年には95.40%とわずかに低下し、曾祖母は1980年には47.2%だったのが1989年には42.9%まで低下している。

1980年までの尊属の生存確率の上昇は、主に中・高年齢での死亡率低下によってもたらされたと考えてよいだろう。ただし戦後1950年代前半にかけての出生力転換も、高齢出産の減少による世代年齢差の縮小を通じて、生存確率の上昇に寄与したと考えられる。しかしその後、出生力は晩婚化の影響を受けて世代年齢差をむしろ拡大し、直系尊属の生存確率を低下させる方向に変化した。1980年以後の生存確率の低下は、この出生力の変化が死亡力低下の効果を初めて上回ったことによって生じたものと考えられる。

この点を確認するために、要因分解を試みた。式(2)(3)(4)に示したように、直系尊属の生存確率は世代年齢差  $W_x$  と生存率  $l_x$  の2変数の関数と考えられる。表2は総変化におけるそれぞれの寄与分を、Cho and Retherfordの方法<sup>6)</sup>によって分解したものである。本人出生時の祖母（母方）の年齢は50～60代が中心であろうが、表2によるとこの年齢層の死亡力低下は1970年代以降減速しており、1980年代後半に至ってついに世代年齢差拡大の効果に追い越されるに至った。曾祖母の年齢層では世

4) Goodman et al., 1974 (脚注3), pp.24-26.

5) 計算に用いた資料は次のとおり。内閣統計局、『生命表』、第4回（1925年）；同第5回（1930年）；同第6回（1937年）；厚生省大臣官房統計情報部、『生命表』、第8回（1950年）；厚生省人口問題研究所、『簡速静止人口表』、第9回（1955年）；同第14回（1960年）；同第19回（1965年）；同第24回（1970年）；同第29回（1975年）；同第34回（1980年）；同第39回（1985年）；同第43回（1989年）；『わが国の年次別人口再生産率 大正14年～昭和35年』、研究資料第157号、1963年；『全国日本人女子の人口再生産率 昭和22年～45年』、研究資料第205号、1974年；『全国日本人人口の再生産に関する指標 昭和50～55年』、研究資料第235号、1985年；『全国日本人人口の再生産に関する指標 昭和55～60年』、研究資料第243号、1986年；『人口統計資料集：1989』、研究資料第264号、1990年；渡邊吉利・坂東里江子、「全国人口の再生産に関する主要指標：1989年」、『人口問題研究』、第46巻4号、1991年1月、pp.66-73。

6) Cho, Lee-Jey and Robert D. Retherford, "Comparative analysis of recent fertility trends in East Asia", IUSSP, International Population Conference, Liege, 1974, Vol.2, pp.163-181.

表2. 出生時における直系尊属（母方女子）の生存確率の要因分解

母の母 期 間	総変化	出生力	死亡力	母の母の母 期 間	総変化	出生力	死亡力
1925～30	0.01997	- 0.00759	0.02755	1925～30	- 0.00107	- 0.04467	0.04360
1930～37	0.01175	- 0.00739	0.01914	1930～37	- 0.00766	- 0.04919	0.04152
1937～50	0.11131	0.02057	0.09074	1937～50	0.07469	- 0.02800	0.10269
1950～55	0.04871	0.01091	0.03781	1950～55	0.04055	- 0.06270	0.10325
1955～60	0.04170	0.02031	0.02139	1955～60	0.06061	- 0.04376	0.10437
1960～65	0.02623	0.00542	0.02081	1960～65	0.05611	- 0.14623	0.20235
1965～70	0.01044	- 0.00046	0.01090	1965～70	0.03140	- 0.19720	0.22860
1970～75	0.01503	0.00257	0.01247	1970～75	0.06896	- 0.19615	0.26511
1975～80	0.00759	- 0.00218	0.00976	1975～80	0.02060	- 0.28725	0.30785
1980～85	0.00126	- 0.00456	0.00582	1980～85	- 0.00608	- 0.33558	0.32950
1985～89	- 0.00066	- 0.00533	0.00467	1985～89	- 0.03699	- 0.31641	0.27942

代年齢差拡大の効果がさらに大きく、1980年代前半からこちらの方が死亡率低下の寄与分を上回るようになっている。

### 3. 母方女子以外への拡張

ここまで扱ってきた母方女子は、直系尊属の中で最も生存確率が高い部分と考えられる。なぜなら第一に夫の年齢は妻の年齢より高い場合が多いので、本人と父との年齢差は本人と母との年齢差よりも大きく、従って父方の親族は一般に母方の親族より年長で、死亡している可能性が高い。第二に女子の方が男子より死亡率が低いため、祖母より祖父、曾祖母より曾祖父の方が死亡している可能性が高い。つまり標準的な安定人口モデルに依拠したGoodmanらのモデルで扱えるのは、直系尊属のうち最も生存確率が高い部分なのであって、平均像ではない。

単性モデルの枠を越えて母方女子以外の親族を扱うには、女子とは別に男子の安定人口モデルをたてるか、または夫妻年齢分布を用いて妻の年齢から夫の年齢を推定する、というふたつの方法が考えられる。前者は手続が煩瑣な上に、ふたつの相異なる安定人口増加率が登場し直ちに両性問題を引き起こすため好ましくない。最初から両性安定人口モデルをたてる方法も考えられるが、これはさらに複雑な手續を必要とする。

Le Bras and Wachter (1978) は、後者の夫妻年齢を用いる方法で、マイクロ・シミュレーションにより母方女子以外の直系尊属の生存確率を求めている<sup>7)</sup>。しかしこの場合、乱数を用いたマイクロ・シミュレーションは必ずしも必須ではない。そこで本稿では、妻年齢分布と夫妻年齢差分布を単純に掛け合わせて夫年齢分布を求めた。また親子年齢差分布は、女子の安定人口における分布をそのまま男子尊属にも当てはめた。計算は1989年の、本人出生時の生存確率についてのみ行なった。

表3は、1989年人口動態統計から得た夫妻年齢分布である。23歳以上の妻は一括し、夫との年齢差（夫の年齢-妻の年齢）を求めた。22歳以下の妻では16歳以下の夫という不合理を生ずるため、それぞれの年齢ごとに計算した。

この夫妻年齢差を適用し、1989年の年齢出生率・死亡率で安定した場合の尊属の生存確率（本人出生時）を求め、表4に示した。母の母について確率が95.4%であることは既に表1にも示したが、やはりこれが祖父母の中で最も高い値になっている。予想どおり母方より父方、女子より男子の親族の方が生存確率が低い。

7) Le Bras, Herve and Kenneth W. Wachter, "Living forbears in stable populations", in Kenneth W. Wachter, Eugene A. Hammel and Peter Laslett (eds.), *Statistical Studies of Historical Social Structure*, New York, Academic Press, 1978, pp.163-188.

表3. 夫妻年齢差別分布：1989年人口動態統計

		妻	年	齡				
	15	16	17	18	19	20	21	22
年 齢 差	-5	-	-	-	-	-	-	0.00009 0.02440
	-4	-	-	-	-	-	0.00036 0.00085 0.01163	
	-3	-	-	-	-	0.00040 0.00288 0.00412 0.01895		
	-2	-	-	-	0.00225 0.00746 0.01026 0.01498 0.03086			
	-1	-	-	0.00878 0.03115 0.03684 0.04833 0.04638 0.06420				
	0	-	0.03181 0.12307 0.13832 0.14922 0.13199 0.12784 0.13986					
	1	-	0.04076 0.12769 0.14163 0.16152 0.13316 0.11445 0.10723 0.12384					
	2	0.08333 0.14402 0.16353 0.16051 0.13197 0.10879 0.09894 0.11062 0.11275						
	3	0.20833 0.15897 0.17652 0.13086 0.10476 0.08797 0.10193 0.10554 0.10023						
	4	0.08333 0.16033 0.12276 0.09160 0.07819 0.08775 0.09078 0.10093 0.08691						
	5	0.12500 0.10598 0.08692 0.06791 0.06936 0.07150 0.07829 0.08426 0.07077						
	6	0.10417 0.09647 0.06541 0.05218 0.05571 0.06019 0.06814 0.07429 0.05511						
	7	0.04167 0.05299 0.04659 0.03942 0.04552 0.05131 0.05755 0.05925 0.04148						
	8	0.06250 0.03940 0.03405 0.03247 0.03500 0.04172 0.04797 0.04494 0.03026						
	9	0.10417 0.04755 0.02643 0.02849 0.02521 0.03520 0.03691 0.03134 0.02195						
	10	0.18750 0.15353 0.11828 0.12307 0.12106 0.12850 0.11122 0.08734 0.06681						

これは曾祖父母の場合も同様で、母方直系の曾祖母の生存確率が42.9%で最も高く、父方直系の曾祖父が11.3%で最も低い。また、母の父の親と父の母の親の生存確率が等しくなっているが、これは子から親、妻から夫への推計手続を同数回行なうことになるためである。

表に示したように、4人の祖父母のうち少なくともひとりが生存している確率は99.995%、8人の曾祖父母については90.738%である。父母は少なくとも本人出生時には生存しているものと仮定すると、本人を含めて四世代の連鎖が形成される確率は $.99995 \times .90738 = .90733$ で、約90.7%である。

しかしこのように祖父母および曾祖父母をひとかたまりに考えず、たとえば本人、母、母の母、母の母の親というように、同一家系内の尊属が共に生存している場合にのみ、四世代の連鎖が存在していると考えることもできる。この場合には4人の祖父母それについて、祖父母とその親が共に生存している確率を考えることになり、結果は次のようになる。

母の母とその親	.52227
母の父とその親	.38801
父の母とその親	.41338
父の父とその親	.29015

ここから少なくともひとつの四世代連鎖が存在している確率を求めるとき、約87.8%となる。もちろんこうした確率は、1989年の年齢別出生率・死亡率が長期間持続したときに実現するもので、平均寿

表4. 本人出生時の直系尊属の生存確率  
(1989年安定人口による)

直系 尊属	生 存 確 率
祖父母	母の母 0.95403
	母の父 0.88009
	父の母 0.93763
	父の父 0.84020
少なくともひとりの祖父母	0.99995
曾祖父母	母の母の母 0.42927
	母の母の父 0.20704
	母の父の母 0.33900
	母の父の父 0.15413
父の母の母	父の母の母 0.33900
	父の母の父 0.15413
	父の父の母 0.26187
	父の父の父 0.11308
少なくともひとりの曾祖父母	0.90733

命やTFRと同じく現実のコードホートに関するものではない。現実には、1960～70年代に結婚・出産を終えた者は、子との年齢差が相対的に小さく、死亡率低下の恩恵も受けるため、このコードホートが最上位世代になる頃に四世代連鎖が最も形成されやすいと考えられる。しかしそれ以後は、世代間の年齢差が拡大するため、この確率はむしろ小さくなって行くものと考えてよいだろう。

## 資 料

# 先進諸国における国際移動者と結婚

小 島 宏

### 1. はじめに

フランス、旧西ドイツをはじめとする西欧諸国では1973～74年の第1次石油危機以後、新規の入移民の受入れを事実上停止しているが、人道主義的理由から家族の呼び寄せは許可しているため、最近の移入の主たる要因は家族の呼び寄せとなっている。その他の先進諸国でも、家族の呼び寄せは優先的に許可されるため、移入全体に占める割合が大きく、人口学者の注目を集め始めている<sup>1)</sup>。呼び寄せられる家族の中には、未婚で受入国に入国した入移民や受入国で成人した入移民二世が出身国に一時帰国して結婚した相手が含まれ、そのような形態の移入が増えつつあるとも言われる<sup>2)</sup>。

未婚の入移民や入移民二世は受入国の国民と結婚することも少なくなく、受入国の永住権、市民権、国籍の取得者の増大や出生力の上昇を通じて受入国的人口増加に寄与している。例えば、フランスでは1989年の国籍取得者の男子（22,601人）の42%，女子（19,821人）の32%が結婚によると推定されているが、この割合は移入が停止された1970年代半ば以降、男子で上昇傾向を示しており<sup>3)</sup>、結婚が国籍取得の経路として重要性を増している。また、第一次大戦での男子の戦死に伴うフランス人女子の結婚難は入移民男子の結婚市場への参入によって緩和され、女子の生涯未婚率が1896～1900年出生コードホートで1.5%低下したと推定されている<sup>4)</sup>。

Jesso and Rosenzweigによれば、アメリカ合衆国で1986年に永住権を与えられた成人のうちの

1) 家族の呼び寄せによる移入の量とタイミング（「移入乗数」）の研究としては例えば以下のものがある。

Didier Blanchet, "Intensité et calendrier du regroupement familial des migrants : un essai de mesure à partir de données agrégées", *Population*, Vol.40, No.2, 1985, pp.249～266.

Guillermina Jesso and Mark R. Rosenzweig, "Family Reunification and the Immigration Multiplier : U.S. Immigration Law, Origin-Country Conditions, and the Reproduction of Immigrants", *Demography*, Vol.23, No.3, 1986, pp.291～311.

F. Arnold, B. V. Carino, J. T. Fawcett and I. H. Park, "Estimating the Immigration Multiplier : An Analysis of Recent Korean and Filipino Immigration to the United States", *International Migration Review*, Vol.23, No.4, 1989, pp.813～838.

George J. Borjas and Stephen G. Bronars, "Immigration and the Family", *Journal of Labor Economics*, Vol.9, No.2, 1991, pp.123～148.

2) オランダにおけるこのような移入の性格の変化は「家族呼び寄せ志向」から「家族形成志向」への変化と呼ばれている。

J. J. Schoorl, "Changing Fertility and Age at Marriage of Turkish and Moroccan Women in the Netherlands", H. G. Moors et al. (eds.), *Population and Family in the Low Countries IV*, Voorburg, NIDI, 1984, p.27.

3) Michèle Tribalat (ed.), *Cent ans d'immigration. Étrangers d'hier, Français d'aujourd'hui*. (INED «Travaux et Documents» Cahier, No.131), 1991, Paris : Presses Universitaires de France, p.267.

4) Louis Henry, "Perturbations de la nuptialité résultant de la guerre 1914～1918", *Population*, Vol.21, No.2, 1966, p.296.

31%（約13万2千人）がアメリカ市民の配偶者（入移民）として入国許可された者である。アメリカ市民の婚約者（非入移民）として入国して結婚後に永住権を与えられた者を加えるとこの数値は32%になり、分母から永住権を与えられた難民を除くと39%にも上る<sup>5)</sup>。彼らはアメリカへの入移民としての入国ビザの取得競争が激化し、取得までの時間がかかるようになるにつれてアメリカ人と結婚が移入の手段として魅力的になるとの仮説の下に実証分析を行っている<sup>6)</sup>。まず、1950年代以降のアメリカ市民の配偶者としてのビザの取得者の人数の国籍別推移に基づき、配偶者以外の入移民としてのビザ取得の確率が低い地域出身の外国人ほどアメリカ市民と結婚する確率が高いことを示している。次に、各国における入移民ビザ取得が許可されながら年間発行数制限により順番待ちをしている者の人数と配偶者としてのビザの取得者数の間に高い相関（0.87）があることを見出すとともに重回帰分析によって両者が同様な要因に規定されていることを見出し、他の経路で移入が困難な場合の経路としての役割を結婚が果たしていることを傍証している<sup>7)</sup>。

これまで国際移動者（入移民）の結婚に関する研究は主として同化（assimilation）ないし交婚（intermarriage）への問題関心から国際結婚に焦点を合わせてきた。しかし、以上で述べたような実態の変化に伴い、受入国の人口変動要因への問題関心から結婚力（nuptiality）に焦点を合わせるもののが増えてきた。本稿では同化、配偶者選択、結婚力の規定要因に関する分析枠組を紹介した後、先進諸国における国際移動者（入移民）の結婚の実態を国際結婚と結婚力に関して紹介する<sup>8)</sup>。

## 2. 分析枠組

図1は、Gordonが示した同化過程に関する文章と表をMurgiaが図式化したものである。Gordonは大規模な交婚を結婚による同化の前提条件とし、融合（amalgamation）とも呼んでいる<sup>9)</sup>。Murgiaによれば、同化は二つの文化的、社会的、遺伝的に区別される人口集団が文化的、社会的、遺伝的な同質性に向かう過程ないしその終点として定義されることが多く、交婚は少数者集団の同化の度合を示す単独指標としてもっとも広く認知されたものであるが、二つの人口集団の間で大規模な交婚が生じるやいなや文化的、社会的差異が大幅に解消され、遺伝的差異も永続しなくなる<sup>10)</sup>。このような見

5) Guillermina Jesso and Mark R. Rosenzweig, *The New Chosen People: Immigrants in the United States*, New York, Russell Sage Foundation, 1990, pp.154–155.

6) Jesso and Rosenzweig, 前掲（注5）書, pp.156–173.

7) 彼らは二つの重回帰分析結果の類似性から、実際に分析はできないにしても、非法入移民の数の規定要因も類似している可能性が強いと述べている。

8) なお、わが国における国際結婚の人口学的研究としては以下のものがある。

Yoon Shin Kim, "Marriage Patterns of the Korean Population in Japan", *Journal of Biosocial Science*, Vol.17, No.4, 1985, pp.445–450.

小島宏,「国際結婚」,『統計』,第40巻2号,1989年,pp.18–25。

伊藤達也,「国際結婚とは」,「配偶者の国籍」,「統・配偶者の国籍」,「国際結婚と国際人口移動」,『世界と人口』,第197, 198, 199, 201号, 1990年。

鈴木透,「日本の通婚圏(2)社会的通婚圏」,『人口問題研究』,第46巻4号,1991年,pp.14–31。

廣嶋清志,「統計からみた国際結婚の動向」,『自治体国際化フォーラム』,第26号, 1991年, pp.33–37。

また、次の書物は人口学的視点も交えながらオーストラリア、日本、イスラエルへ移動したフィリピン人花嫁の適応を比較研究している。

Desmond Cahill, *Intermarriage in International Contexts*, Quezon City, Scalabrinii Migration Center, 1990.

9) Gordon, 前掲（図1）書, p.71.

ただし、これについて論じた研究は古くからあり、例えば次の研究の方が人口学的には優れているように思われる。

Julius Drachsler, *Democracy and Assimilation: The Blending of Immigrant Heritages in America*, New York, Macmillan, 1920, pp.87–145.

10) Murgia, 前掲（図1）書, p.6.

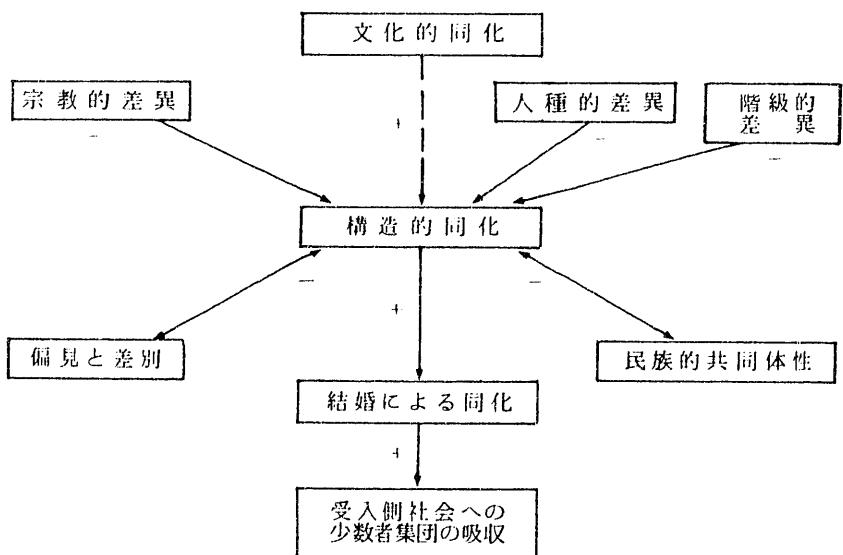
解は一般的なものであり、国際結婚を含む交婚の研究が同化の指標の研究として人口学者によっても行われてきた<sup>11)</sup>。

国際移動者（入移民）の交婚、特に国際結婚に関する研究は、同化の指標に関する研究とも密接な関係があるが、配偶者選択に関する研究の一環としても行われてきた。図2はJohnsonがBumpassの示した宗教間の交婚に関する要因のモデルを若干修正したものをさらに筆者が修正したものである。すなわち、国籍に関する交婚に転用するため、「入管法・国籍法・婚姻法」という項とそれに連なる線を付け加えた。民族間の

交婚の要因として①自分と異なった者の性的魅力、②人口学的属性、③同化を通じた社会移動があると言われているが<sup>12)</sup>、これらもこのモデルに含まれるであろう。ただし、国際結婚は民族間の交婚と次の二点で異なると言われる<sup>13)</sup>。第一に、夫婦双方が通常二つの国において、しばしば国籍を含む紐帯を維持する。第二に、夫婦双方にとっての第三国に住む場合がある。しかし、国際結婚は民族間の交婚とは限らず、別の国に住む同じ民族内での結婚も含まれる。

図3は筆者が前稿で初婚について示したものに「結婚歴」という項を付け加えた、結婚力の規定要因に関する分析枠組であるが、国際結婚の頻度とタイミングの規定要因にも適用できる。その場合、左の中段のブロックに示されたミクロ・レベルの規定要因の中にある人口学的属性として国籍、出生国、移動歴を含めて考える必要がある。なお、「結婚相手の供給」は内婚集団内の適齢期人口の性比と配偶者選択に関する規範から成り、「結婚資金の供給」は居住形態に関する規範と経済的資源から成り、「結婚の需要」は晩婚と生涯独身に対する報酬と制裁のことである<sup>14)</sup>。

図1 Gordon および Murgia による同化過程のモデル



(注) 文化的同化と構造的同化の間にある破線は人種的、宗教的、階級的差異が妨げない程度にて文化的同化が構造的同化をもたらすことを示す。

(出所) Edward Murguia, *Chicano Intermarriage: A Theoretical and Empirical Study*, San Antonio, Trinity University Press, 1982, p.4  
Milton M. Gordon, *Assimilation in American Life: The Role of Race, and National Origin*, New York, Oxford University Press, 1964, pp.70-71.

11) 例えば、C. A. Price and J. Zubrzycki, "The Use of Inter-Marriage Statistics as an Index of Assimilation", *Population Studies*, Vol.16, No.1, 1962, pp.58-68.

S. Wijewickrema, "Marriage and Intermarriage in Belgium: Indications Culled from Registration Data", *IPD-Working Paper* 1989-1, 1989.

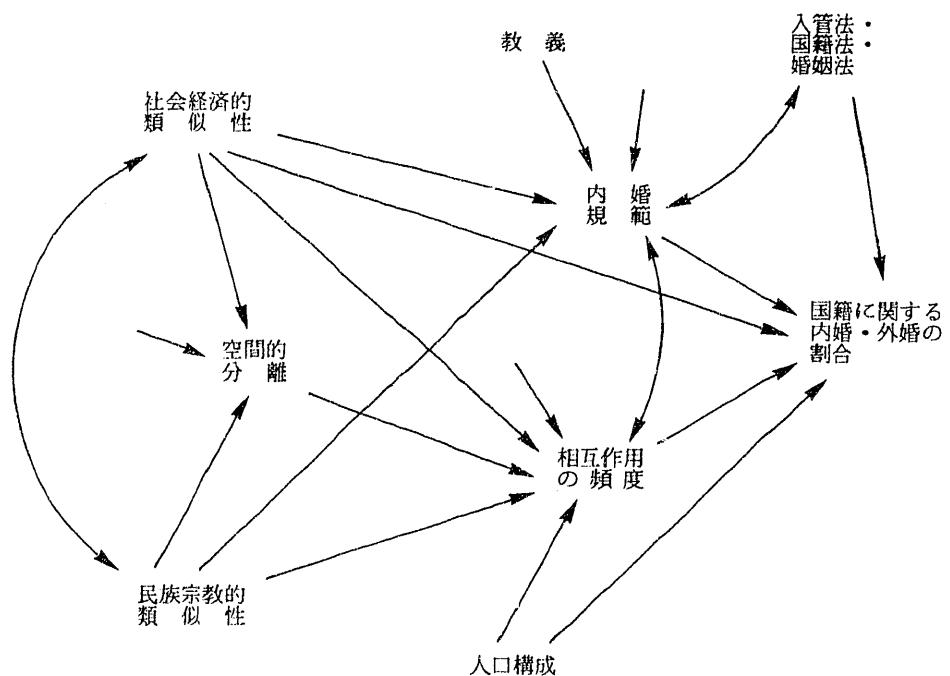
F. L. Jones, "Ethnic Intermarriage in Australia, 1950-52 to 1980-82: Models or Indices", *Population Studies*, Vol.45, No.1, 1991, pp.27-42.

12) Charles Hirschman, "Ethnic Blending in Historical Perspective", Paper presented at the Annual Meetings of the American Sociological Association, Cincinnati, August 23-27, 1991, pp.15-18.

13) Ann Baker Cottrell, "Cross-National Marriages: A Review of the Literature", *Journal of Comparative Family Studies*, Vol.21, No.1, 1990, p.152.

14) 小島、前掲(図3)論文、pp.12-14.

図2 Bumpass および Johnson に基づく国籍に関する交婚の規定要因のモデル

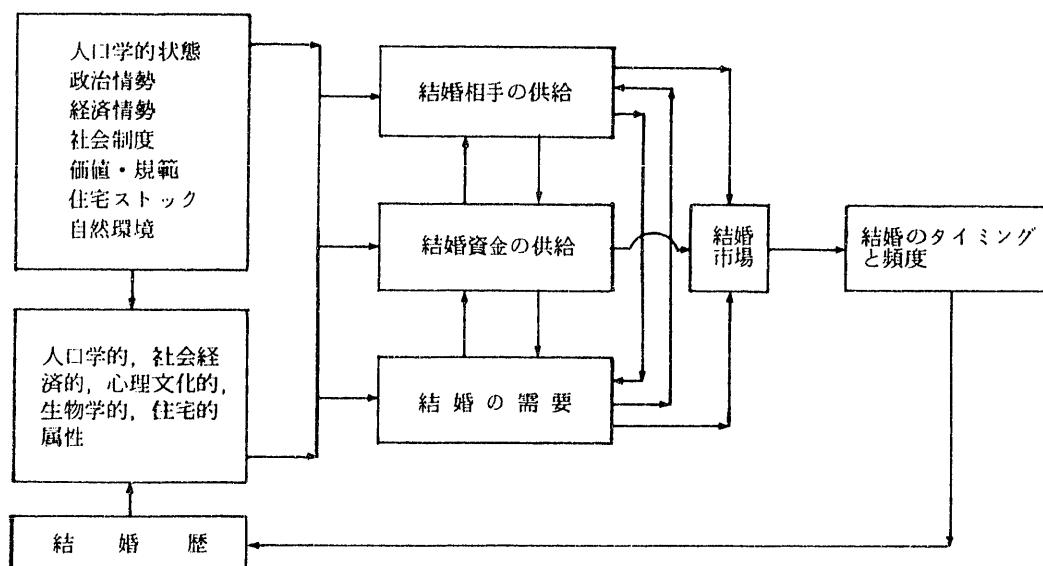


(注) 「入管法・国籍法・婚姻法」の項は筆者が付け加えた。

(出所) Robert A. Johnson, *Religious Assortative Marriage in the United States*, New York, Academic Press, 1980, p.31

Larry Bumpass, "The Trend of Interfaith Marriage in the United States", *Social Biology*, Vol.17, No.4, 1970, p.257.

図3 結婚のタイミングと頻度の規定要因に関する分析枠組



(注) 以下の拙稿で提示した初婚に関する分析枠組に「結婚歴」の項を付け加えて結婚全般に関するものとした。

(出所) 小島宏,「晩婚化の傾向／シングルズの増加—なぜ結婚をためらうのか…」,『家族社会学研究』, 第2号, 1990年, p.15.

### 3. 国際結婚

先進諸国の中でもフランス、旧西ドイツをはじめとする大陸諸国では夫妻の国籍別婚姻件数が人口動態統計から明らかになっているが、イギリス、オーストラリア、アメリカ合衆国といったアングロサクソン系の国々ではセンサスやサンプル調査といった人口静態統計からしかわからないようである。表1は前者における夫妻の国籍（国民と外国人の区分）組合せ別婚姻件数割合の推移を示したものである。全般的に1960年以降、国民同士の結婚が減り、国際結婚が増える傾向がみられる。外国人同士の結婚も増加傾向にあるが、移入停止の影響によるのか一時帰国時の結婚が受入国で登録されないことによるのか、国際結婚ほど増えていない。

表1 ヨーロッパ諸国における夫妻国籍別婚姻件数割合

(%)

年次	オーストリア	ベルギー	旧西ドイツ	フランス	アイスランド	オランダ	スウェーデン	スイス
1960年 <sup>1)</sup>	(58,508)	(65,220)	(529,901)	(319,944)	(7,294)	(108,517)	(59,963)	(41,574)
夫国妻国	90.0	91.4	95.5	93.7	93.2	95.6	90.7	71.5
夫国妻外	} 5.3	3.2	0.8	1.8	} 6.1	} 4.1	} 7.3	} 17.8
夫外妻国		3.4	3.3	3.1				
夫外妻外	4.7	2.0	0.4	1.3	0.7	0.3	2.0	10.7
1970年	(52,773)	(66,535)	(444,510)	(393,686)	(1,624)	(123,631)	(44,681)	(46,693)
夫国妻国	87.3	89.3	92.6	93.8	93.5	96.0	82.1	74.7
夫国妻外	} 6.7	3.2	2.3	1.7	} 5.3	} 3.7	} 11.0	} 15.8
夫外妻国		4.6	3.3	2.8				
夫外妻外	6.0	2.9	1.8	1.7	1.2	0.3	6.9	9.5
1980年		(73,261)	(362,408)	(334,377)				
夫国妻国		88.4	90.2	92.1				
夫国妻外		3.3	2.5	2.5				
夫外妻国		5.6	5.2	3.7				
夫外妻外		2.7	2.0	1.7				
1985年		(57,559)	(364,661)	(269,419)				
夫国妻国		87.0	90.6	89.6				
夫国妻外		4.2	2.7	3.3				
夫外妻国		5.5	4.3	4.7				
夫外妻外		3.3	2.3	2.4				

(注) 1) 旧西ドイツは1961年、アイスランドは1961～65年、オランダとスウェーデンは1965年の値。

2) ( ) 内は婚姻総数 (= 100 %)

3) 「夫国妻国」は夫妻とも国民の婚姻の割合、「夫国妻外」は夫が国民で妻が外国人の婚姻の割合、「夫外妻国」は夫が外国人で妻が国民の夫婦の婚姻の割合、「夫外妻外」は夫妻とも外国人の婚姻の割合を示す。

(出所) Wilfried Linke, "Demographic Characteristics and the Marriage and Fertility Patterns of Migrant Populations: An Assessment of Their Role in the Future Demographic Development of Countries of Origin and Destination". *Council of Europe Population Studies*, No. 1, 1976, p. 45.

Wijewickrema, 前掲(注12)論文, Table 1.

Thomas T. Kane and Elizabeth Hervey Stephen, "Patterns of Intermarriage of Guest-worker Populations in the Federal Republic of Germany", *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, Vol. 14, No. 2, 1988, p. 191.

Francisco Munoz-Perez et Michèle Tribalat, "Mariages d'étrangers et mariages mixtes en France: Evolution depuis la Première Guerre", *Population*, Vol. 39, No. 3, 1984, p. 454.

Christine Couet et Yves Court, "Situation Démographique en 1989, Mouvement de la population", *INSEE Résultats*, No. 135-136, 1991, p. 41.

Rinus Penninx, "Immigrant Populations and Demographic Development in the Member States of the Council of Europe, Part II", *Council of Europe Population Studies*, No. 13, 1984, p. 47.

フランスについては1989年の数値が利用可能であるが、国民同士の婚姻が87.8%、夫が国民で妻が外国人の婚姻が3.9%、夫が外国人で妻が国民の婚姻が5.5%、外国人同士の婚姻が2.8%とさらに外国人を含む婚姻の割合が高まっている<sup>15)</sup>。また、1960年代以降における国際結婚の相手の出身国の分布をみると、入移民の出身国の分布の変化をやや遅れて反映し、南欧諸国からマグレブ諸国へのシフトがみられる<sup>16)</sup>。ただし、1985年の「職業訓練熟練調査」の結果によって、フランス国内で結婚した外国人男女（入移民とフランス国籍取得者を含む）の内婚割合を結婚コード別にみると、1934～39年から1945～49年ないし1950～54年にかけて低下し、その後上昇しており、他の国々でもみられるこのようなU字型の変化が特に男子で顕著である<sup>17)</sup>。

最近のフランスにおける国際結婚の増加、特にマグレブ人との婚姻の増加は図1で示されたように文化的、構造的同化の結果であるとする説もあるが<sup>18)</sup>、その一部がフランス国籍をもつマグレブ人入移民二世とマグレブ人の婚姻の増加によるとすれば図2に示されたように人口構成の影響によるとした方が良いかもしれない。

他方、旧西ドイツの場合、入移民二世は国内で生まれても簡単に国籍を取得できなかったので、最近におけるトルコ人との国際結婚の増加は部分的に同化の結果であるかもしれない。しかし、Kane and Stephenによれば、1981年頃にトルコ人未婚男子のドイツ人との結婚確率が高まったがトルコ人未婚女子のドイツ人との結婚確率が高まらなかったのは、トルコ人未婚者の中で男子が女子より5割強多かったことによるということなので<sup>19)</sup>、図2に示されたように人口構成の影響が小さくないのかもしれない。また、1980年代前半にトルコ人男子とドイツ人女子のカップルの離婚が異常に増加したことから1981年頃に偽装結婚がかなりあったのではないかとする説もあるので<sup>20)</sup>、図2に示されたように入管法・国籍法・婚姻法の影響もあるようである。

イギリスについては「全国世帯調査」、「労働力調査」、「全国住宅調査」といったサンプル調査から調査時点における夫妻の民族ないし出生地の組合せ別に夫婦数が集計されている<sup>21)</sup>。出生地別の集計

15) Couet et Court, 前掲（表1）資料, p.41.

16) Munoz-Perez et Tribalat, 前掲（表1）論文, p.459.

17) Tribalat, 前掲（注3）書, pp.115-116.

ただし、フランス国外で結婚した外国人男女も含めた場合の内婚割合をみると逆U字型の変化がみられる。

同様の変化は旧西ドイツにおいてもみられるが、これについては同じ出身国からの入移民人口の規模と同化によって説明されている。

Kane and Stephen, 前掲（表1）論文, p.196.

18) Commissariat Général du Plan, France, *Immigrations : Le devoir d'insertion. Analyses et annexes*, Paris, La Documentation Française, 1988, p.112.

19) Kane and Stephen, 前掲（表1）論文, pp.194-197.

20) Michèle Tribalat, "Divorce des couples mixtes en RFA", *Population*, Vol.42, No.1, 1987, p.165.

ただし、アメリカにおいて女子の離婚・別居を促進する出身国の属性と女子の移入のうちで結婚によるものの割合が高い出身国の属性が類似していることから、入移民に移入許可の便宜をもたらすような結婚は偽装結婚でないにしても解消されやすいと言われている。

Jesso and Rosenzweig, 前掲（注5）書, pp.178-183.

21) 例えば、以下の研究がある。

Peter R. Jones, "Ethnic Intermarriage in Britain", *Ethnic and Racial Studies*, Vol.5, No.2, 1982, pp.223-228.

David Coleman, "Ethnic Intermarriage in Great Britain", *Population Trends*, No.40, 1985, pp.4-10.

Gary A. Crester, "Intermarriage Between 'White' Britons and Immigrants from the New Commonwealth and Pakistan", *Journal of Comparative Family Studies*, Vol.21, No.1, 1990, pp.227-237.

がなされている1979年の「労働力調査」の結果によれば、57,562組の夫婦のうちでイギリス生まれの者同士の組合せが97.6%，イギリス以外の地域で生まれた者同士の組合せが1.6%，イギリス生まれの夫と他地域生まれの妻の組合せが0.2%，イギリス生まれの妻と他地域生まれの夫の組合せが0.4%を占めた<sup>22)</sup>。

オーストラリアについては1986年センサスに基づく夫妻の出生国別組合せの分布から入移民男女の内婚割合が集計されている。1981～83年結婚コーホートではベトナム生まれでもっとも高く（男子90%，女子81%），トルコ，レバノン，ユーゴスラビア，ポーランド，ギリシア生まれがそれに次ぐ。逆にオランダ生まれでもっとも低く（男子8%，女子12%），ドイツ，インド，エジプト，マレーシア生まれがそれに次ぎ，イギリス，ニュージーランド，南アフリカ共和国，アメリカ合衆国といった英語圏で生まれた者で低い。また，ヨーロッパと中東諸国で生まれた者については男子よりも女子で内婚割合が高いが，中国を除くアジアで生まれた者については逆の傾向がみられる。出生国別にみた内婚割合と10年以上滞在者割合の間には弱い正相関がみられるが例外も多い<sup>23)</sup>。これは前述のU字型の関係によるものであろう。

アメリカ合衆国についてはJesso and RosenzweigによるセンサスのPublic Use Microdata Samplesの再集計から25～44歳の外国生まれ有配偶男女における配偶者の属性がわかるが，男子において外国生まれの妻をもつ者の割合が1900年に79.0%，1960年に46.6%，1970年に52.8%，1980年に62.2%，女子において外国生まれの夫をもつ者の割合が各年次に68.7%，49.9%，64.2%，70.1%と推移し，前述のU字型の変化を示している<sup>24)</sup>。彼らは，配偶者の属性が入国時の配偶関係によって左右されるため，表2に示したようにそれをコントロールした集計結果も示しているが，いずれの指標でみても入国後に結婚した者の方が入国前に結婚した者より内婚割合が低いにもかかわらず，やはりU字型の変化がみられる。また，市民の割合と帰化市民の割合の差はアメリカ生まれの市民の（配偶者の）割合ということになるが，この割合は男子より女子ではるかに高い。これは彼らが別のところで述べているように男子のアメリカ軍人が海外の駐留先で結婚相手をみつけることが多いためである。

表2 アメリカ合衆国における25～64歳の外国生まれ有配偶者の配偶者の属性別割合

(%)

配偶者の属性	1900年センサス		1970年センサス		1980年センサス	
	入国前結婚	入国後結婚	入国前結婚	入国後結婚	入国前結婚	入国後結婚
外国生まれ女子の夫						
外国生まれの割合	88.9	75.5	68.7	43.9	77.3	60.6
同じ出身国の割合	82.3	66.2	56.2	32.7	67.3	45.1
帰化市民の割合	56.7	60.4	32.3	23.7	27.7	24.0
市民の割合	68.7	86.4	62.8	78.6	50.1	62.6
外国生まれ男子の妻						
外国生まれの割合	96.3	62.5	89.3	49.7	91.0	67.2
同じ出身国の割合	91.9	54.5	70.3	37.6	80.6	53.9
帰化市民の割合	0.0	0.0	33.7	25.7	25.6	22.0
市民の割合	3.7	37.5	43.1	75.0	34.0	51.7

(出所) Jesso and Rosenzweig, 前掲(注5)書, p. 175

22) Jones, 前掲(注21)論文, pp.224-225.

23) Christabel M. Young, "Changes in the Demographic Behaviour of Migrants in Australia and the Transition Between Generations", *Population Studies*, Vol.45, No.1, 1991, pp.67-89.

24) Jesso and Rosenzweig, 前掲(注5)書, p.174.

る<sup>25)</sup>。彼らは入国後に結婚した女子が同じ出身国の相手と結婚する確率について多変量解析を行って次のような結果を得ている<sup>26)</sup>。いずれのセンサス年次でも結婚年齢とアメリカにおける同じ出身国の人口の性比が正の効果をもち、結婚前のアメリカ滞在年数が負の効果をもつ。また、1980年センサスについてはアメリカ人口に占める同じ出身国の人口の割合が正の効果をもち、1970年と1900年のセンサスについては出身国の公用語が英語であることが負の効果をもつ。従って、図2に示されたように人口構成と二種類の類似性が大きな影響を及ぼしていることになる。

#### 4. 国際移動者の結婚力

フランスについては1982年センサスと同時実施された「家族調査」から結婚の頻度とタイミングについて比較的詳しい情報が得られる。表3はこの結果に基づく国籍別女子の生涯未婚率（45歳の未婚者割合）と平均結婚年齢を示したものである。生涯未婚率はフランス国籍の女子のうちで国籍を生まれつきもっている者よりもあとで取得した者の方が低いが、これは取得者に結婚を通じて取得した者や外国籍の夫とともに（ないし呼び寄せられて）入国したあとで帰化した者が含まれるためであろう。また、外国籍の女子は全体としてフランス国籍の女子より生涯未婚率がやや高く、特にヨーロッパ国籍の女子で比較的高い。スペイン国籍の女子で比較的高いのはフランスにおけるスペイン人の性比が低いことによるが、これは伝統的にスペインがフランスに女中を送り続けたことによると言わ

れる<sup>27)</sup>女中というのは図3の枠組みに従えば、職場の性格から結婚相手の供給も少なく、低賃金から結婚資金の供給も少なく、結婚すれば失業することが多いため結婚に対する需要も少ないため未婚残存率が高いのである。また、外国籍女子で生涯未婚率が比較的低いのは、これらの女子の多くが呼び寄せられた配偶者としてフランスに来たためだと言われる<sup>28)</sup>。

表3は平均結婚年齢も示すが、外国籍の女子の場合は入国前に結婚したか入国後に結婚したかによって結婚年齢が異なるはずなので、別個にも集計されている。フランス国外で結婚した者の割合はフランス国籍の女子のうちで生まれつきもっている者

表3 1982年フランスにおける国籍別女子の生涯未婚率と平均結婚年齢

国籍	45歳の未婚者割合(%)	結婚年齢(歳)		
		総数	国内結婚	国外結婚
総 数	7.3	22.1	22.1	22.0
フ ラ ン ス 生 得 取 得	7.3 7.5 4.1	22.1 22.1 22.7	22.1 22.1 22.6	23.3 23.5 23.1
外 国	8.0	21.9	22.4	21.7
イ タ リ ア	5.4	21.9	22.2	21.2
ス ペ イ ン	11.0	23.3	22.8	23.8
ポルトガル	7.2	21.8	21.4	22.1
他のEC諸国	14.1	—	—	—
アルジェリア	2.3	22.6	22.1	22.9
モ ロ ッ コ	3.7	20.0	21.1	19.8
チ ュ ニ ジ ア	7.7	21.4	23.7	21.2
ト ル コ	3.1	—	—	—
そ の 他	12.7	—	—	—

(注) 平均初婚年齢は14~34歳女子によって1975~79年に行われたものについて、行われた場所別に計算された。

(出所) Bruno Lutinier, "La nuptialité des femmes", INSEE Résultats, No.1, 1989, p.40.

Guy Desplanques, "Nuptialité et fécondité des étrangères", Economie et Statistique, No.179, 1985, p.35.

25) Jesso and Rosenzweig, 前掲(注5)書, p.187.

26) Jesso and Rosenzweig, 前掲(注5)書, p.176.

27) Desplanques, 前掲(表3)論文, p.32.

28) Commissariat Général du Plan, 前掲(注18)書, p.113, Lutinier, 前掲(表3)資料, p.40.

で0.7%，あとから取得した者で12.8%と低いが，外国籍の女子では平均して47%で，ヨーロッパ国籍で3～5割，アルジェリア国籍で5割，モロッコとチュニジア国籍で8割以上である<sup>29)</sup>。外国籍の女子全体としての国内結婚の場合の方が国外結婚の場合より平均結婚年齢が高いが，このような傾向を示すのはイタリア，モロッコ，チュニジア国籍の女子だけである。また，この表には示されていないが，マグレブ国籍の女子の平均結婚年齢が上昇する傾向があり，1975～79年と1980～82年の結婚コードではアルジリア国籍の女子の方がフランス国籍の女子より高くなっている<sup>30)</sup>。彼女たちのうちで特にフランス生まれの者の間では，フランス人女子の場合と同様，結婚に関する新しいモデルが広がりつつあるとも言われるが<sup>31)</sup>，イスラム教徒男子との結婚が困難であることの徵候であるとも言われる<sup>32)</sup>。

オランダについてはSchoorlが1976～83年の各年における15～29歳のトルコ人とモロッコ人の女子の既婚者割合を推計しているが，いずれにおいても既婚者割合の低下がみられる。彼によれば，これは部分的には同化と近代化によるが，部分的にはみかけ上のものである。第一に，かつては入移民女子の多数が呼び寄せられた有配偶女子だったが，現在は主として入移民二世の女子が15～29歳に達しつつあることによる。第二に，入移民二世が結婚相手を出身国から呼び寄せる許可をとるために経済的に自立して配偶者を扶養する能力があることを証明しなければならないが，若年層における低賃金と高失業率からこの要件を満たせず，たとえ婚約していても結婚が延期されることによる<sup>33)</sup>。

オーストラリアについては1981年センサスの結果から出身国別の未婚者割合がわかる。生涯未婚率（45～49歳の未婚者割合）はオーストラリア生まれの男子では9.4%，女子で4.8%であり，外国生まれの者でも男子が女子の倍程度になる傾向があるが，これは1950年代に結婚市場で男子が過剰だつたためだと言われる。男子で生涯未婚率が10%以上なのはスカンジナビア，スペイン，ポルトガル，チェコスロバキア，ハンガリー，カナダで生まれた者で，女子で生涯未婚率が6%以上なのはアイルランド，マレーシア，フィリピン，シンガポール，ベトナム，パプアニューギニアで生まれた者である。男女の生涯未婚率の相関は比較的高いが，スカンジナビア，スペイン，チェコスロバキア，ハンガリー生まれの者では男子が女子の5倍以上となっているし，マレーシア，フィリピン，チリ生まれの者では男子が女子の半分以下となっており，これらの国々で生まれた入移民の人口における性比の不均衡が大きな要因だと言われている。また，生涯未婚率が男女とも高かったり，低かったりするのは結婚ないし交際に関する文化的伝統によると言われる。さらに，移入者の種類も生涯未婚率に影響を与えていると言われる<sup>34)</sup>。

次に結婚のタイミングを明らかにするため，20～24歳における既婚者割合をみると，オーストラリア生まれの男子で22.0%，女子で44.2%であるが，外国生まれの者でも男子が女子の半分程度になる傾向がある。男子の既婚者割合が30%以上なのはオランダ，マルタ，ポルトガル，キプロス，レバノン，トルコで生まれた者で，女子の既婚者割合が65%以上なのはマルタ，ポルトガル，ユーゴスラビア，キプロス，レバノン，トルコ，フィリピンで生まれた者である。20～24歳における男女の既婚者割合も比較的相関が高く，それらはその前後の年齢階級における既婚者割合との相関も比較的高い。ユーゴスラビア，トルコ，レバノンで生まれた者に早婚が多いのは見合結婚の制度があったり，親からの結婚への圧力が強かったりするためだと言われる。また，南欧生まれの者で早婚が多いのは移入

29) Desplanques, 前掲(表3)論文, p.35.

30) Desplanques, 前掲(表3)論文, pp.32-34.

31) Commissariat Général du Plan, 前掲(注18)書, p.114.

32) Tribalat, 前掲(注3)書, p.141, 155.

33) Schoorl, 前掲(注2)論文, pp.27-29.

34) Gordon Carmichael, *With This Ring: First Marriage Patterns, Trends, and Prospects in Australia*, Canberra, Australian National University, 1988, pp.182-186.

の形態、性比の不均衡、文化的伝統、教育水準の低さにより、ギリシア生まれの者の場合はこのほかに持参金の制度によると言われる。さらに、アジア生まれの者で晩婚が多いのは移入者の種類（学生や一時滞在者）によると言われる<sup>35)</sup>。結局、図3に示されたように結婚相手の供給、結婚資金の供給、結婚に対する需要のいずれもがオーストラリアの入移民の結婚の頻度とタイミングに影響を与えていく。なお、以上で述べた出生地域別の傾向は1982年の「オーストラリア家族形成プロジェクト調査」の結果によっても確認されている<sup>36)</sup>。

## 5. おわりに

先進諸国における国際結婚と国際移動者（入移民）の結婚力の測定についてはいくつかの問題がある。これは主として入移民の結婚が必ずしも受入国で生じるわけではなく出身国で生じる場合が少なくないからである。移入時に有配偶の入移民はほとんどが出身国で結婚しているであろうし、移入時に未婚の入移民も出身国へ一時帰国して結婚することがあるためである。受入国における人口静態統計に基づく国際結婚のデータは調査時点まで残存したすべての結婚に関するものであるため、人口動態統計に基づくものより問題が多いと言われる。例えば、出身国で結婚した入移民同士の夫婦を含むため、国際結婚の相対頻度が過小に示される傾向があると言われる<sup>37)</sup>。また、人口動態統計に基づくデータにしても結婚する可能性のある人口ないし結婚相手となる可能性のある人口という観点からみて問題があると言われる。例えば、出身国へ一時帰国して結婚した入移民の結婚は受入国で登録されない場合が多いため、入移民の結婚頻度が過小に示される傾向があるし、入移民にとっての結婚市場が受入国のものに限定されずに出身国のもも含むことがあるため、国際結婚の相対頻度を同化の指標としてそのまま利用できないと言われる<sup>38)</sup>。

結局、国際移動者の結婚についてより正確な指標を得てより厳密な分析を行うためには、Tribalatが述べる通り、受入国と出身国の両方で同時にサンプル調査を実施して出生コード別に結婚歴と移動歴と両者の関係について詳しい情報を得るほかないが<sup>39)</sup>、容易なことではない。

最後に、本研究の結果、私見として得られた政策的意味を述べることにする。第一に、国際移動者の結婚に関するより詳細な分析を行うため、国勢調査、人口動態統計調査をはじめとする人口関係の指定統計調査で国籍とともに出生地（国）に関する質問ができるだけ加えることが望ましい。前述の通り問題があるにしてもまず統計の整備を進める必要があろう。

35) Carmichael, 前掲（注34）書, pp.83-92.

36) Siew-Ean Khoo, "Family Formation and Ethnicity: A Report Using Australian Family Formation Project Data Prepared for the Institute of Family Studies", *Institute of Family Studies Working Paper*, No.9, 1985, pp.36-37.

なお、Carlsonは同調査のデータによって国際人口移動の結婚年齢に対する影響を明らかにするための重回帰分析を行ったが、Santowが指摘するような方法論上の問題がいくつかあるため、ここでは分析結果を紹介しない。

Elwood D. Carlson, "The Impact of International Migration upon the Timing of Marriage and Childbearing", *Demography*, Vol.22, No.1, 1985, pp.61-72.

Gigi Santow, "A Comment on Elwood Carlson's 'The Impact of International Migration upon the Timing of Marriage and Childbearing'", *Demography*, Vol.23, No.3, 1986, pp.467-468.

37) Sean-Shong Hwang and Rogelio Saenz, "The Problem Posed by Immigrants Married Abroad on Intermarriage Research: The Case of Asian Americans", *International Migration Review*, Vol.24, No.3, 1990, pp.564-565.

38) Wijewickrema, 前掲（注12）論文, p.3.

Hwang and Saenz, 前掲（注37）論文, p.565.

39) Michèle Tribalat, "Problèmes liés à l'étude de la nuptialité des migrants", *Population*, Vol. 43, No.2, 1988, pp.388-389.

第二、国際移動者の結婚それ自体に政府が直接関与することは望ましくないにしても、その結果として家庭生活に困難が生じるとすればそれに対して政府が援助することが望ましい。Jesso and Rosenzweigは結婚による移入の比重が増大しつつあるアメリカの移入政策は労働市場と同様に結婚市場にも注意を払う必要があると述べているし、入移民ビザを制限する一方で配偶者としてのビザを制限しない政策は便宜的な結婚を促進して結婚制度それ自体を脅かしていると注記している<sup>40)</sup>。すべての結婚が多かれ少なかれ便宜的な面をもっているにしても、今後わが国で入移民の制限が続けば（偽装結婚でない）このような便宜的な国際結婚が増える可能性があるし、すでに国内に住む国際結婚の家庭や（日系人を含む）入移民の家庭の日本社会への適応を援助するための施策が系統的になされていないので、厚生省内にこれらの家庭における健康と福祉を増進することを目的とする部局を設けることが望ましいのではないか。

---

40) Jesso and Rosenzweig, 前掲（注5）書, p.185, 182-183.

# 世帯構成と世帯構造の変化

—島根県農村の比較分析—

池ノ上正子・清水 浩昭

## 1. はじめに

武井正臣教授によれば、「日本の庶民の家族類型には東北日本型（『家』的）と西南日本型（非『家』的）という二大類型があるということになるであろう。また両類型とも、近代以前に形成されていたもので、そういう意味では伝来的あるいは固有の家族類型といってよい。この二つの固有の家族類型は、ともに、明治以後、近代化の波に洗われて、漸次その固有性を失い、資本制社会に適応するための新しい家族形態に自らを変容させてきた。したがって、現在の家族形態は、西南型においても東北型においても、それぞれの典型に近いものから、全く新しい型に変わったものに至るまで、無数の変化型において存在しているのである。しかしこの変化型は、固有の家族類型とこれに加えられた新しい条件の作用力の相関関係において成立したものであるから、それぞれの原型である西南型あるいは東北型家族類型の考察をぬきにしては、その正当な認識をえることはできない<sup>1)</sup>」という。

このような武井教授の指摘を念頭において、小稿では、島根県斐川町（出雲地方）と温泉津町（石見地方）における世帯構成と世帯構造およびその変動過程の比較分析を試みたい。

## 2. 世帯構造の分析視角

世帯構成と世帯構造およびその変動過程をいかなる視角から分析するかについては、今まで様々な議論が展開されてきた。しかし、最近の研究動向をみると、家族観ないし家族規範を指標にした分析が潮流になりつつあるようと思われる。その代表的な研究者として光吉利之教授を挙げることができよう。

そこで、小稿では、光吉教授が提示した規範的要素と状況的要素を指標にして世帯構成と世帯構造およびその変動過程を分析することにした<sup>2)</sup>。

なお、わが国の家族研究史との関連で光吉教授が提示した類型論<sup>3)</sup>を整理するとつきのようになる。

- (1)西南日本型 I（夫婦家族制規範の規定力が強く、状況的要素もそれにそくして構造化されているタイプ）
- (2)西南日本型 II（夫婦家族制規範の規定力が強いが、状況的要素がそれに対応しえない条件をそなえているタイプ）
- (3)東北日本型 II（イエ規範の規定力は維持されているが、状況的要素がそれに対応しえない条件をそなえているタイプ）
- (4)東北日本型 I（イエ規範の規定性が強く、状況的要素もそれにそくして構造化されているタイプ）

1) 武井正臣、「西南日本型家族における相続と扶養」、潮見俊隆、渡辺洋三編、『法社会学の現代的課題』、東京大学出版会、1971年、p.226.

2) 光吉利之、「家族の変化」、光吉利之ほか、『家族社会学入門』、有斐閣、1979年、p.39.

3) 光吉利之、「家族の変化」、pp.41-42.

このような類型論を念頭において島根県農村に内在する世帯構造とその変化の様相を地域差に焦点をあてて明らかにしたい。

### 3. 世帯構成と世帯構造

ここで用いる資料は、厚生省人口問題研究所が昭和62年に実施した「世帯形成の地域差に関する人口学的調査<sup>4)</sup>」結果のうち、島根県斐川町と温泉津町に関するものである。

#### (1)斐川町と温泉津町の概要

昭和60年時点（「国勢調査」）における島根県の人口と世帯の動向を市町村別に検討し、島根県内における斐川町と温泉津町の位置づけを試みることにしよう。

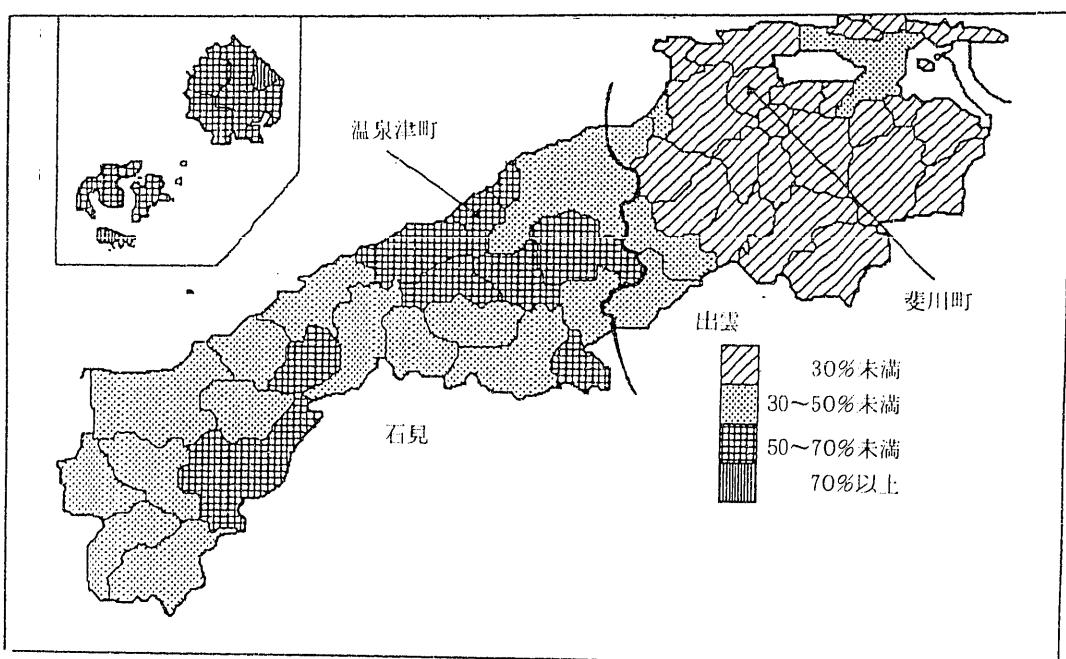
まず、人口規模をみると、市部では「10万～20万未満」が1.7%，「5万～10万未満」が5.1%，「3万～5万未満」が5.1%，「3万未満」が1.7%，町村部では「2万～3万未満」が1.7%，「1万～2万未満」が10.2%，「5千～1万未満」が37.3%，「5千未満」が37.3%となっている。

つぎに、老人人口比率（県の平均値は15.3%）をみると、「7～10%未満」が3.4%，「10～13%未満」が11.9%，「13～16%未満」が27.1%，「16～19%未満」が23.7%，「19～22%未満」が23.7%，「22%以上」が10.2%となっている。

さらに、老人核家族的世帯率（県の平均値は17.4%）をみると、「30%未満」が40.7%，「30～50%未満」が32.2%，「50～70%未満」が23.7%，「70%以上」が3.4%となっている。

このような島根県の全体状況をふまえて二町の位置づけを行うと、斐川町は、人口24,592人、老人人口比率14.1%，老人核家族的世帯率12.1%であるのに対して、温泉津町は、人口5,283人、老人人口比率26.3%，老人核家族的世帯率65.6%となっている。ということは、斐川町は、老人人口比率、老人核家族的世帯率ともに県の平均値を下回っている地域であるのに対して、温泉津町は、老人人口比率、老人核家族的世帯率ともに県の平均値を上回っている地域ということになる。

図1 島根県における老人核家族的世帯率の地域差（昭和60年）



4) 調査結果については、厚生省人口問題研究所（清水浩昭、伊藤達也、渡邊吉利、池ノ上正子担当）、『昭和62年度 世帯形成の地域差に関する人口学的調査』、厚生省人口問題研究所、1989年を参照されたい。

このような斐川町と温泉津町にみられる老人人口比率と老人核家族的世帯率の差異は、出雲地方（老人人口比率、老人核家族的世帯率ともに県の平均値を下回っている）と石見地方（老人人口比率、老人核家族的世帯率ともに県の平均値を上回っている）との基本的な違いを反映しているということもできよう（図1参照）。

このような差異を念頭において二つの町における世帯構成と世帯構造およびその変動過程を「世帯形成の地域差に関する人口学的調査」結果を用いて明らかにしたい。

## (2)世帯構成と世帯構造

ここでいう世帯構成とは、現実に存在している個々の世帯を特定の時点で構成の上から分類したものであり、世帯構造とは、ある社会ないしある世帯がどのような世帯を形成することを望ましいとしているかという規範ないし価値観のことである。

世帯構成は、核家族世帯、その他の親族世帯、非親族世帯、単独世帯とに分類されており、世帯（家族）構造は、夫婦家族制（どの子の生殖家族とも同居しないのを原則とする家族。したがって、結婚によって成立し、夫婦の一方ないし双方の死亡で消滅にする、夫婦一代限りの家族）と直系家族制（一人の子の生殖家族とだけ同居するのを原則とする家族。その子は継嗣である。継嗣は男子、しかも長男と決められていることが多い。継嗣の生殖家族との同居を世代的にくり返すことにより、直系的に維持されていく家族）、複合家族制（二人以上の子の生殖家族と同居するのを原則とする家族。したがって多人数の家族となるが、親が死亡すれば、子の生殖家族ごとに分裂することが認められている家族）とに類型化されている<sup>5)</sup>。

このような世帯構成および世帯構造概念に基づいて、二つの町の状況をみることにしよう。

まず、世帯構成の推移をみると、斐川町の場合、昭和30年時点では、「その他の親族世帯」が「核家族世帯」を4.7ポイント上回っていたが、約30年後の昭和62年に至ると、その格差は16.8ポイント

表1 世帯構成の推移（島根県斐川町）

年 次 総 数	核 家 族 世 帯					単独世帯	その他の 親族世帯	核家族的 世帯(再掲)	平均世帯 人員
	小 計	夫婦のみ	夫婦と子	男親と子	女親と子				
昭和30年 151 (100.0)	68 ( 45.0)	5 ( 3.3)	47 ( 31.1)	6 ( 4.0)	10 ( 6.6)	8 ( 5.3)	75 ( 49.7)	76 ( 50.3)	4.92
35 158 (100.0)	65 ( 41.1)	4 ( 2.5)	52 ( 32.9)	4 ( 2.5)	5 ( 3.2)	4 ( 2.5)	89 ( 56.3)	69 ( 43.7)	5.07
40 181 (100.0)	75 ( 41.4)	3 ( 1.7)	64 ( 35.4)	3 ( 1.7)	5 ( 2.8)	5 ( 2.8)	101 ( 55.8)	80 ( 44.2)	4.88
45 193 (100.0)	87 ( 45.1)	9 ( 4.7)	69 ( 35.8)	2 ( 1.0)	7 ( 3.6)	6 ( 3.1)	100 ( 51.8)	93 ( 48.2)	4.62
50 198 (100.0)	82 ( 41.4)	11 ( 5.6)	63 ( 31.8)	2 ( 1.0)	6 ( 3.0)	4 ( 2.0)	112 ( 56.6)	86 ( 43.4)	4.62
55 209 (100.0)	79 ( 37.8)	9 ( 4.3)	61 ( 29.2)	3 ( 1.4)	6 ( 2.9)	5 ( 2.4)	125 ( 59.8)	84 ( 40.2)	4.57
60 222 (100.0)	84 ( 37.8)	17 ( 7.7)	63 ( 28.4)	2 ( 0.9)	2 ( 0.9)	10 ( 4.5)	128 ( 57.7)	94 ( 42.3)	4.41
62 227 (100.0)	90 ( 39.6)	18 ( 7.9)	68 ( 30.0)	3 ( 1.3)	1 ( 0.4)	9 ( 4.0)	128 ( 56.4)	99 ( 43.6)	4.26

（注）核家族的世帯＝核家族世帯+単独世帯。

表2 世帯構成の推移（島根県温泉津町）

年 次 総 数	核 家 族 世 帯					単独世帯	その他の 親族世帯	核家族的 世帯(再掲)	平均世帯 人員
	小 計	夫婦のみ	夫婦と子	男親と子	女親と子				
昭和30年 151 (100.0)	81 ( 53.6)	10 ( 6.6)	55 ( 36.4)	5 ( 3.3)	11 ( 7.3)	17 ( 11.3)	53 ( 35.1)	98 ( 64.9)	3.89
35 158 (100.0)	86 ( 54.4)	8 ( 5.1)	66 ( 41.8)	1 ( 0.6)	11 ( 7.0)	12 ( 7.6)	60 ( 38.0)	98 ( 62.0)	4.10
40 163 (100.0)	87 ( 53.4)	14 ( 8.6)	64 ( 39.3)	2 ( 1.2)	7 ( 4.3)	15 ( 9.2)	61 ( 37.4)	102 ( 62.6)	3.93
45 177 (100.0)	102 ( 57.6)	33 ( 18.6)	61 ( 34.5)	2 ( 1.1)	6 ( 3.4)	16 ( 9.0)	59 ( 33.3)	118 ( 66.7)	3.55
50 186 (100.0)	111 ( 59.7)	40 ( 21.5)	59 ( 31.7)	3 ( 1.6)	9 ( 4.8)	21 ( 11.3)	54 ( 29.0)	132 ( 71.0)	3.34
55 199 (100.0)	114 ( 57.3)	50 ( 25.1)	53 ( 26.6)	2 ( 1.0)	9 ( 4.5)	29 ( 14.6)	56 ( 28.1)	143 ( 71.9)	3.54
60 212 (100.0)	107 ( 50.5)	51 ( 24.1)	47 ( 22.2)	1 ( 0.5)	8 ( 3.8)	43 ( 20.3)	62 ( 29.2)	150 ( 70.8)	2.87
62 218 (100.0)	111 ( 50.9)	58 ( 26.6)	43 ( 19.7)	1 ( 0.5)	9 ( 4.1)	47 ( 21.6)	60 ( 27.5)	158 ( 72.5)	2.80

（注）核家族的世帯＝核家族世帯+単独世帯。

5) 森岡清美、「家族の類型と分類」、森岡清美編、『家族社会学〔新版〕』、有斐閣、1983年、p.12.

差にまで拡がってきており、ところが、温泉津町は、昭和30年時点でも「核家族世帯」が「その他の親族世帯」を上回っており、この傾向は今日まで存続していると同時に、「単独世帯」も増加傾向にある（表1および表2参照）。

つぎに、世帯構造を昭和30～34年時点における65歳以上の世帯帰属率でみると、「核家族的世帯」で生活しているものは斐川町が8.6%、温泉津町が13.6%であった。ところが、これを昭和60～62年時点でみると、斐川町が15.4%、温泉津町が62.9%となっている（表3参照）。

この結果をみると、斐川町は、この約30年間に東北日本型IIから東北日本型Iへと変化しているのに対して、温泉津町は、東北日本型IIから西南日本型Iへと変化してきているといえよう。

表3 年齢別世帯構成別世帯人員（昭和60～62年）

地 域	年 齢	総 数	核 家 族 世 帯					単独世帯	その他の 親族世帯	核家族的 世帯(再掲)
			小 計	夫婦のみ	夫婦と子	男親と子	女親と子			
島根県 斐川町	総 数	969 (100.0)	279 ( 28.8)	35 ( 3.6)	237 ( 24.5)	4 ( 0.4)	3 ( 0.3)	9 ( 0.9)	682 ( 70.4)	288 ( 29.7)
	15歳未満	187 (100.0)	49 ( 26.2)	—	49 ( 26.2)	—	—	—	138 ( 73.8)	49 ( 26.2)
	15～64歳	620 (100.0)	210 ( 33.9)	26 ( 4.2)	179 ( 28.9)	2 ( 0.3)	3 ( 0.5)	4 ( 0.7)	407 ( 65.7)	214 ( 34.5)
	65歳以上	162 (100.0)	20 ( 12.4)	9 ( 5.6)	9 ( 5.6)	2 ( 1.2)	—	5 ( 3.1)	137 ( 84.6)	25 ( 15.4)
島根県 温泉津町	総 数	608 (100.0)	302 ( 49.7)	108 ( 17.8)	170 ( 28.0)	3 ( 0.5)	22 ( 3.6)	42 ( 6.9)	265 ( 43.6)	344 ( 56.6)
	15歳未満	92 (100.0)	36 ( 39.1)	—	34 ( 37.0)	—	3 ( 3.3)	—	56 ( 60.9)	36 ( 39.1)
	15～64歳	365 (100.0)	199 ( 54.5)	58 ( 15.9)	124 ( 34.0)	3 ( 0.8)	14 ( 3.8)	14 ( 3.8)	153 ( 41.9)	213 ( 58.4)
	65歳以上	151 (100.0)	67 ( 44.4)	50 ( 33.1)	12 ( 8.0)	—	5 ( 3.3)	28 ( 18.5)	56 ( 37.1)	95 ( 62.9)

(注) 核家族的世帯 = 核家族世帯 + 単独世帯。

実数は期間平均値（ただし、小数点以下の数値は四捨五入）。

年齢不詳は除いた。

#### 4. 世帯構成と世帯構造の変化

つぎに、このような世帯構成と世帯構造の変化に寄与した人口学的条件との関連をみてみよう。

ここでは、「国勢調査」で表章されている世帯の家族類型に基づいて世帯構成の変化をパターン化してみた。この点について若干の説明を加えると、例えば、昭和30年時点では、「夫婦と子供からなる世帯」であったが、35年には「その他の親族世帯」になり、55年に「夫婦と子供からなる世帯」になったとする。とすれば、この変化のパターンは、「核家族世帯Uターン型」

となる。以下同様にして世帯構成が変化した時点をつなぎ合わせてパターン化したのが世帯構成の変化型ということになる。このようにしてパターン化すると、12のタイプに小分類することができる。この小分類を、さらに、昭和62年時点で「核家族世帯」であったものをI、「単独世帯」であったものをII、「その他の親族世帯」であったものをIIIにし、これを大分類とした（表4参照）。

このような世帯構成の変化のパターンに基づいて、まず、斐川町をみると、大分類ではIIIの「その他の親族世帯へ

表4 世帯構成の変化の型別世帯数（昭和30～62年）

変 化 の 型		島根県 斐川町	島根県 温泉津町
総 数		227 (100.0)	218 (100.0)
I	小 核 家 族 世 帯 不 变 型	計 90 ( 39.6)	111 ( 50.9)
	核 家 族 世 帯 U タ ー ン 型	57 ( 25.1)	65 ( 29.8)
	单 独 世 带 从 核 家 族 世 带 变 化 型	4 ( 1.8)	13 ( 6.0)
	其 他 的 亲 族 世 带 从 核 家 族 世 带 变 化 型	12 ( 5.3)	19 ( 8.7)
II	小 单 独 世 带 不 变 型	17 ( 7.5)	14 ( 6.4)
	单 独 世 带 U タ ー ン 型	9 ( 4.0)	47 ( 21.6)
	核 家 族 世 带 从 单 独 世 带 变 化 型	4 ( 1.8)	8 ( 3.7)
	其 他 的 亲 族 世 带 从 单 独 世 带 变 化 型	1 ( 0.4)	2 ( 0.9)
III	小 そ の 他 の 亲 族 世 带 不 变 型	3 ( 1.3)	21 ( 9.6)
	其 他 的 亲 族 世 带 U タ ー ン 型	1 ( 0.4)	16 ( 7.3)
	核 家 族 世 带 从 其 他 的 亲 族 世 带 变 化 型	128 ( 56.4)	60 ( 27.5)
	其 他 的 亲 族 世 带 从 其 他 的 亲 族 世 带 变 化 型	50 ( 22.0)	18 ( 8.3)

(注) I (核家族世帯への変化型)、II (単独世帯への変化型)、III (その他の親族世帯への変化型)。

の変化型」が最も多く、つぎが、「核家族世帯への変化型」、「単独世帯への変化型」となっている。これを小分類でみると、「核家族世帯不变型」が最も多く、つぎが、「核家族世帯からその他の親族世帯への変化型」、「その他の親族世帯不变型」とつづいている。つぎに、温泉津町をみると、大分類では「核家族世帯への変化型」が最も多く、つぎが、「その他の親族世帯への変化型」、「単独世帯への変化型」となっている。これを小分類でみると、「核家族世帯不变型」が最も多く、つぎが、「核家族世帯からその他の親族世帯への変化型」、「核家族世帯から単独世帯への変化型」とつづいている（表4参照）。

ここに示した世帯構成の変化型と人口変動との関連を具体的な事例で示すと、つぎのようになる。

#### 〔斐川町の事例〕

まず、「核家族世帯不变型」をみると、「出生」による影響が最も多く、つぎが、「特定要因なし」となっている。これを具体的な事例で示すと、昭和30年時点では、世帯主（50歳）とその妻（52歳）、長男（13歳）、次男（9歳）からなる「核家族世帯」（「夫婦と子供からなる世帯」）であったが、やがて、世帯主が「死亡」し、長男が「転出」してしまったため、43年には、世帯主（65歳）、次男（22歳）からなる「核家族世帯」（「女親と子供からなる世帯」）となつたが、その後、世帯主の「死亡」後に、次男の妻が「転入」することになったため「核家族世帯」（「夫婦のみの世帯」）に変化することになった。さらに、長男の「出生」によって、昭和50年には、世帯主（29歳）とその妻（29歳）およびその子（0歳）からなる「核家族世帯」（「夫婦と子供からなる世帯」）となっている。このようなタイプの家族は、主として「高度経済成長」期以降に創設・来住した若い世代にみられるものである。

つぎに、「その他の親族世帯不变型」をみると、「出生・死亡および転出」による影響が最も多くなっている。これを具体的な事例で示すと、昭和30年時点では、世帯主（49歳）とその妻（48歳）、長男（17歳）、次男（8歳）および父（68歳）、母（70歳）からなる「三世代のその他の親族世帯」であったが、やがて、次男が「転出」し、長男の妻が「転入（婚姻）」し、孫の「出生」、母の「死亡」という変化が生じ、世帯主も交代したため、51年には、世帯主（38歳）、その妻（38歳）と子供（13歳、10歳）、父（70歳）、母（69歳）および祖父（89歳）からなる「四世代のその他の親族世帯」に変化した。しかし、その後、祖父が「死亡」したため、53年には世帯主（40歳）とその妻（40歳）、子供（15歳、12歳）、父（72歳）、母（71歳）とからなる「三世代のその他の親族世帯」に変化した。ともあれ、この事例は、世帯主の直系尊属が「死亡」する以前に世帯主の子供が結婚すると、「その他の親族世帯」の連続性が維持・存続するケースが多いことを示している。

さらに、「核家族世帯からその他の親族世帯への変化型」をみると、「出生・転入・転出」による影響が最も多く、つぎが、「出生・死亡および転入・転出」となっている。この変化型についても具体的な事例を示すと、昭和30年時点では、世帯主（37歳）とその妻（35歳）および子供（12歳）からなる「核家族世帯」（「夫婦と子供からなる世帯」）であったが、その後、長女の夫が「転入（婚姻）」したため、昭和42年には、世帯主（49歳）とその妻（47歳）、長女（24歳）とその夫（28歳）からなる「二世代のその他の親族世帯」に変化した。ところが、やがて、長女夫妻に長女が「出生」したため、49年には、世帯主（56歳）とその妻（54歳）、長女（31歳）とその夫（35歳）およびその子（0歳）とからなる「三世代のその他の親族世帯」になっている。この事例をみると、「核家族世帯」から「その他の親族世帯」への変化は、配偶者の「転入（婚姻）」によって生じたことになる。

#### 〔温泉津町の事例〕

まず、「核家族世帯不变型」をみると、「転出」によるものが最も多く、つぎが、「特定要因なし」

となっている。これを具体的な事例でみると、昭和30年時点では、世帯主（35歳）とその妻（29歳）、子供（17歳、5歳、3歳）からなる「核家族世帯」（「夫婦と子供からなる世帯」）であったが、やがて、長男が「転出」し、42年には、世帯主（47歳）とその妻（41歳）、子供（17歳、15歳）からなる「核家族世帯」（「夫婦と子供からなる世帯」）になったが、その後、長女が「転出」し、45年には世帯主（50歳）とその妻（44歳）、子供（18歳）からなる「核家族世帯」（「夫婦と子供からなる世帯」）になった。さらに、この世帯から次男が「転出」したため、昭和46年には、世帯主（51歳）とその妻（45歳）からなる「核家族世帯」（「夫婦のみの世帯」）になった。この事例でも明らかに、この地域における「核家族世帯不变型」は、「転出」によって生じているケースが多い。したがって、この変化型は、後述する「核家族世帯から単独世帯への変化型」の前段階をなすものであると同時に、斐川町の「核家族世帯不变型」とは違った条件によるものであるといえよう。というのは、斐川町の場合は、主として、「高度経済成長」期以降に創設・来住した若い世代の世帯（「夫婦のみの世帯」）が子供の出生によって「夫婦と子供からなる世帯」へと変化した「核家族世帯不变型」が潮流となっているからである。

つぎに、「核家族世帯から単独世帯への変化型」をみると、「転出」によるものが最も多く、つぎが、「死亡」および「死亡・転出」になっている。これも具体的な事例でみると、昭和30年時点では、世帯主（56歳）とその妻（56歳）および子供（35歳）からなる「核家族世帯」（「夫婦と子供からなる世帯」）であったが、その後、世帯主が「死亡」した。しかし、子供は未婚のままであったので、45年に至っても、世帯主（71歳）と子供（50歳）からなる「核家族世帯」（「女親と子供からなる世帯」）になった。ところが、やがて、長女が「転出」したため、50年には、「単独世帯」（「独居老人世帯」）になった。この事例で明らかに、この地域での世帯変動は、子世代の「転出」によってもたらされているケースが多いが、未婚の子供が「転出」せずにこの地域に残留し、その親世代が「死亡」したために「核家族世帯」から「単独世帯」に変化したケースもみられる（世帯の再生産も不可能になる可能性を内包しているということもできよう）。

さらに、「核家族世帯からその他の親族世帯への変化型」をみると、「出生・死亡および転入・転出」によるものが最も多く、つぎが、「出生・転出」と「出生・転入・転出」とつづいている。これを具体的な事例でみると、昭和30年時点では、世帯主（30歳）とその妻（26歳）および子供（5歳、3歳、1歳）からなる「核家族世帯」（「夫婦と子供からなる世帯」）であったが、その後、長女、長男の「転出」と三男の「転出」とによって、49年には、世帯主（49歳）とその妻（45歳）およびその子供（22歳、18歳）からなる「核家族世帯」（「夫婦と子供からなる世帯」）になったが、やがて、次男の妻の「転入（婚姻）」によって、世帯主（53歳）とその妻（49歳）、次男（26歳）とその妻（21歳）、三男（22歳）からなる「二世代のその他の親族世帯」に変化した。ところが、さらに、三男の「転出」と孫の「出生」とによって、54年には、世帯主（54歳）とその妻（50歳）、次男（27歳）とその妻（22歳）およびその子供（0歳）からなる「三世代のその他の親族世帯」に変化した。この事例に示されているように、「核家族世帯からその他の親族世帯への変化型」は、「転入（婚姻）」と「出生」とによって生じているといえよう。

## 5. むすびにかえて

これらの結果をみると、島根県斐川町の家族の基本構造は直系家族制であるが、「高度経済成長」期以降に創設・来住した世帯は、世帯主世代が若年齢であるため「核家族世帯不变型」が比較的多いのに対して、「高度経済成長」期以前に創設・来住した世帯は、「その他の親族世帯不变型」や「核家族世帯からその他の親族世帯への変化型」が多い。斐川町の家族構造が直系家族制であるにもかかわらず、「核家族世帯」率が比較的高いのはこのためである。したがって、「高度経済成長」期以降

図2 島根県斐川町の世帯変動の模式図

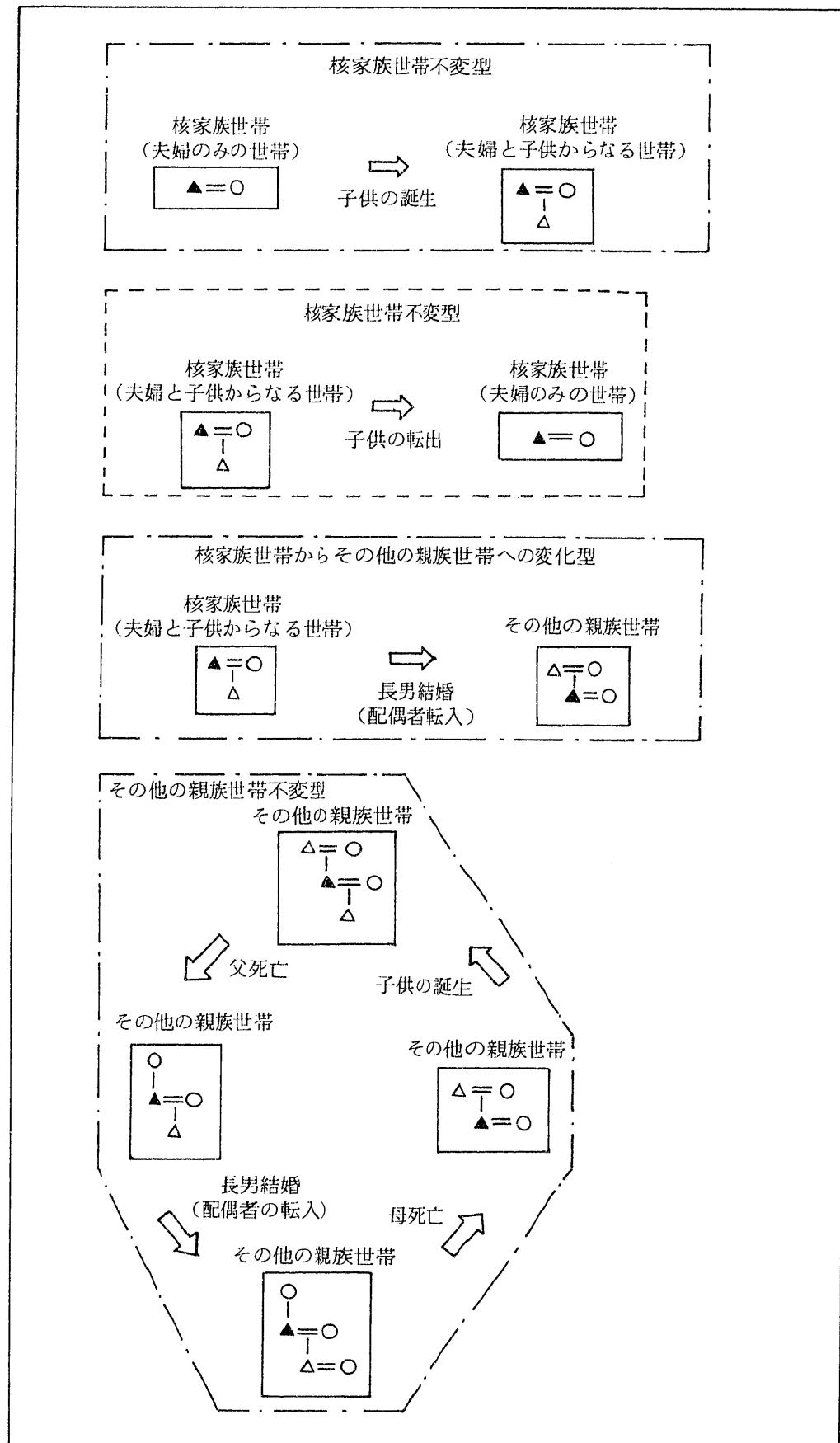
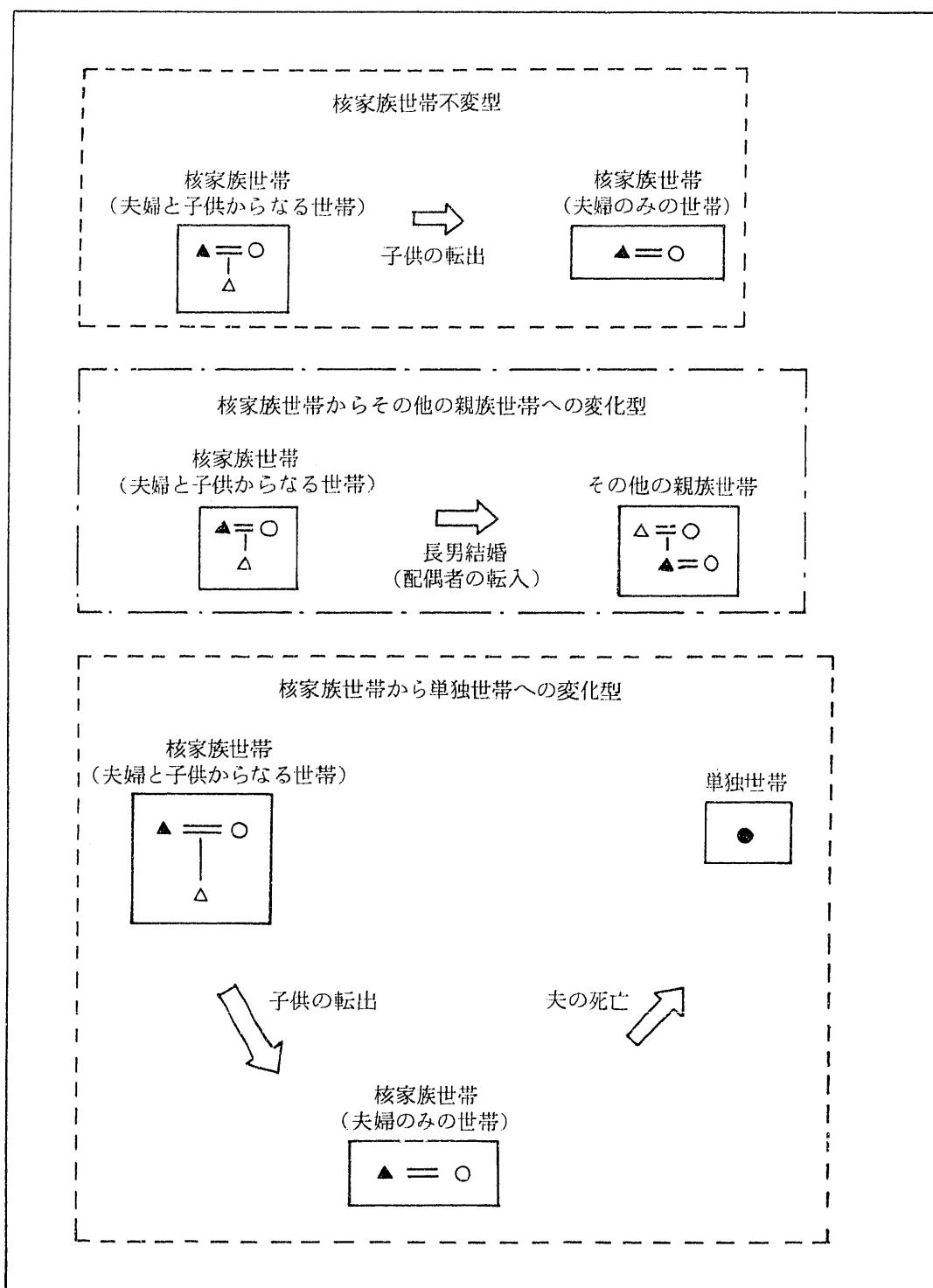


図3 島根県温泉津町の世帯変動の模式図



に創設・来住した世帯の動向が、山形県藤島町<sup>6)</sup>のタイプに接近するか否かの鍵をにぎっているといえよう（図2参照）。

ともあれ、斐川町の家族構造は、現時点においては、東北日本型Ⅰの特徴を示しといふことできよう<sup>7)</sup>。

温泉津町の家族の基本構造は直系家族制であるが、近年「夫婦と子供からなる世帯（「核家族世帯」）」が子供の全員「転出」によって「夫婦のみの世帯（「核家族世帯」）」に変化する「核家族世帯不变型」が現出しつつある。近年における、このような世帯変動の現出によって温泉津町は、直系家族制から夫婦家族制へと変化しつつある。したがって、温泉津町は、西南日本型Ⅰの特徴をますます体現しつつあるといえよう<sup>8)</sup>（図3参照）。

このような両地域にみられる家族構造の差異は、伝統的な家族構造<sup>9)</sup>と人口流出<sup>10)</sup>の違いによってもたらされたものと思われる。

---

6) この点については、清水浩昭・池ノ上正子、「人口変動と世帯構成および世帯構造の変化——山形県藤島町の事例分析——」、『人口問題研究』、第46巻1号、1990年4月、pp.83-89を参照されたい。

7) ただし、ここでは、世帯構造の指標を65歳以上人口の世帯帰属率でみている。しかし、これを75歳以上人口にすると、「核家族的世帯」生活者は8.6%になる。

8) ここでは、世帯構造の指標を65歳以上人口の世帯帰属率でみている。これを75歳以上人口とすると、「核家族的世帯」生活者は49.3%になる。したがって、75歳以上人口を指標にすると、東北日本型Ⅱということになる。

なお、ここでは、「核家族的世帯帰属率」が50%以上であれば、「夫婦家族制規範」に基づく家族・世帯構造であるとし、その比率が50%未満であれば、「イエ規範」に基づく家族・世帯構造であるとした。

9) 石見地方には、かつて「隠居制」が存在していたが、今日では、それが消滅してきたという報告がある。

武井正臣教授は、石見地方の二つの町（宍道市町、匹見町）について「これら両町とも山間農村で耕地が少なく、農業だけに依存しては生計のなり立ちにくい地域であった。それで昔から、山仕事など家事以外の収入に依存する割合が多く、これが逆に別世帯慣行を維持していた。ところが、昭和期とくに戦後になって、青少年層を中心とする人口流出（現在、過疎の中心地帯である）、商品経済の浸透による生活水準の向上、それにもなう家計の相対的な窮迫が、親子分割、兄弟分割を不可能にし始めたのである。『ヘヤ（別世帯隠居のこと）をするのは不経済だ』という声が出はじめ、向上した生活水準の維持の必要性の前に、旧慣行が衰退し始めたのである。これに、あとつきを含む人口流出が重なって旧慣行は急速に崩壊せざるをえなくなった」（武井正臣、「西南日本型家族における相続と扶養」、p.247）と述べている。このような背景があつて、温泉津町（石見地方）では、「核家族世帯化」が顕在化してきていると考えることもできよう。

10) 斐川町と温泉津町の人口をみると、斐川町はこの30年間に2.1%増加したが、温泉津町はこの30年間に54.2%減少している。世帯も、斐川町はこの30年間に29.7%増加しているが、温泉津町は32.0%減少している。

このような人口・世帯状況の変化の背景には、経済的基盤の差異が存在しているものと思われる。そこで、農業事情（『1985年農業センサス』）をみると、斐川町の農家一戸当たり生産所得は622,000円（県平均396,000円）であるのに対して、温泉津町は326,000円となっている。つぎに、耕地10a当たり生産農業所得をみると、斐川町は61,000円（県平均53,000円）であるのに対して、温泉津町は40,000円となっている。さらに、一戸当たりの平均經營耕地面積をみると、斐川町は102a（県平均66a）であるのに対して、温泉津町は54aとなっている。

このような社会・経済的および文化的（とりわけ家族規範）差異が両町における違いをもたらしたのではなかろうか。

# 日本の出生動向：1990年

廣嶋 清志・山本千鶴子

## 1. はじめに

1990年の日本の出生動向を人口動態統計を用いて報告する<sup>1)</sup>。出生率の計算方法は以下のように前回<sup>2)</sup>までと基本的に同じである。

(1)出生数は外国籍の出生児を含む日本国内における総出生児数とする。出生率の算定にはこれを分子とし、外国人人口を含む総人口を分母とする。したがって、統計情報部などの公表数値とは異なる<sup>3)</sup>。

人口動態統計の公表出生数は日本国籍のもの（したがって、父または母の少なくともどちらか一方が日本人であるもの）に限定され、外国籍の出生（父母の国籍がともに外国）が除外されている。これは日本における出生数の代表値として問題があるばかりでなく、出生率の分母人口を日本人人口とするのも、外国人を含む総人口とするのも不合理になる。

父母の国籍（2区分）の組み合わせ別出生数は表2に示す通りで、1990年の出生総数のうち父母の少なくともどちらか一方が外国人であるものは1.1%である。日本人人口を分母にした場合、出生率は男で0.41%以上、女で0.71%以上過大となる。1990年の女性の合計出生率は、1.54とされているが、これは外国人女性による日本人出生分0.01以上過大であり、より正確には後述のように1.53となる。

なお、婚姻総数において日本人が外国人と婚姻した割合0.77%（男）あるいは2.76%（女）（1990年）<sup>4)</sup>に比べてこの数値は、とくに女性で小さい。日本人男性と婚姻しても、子供を生まない外国人女性がかなりいるのかかもしれない。

(2)率の分母となる年齢別人口は、総務庁統計局が国勢調査人口に基づいて年齢不詳（326,357人）を按分した人口を用いて、今回算出した年平均人口とする<sup>5)</sup>。

(3)男女計の出生率は、各年齢の男と女の出生率を、男と女の人口を重みとして加重平均したものであるが、各年齢別の男女計の人口に対する男と女の出生数の合計の比率である。

(4)男の出生率において、非嫡出出生数は嫡出出生の父の年齢分布によって按分する。なお、非嫡出出生数は1990年に13,588（うち外国人549）で、前年から若干増加し、総出生数1,229千の1.1%になった<sup>6)</sup>。

(5)女の14歳以下の出生数（1990年14歳18）は15歳に加えられ、50歳以上の出生数（1990年0）はそのままとする。

1) 人口動態統計の利用にあたっては厚生省大臣官房統計情報部の協力を得た。

2) 廣嶋清志・坂東里江子、「日本の出生動向：1988～1989年」、『人口問題研究』、第46巻4号、1991年1月、pp.66-73。

3) 従来からの方法による日本国籍出生数と10月1日日本国籍女子人口を用いた出生率は下記参照。  
廣嶋清志・坂東里江子、「日本人口の出生力に関する指標：男子、女子および男女計：1970～1987年」、『人口問題研究』、第45巻3号、1989年10月、pp.29-40。

4) 従来からの方法による日本国籍出生数と10月1日日本国籍女子人口を用いた出生率は下記参照。

5) 年平均人口の計算方法は注2文献（1989年）参照。  
石川晃、「全国人口の再生産に関する指標：1990年」、『人口問題研究』、第47巻4号、1992年1月、pp.78-84。

6) 廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻動向：1990年」、『人口問題研究』、第47巻4号、1992年1月、pp.85-97。

5) 年平均人口の計算方法は注2文献（1989年）参照。

6) 日本人の非嫡出出生に限定されているが、下記参照。

人口問題研究所、『人口統計資料集 1990～91』（研究資料269号）、1991年3月、表5-6。

- (6) 父または母の年齢不詳の出生数（父0、母23非嫡出）は既知の年齢分布で配分する。
- (7) 「既婚合計出生率」(ever-married total fertility rate, ETFR)を計算する。これは、合計出生率(total fertility rate, TFR)を合計初婚率(total first marriage rate, TFMR)<sup>7)</sup>で割ったもので、合計出生率の動向を初婚の動向と婚姻出生率の動向に分解するためのものである。これは年齢別初婚率と年齢別出生率が一定（したがって、初婚年齢別結婚持続期間別出生率が一定）と仮定したとき、既婚者が生涯に持つ平均的な出生児数を意味する<sup>8)</sup>。したがって、TFR=TFMR・ETFR。

## 2. 女性の23歳以下で出生数増加

出生数は1990年に1,229千件となり、前年より2万5千件少なくなった（表1）が、これは1988—89年における減少より小さく、下げ止まり傾向が現れている。1991年には出生数増加に転ずるものとみられる。

このうち外国籍の出生児数は、1987年以後7千人をやや上まわる程度で、総出生数の0.6%にとどまっている。また、父母の国籍別の日本国籍の出生児数は、統計がとれる1987年以後母外国人および

表1 日本における国籍別出生児数  
Births by nationality in Japan

年 次	出 生 児 数			割 合 (%)		
	総 数	日 本 人	外 国 人	総 数	日 本 人	外 国 人
1955	1,746,299	1,730,692	15,607	100.00	99.11	0.89
1960	1,619,175	1,606,041	13,134	100.00	99.19	0.81
1965	1,837,476	1,823,697	13,779	100.00	99.25	0.75
1970	1,947,944	1,934,239	13,705	100.00	99.30	0.70
1975	1,914,707	1,901,440	13,267	100.00	99.31	0.69
1980	1,588,632	1,576,889	11,743	100.00	99.26	0.74
1985	1,437,375	1,431,577	5,798	100.00	99.60	0.40
1986	1,388,878	1,382,946	5,932	100.00	99.57	0.43
1987	1,354,232	1,346,658	7,574	100.00	99.44	0.56
1988	1,321,619	1,314,006	7,613	100.00	99.42	0.58
1989	1,253,981	1,246,802	7,179	100.00	99.43	0.57
1990	1,229,044	1,221,585	7,459	100.00	99.39	0.61

1985年から改定国籍法が施行された。

7) その定義などについて下記参照。

廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻率：1970～87年」、『人口問題研究』、第46巻1号、1990年4月、pp.67—82。

8) 詳しくは、注2文献（1991年）参照。この分解のしかたは、タイミングの効果が主に初婚率の方にあって、既婚出生率の方にはほとんどスケジュールの変化がなくタイミングの効果が含まれていないときに有効なものである。

稻葉は初婚過程を入れた人口再生産モデルを用いて、TFRが初婚確率の密度関数（初婚年齢分布）で荷重された初婚年齢別結婚出生率の積分であることを示した。したがって、この合計既婚出生率（ETFR）は、ある年次の人口の初婚年齢別構成をその年次に発生した年齢別初婚率によって代替して、初婚年齢別結婚出生率を荷重平均した年次別結婚出生率であるといえる。つまり、合計初婚率の分離のためには結婚出生率が初婚年齢から独立の条件は要らない。

稻葉寿、「初婚過程によって再生産される人口のダイナミカル・モデルとその応用」、『人口問題研究』、第47巻4号、1992年1月、pp.15—34。

父外国人のものはそれぞれ少しづつ増加し、1990年には両方合わせて日本国籍出生数の1%を超えた（表2）。しかし、これはさきに述べたように、夫妻の一方が外国人である婚姻の割合3.53%に比べて非常に小さい。

表2 日本における父母の国籍別日本国籍出生児数  
Births of Japanese nationality by nationality of parents

年 次	実 数			割 合 (%)				
	総 数	父日本人 母日本人	父日本人 母外国人	父外国人 母日本人	総 数	父日本人 母日本人	父日本人 母外国人	父外国人 母日本人
1987	1,346,658	1,336,636	5,538	4,484	100.00	99.26	0.41	0.33
1988	1,314,006	1,302,832	6,615	4,559	100.00	99.15	0.50	0.35
1989	1,246,802	1,234,626	7,390	4,786	100.00	99.02	0.59	0.38
1990	1,221,585	1,207,899	8,695	4,991	100.00	98.88	0.71	0.41

父日本人、母日本人には母日本人の非嫡出児（1989年 12,826人、1990年 13,039人）を含む。

表3 出生数および出生率の要因分解：1920～90年  
Components of births and birth rate

年 次	実 数 (1,000 人)				率					
	出生数 Births (1)	20～34歳 有配偶 女子人口 (2)	20～34歳 女子人口 (3)	総 人口 (4)	粗出生率 C B R (1) / (4)	20～34歳 女子有配 偶出生率 (1) / (2)	20～34歳 女子有配 偶率 (2) / (3)	20～34歳 有配偶女子 割合 (3) / (4)	20～34歳 有配偶女 人口割合 (2) / (4)	20～34歳 出生率 (1) / (3)
1920	2,026	4,720	5,986	55,963	0.036	0.429	0.788	0.107	0.084	0.338
1925	2,086	5,163	6,419	59,737	0.035	0.404	0.804	0.107	0.086	0.325
1930	2,085	5,543	7,107	64,450	0.032	0.376	0.780	0.110	0.086	0.293
1935	2,191	5,834	7,857	69,254	0.032	0.376	0.742	0.113	0.084	0.279
1940	2,116	5,739	8,304	71,933	0.029	0.369	0.691	0.115	0.080	0.255
1947	2,679	..	9,546	78,101	0.034	..	..	0.122	..	0.281
1950	2,338	6,689	10,095	83,200	0.028	0.349	0.663	0.121	0.080	0.232
1955	1,746	7,117	11,355	89,276	0.020	0.245	0.627	0.127	0.080	0.154
1960	1,619	7,693	12,079	93,419	0.017	0.210	0.637	0.129	0.082	0.134
1965	1,837	8,408	12,889	98,275	0.019	0.219	0.652	0.131	0.086	0.143
1970	1,948	8,927	14,211	103,720	0.019	0.218	0.628	0.137	0.086	0.137
1975	1,915	9,692	14,497	111,940	0.017	0.198	0.669	0.130	0.087	0.132
1980	1,589	8,907	13,727	117,060	0.014	0.178	0.649	0.117	0.076	0.116
1985	1,437	7,217	12,406	121,049	0.012	0.199	0.582	0.102	0.060	0.116
1986	1,389	6,909	12,103	121,672	0.011	0.201	0.571	0.099	0.057	0.115
1987	1,354	6,663	12,059	122,264	0.011	0.203	0.553	0.099	0.054	0.112
1988	1,322	6,453	12,056	122,783	0.011	0.205	0.535	0.098	0.053	0.110
1989	1,254	6,330	12,139	123,255	0.010	0.198	0.521	0.098	0.051	0.103
1990	1,229	6,111	12,186	123,611	0.010	0.201	0.501	0.099	0.049	0.101

総務省統計局『国勢調査報告』、厚生省統計情報部『人口動態統計』による。1955年以降の出生数は外国人および非嫡出出生児を含む。有配偶人口、有配偶率は1986、87、88年は研究資料『わが国女子の世代結婚表：1950～87年』、1989年は総務省統計局『労働力調査報告』による。(1)/(2)：20～34歳女子有配偶出生率は出生がこの女子からのみ発生すると仮定した出生率。これにより次のように分解される。

出生数：(1)=(1)/(2)×(2)/(3)×(3)、あるいは粗出生率：(1)/(4)=(1)/(2)×(2)/(3)×(3)/(4)。

1990年の年齢別の出生数をみると第2次ベビーブーム世代に近い世代がしだいに結婚・出産を始め、ひのえうまの1966年生れの24歳より若い年齢では、出生数がわずかであるが増加し始めた。女性22歳以下の出生数は1988年94,871、1989年95,102、1990年98,632、また23歳以下の出生数は1989年143,495、1990年147,037と増加してきた。これはあとでみると、22歳以下の年齢別出生率の低下が限界に達するとともに、23歳以下の人口が大きくなっているからである。

長期的にみると、1990年の出生数1,229千件を第2次ベビーブームの始まる1970年の1,948千件と対比してみると、出生数は72万件少なく、その68.1%に低下した（表3）。出生の中心である女子20～34歳人口<sup>9)</sup>に焦点を当ててその減少の要因を検討してみると、その人口は1970年には第1次ベビーブーム世代を含み14,211千人とかなり大きく、1990年には12,186千人、85.8%に減少している。その有配偶率は同じ期間に62.8%から50.1%に、つまり、79.8%に低下している。またこの有配偶出生率は同様に21.8%から20.1%に、つまり92.2%に低下している。いいかえると、出生数の倍率0.631は $0.858 \times 0.798 \times 0.922$ に分解される。したがって、この間の出生数減少には、第1に有配偶率の低下、第2には女子人口の減少、第3には有配偶出生率の低下がこの大きさの順で寄与していることがわかる。以上は、年齢を考慮していないので、粗っぽい計算ともいえるが、この間の出生数減少の要因を説明するには十分といえる。

### 3. 合計出生率は1.53に、既婚合計出生率は2を割る

合計出生率は1970～1990年にかけて男は2.18から1.47へ、女は2.13から1.53へ、男女計では2.16から1.50へ、それぞれ低下している（表4）。これらの低下傾向は1989～90年においてやや弱まったといえる。

これに対して、既婚合計出生率は男は1970～1989年にかけて2.08から1.95へ、女は2.13から1.98へと低下した（表4）が、男女とも1970～1988年にはおおむね2.1に達していた。つまり、1980年代に合計出生率で男では1.49～1.62、女で1.56～1.73と非常に低かったのは、合計初婚率が70数%程度と初婚の発生が少ないとによるものであり、既婚者の平均子供数は一応2.1を維持してきたものとい

表4 性別合計出生率、合計初婚率および既婚合計出生率  
Total fertility rate, total first marriage rate, and ever-married total fertility rate

年 次	男 male			女 female			男女 計
	合計出生率	合計初婚率	既婚合計出生率	合計出生率	合計初婚率	既婚合計出生率	
1970	2.18389	(1.05)	(2.08)	2.12997	(1.00)	(2.13)	2.15603
1975	1.99339	(0.84)	(2.37)	1.90727	(0.89)	(2.14)	1.94907
1980	1.62227	0.75600	2.14586	1.73239	0.84861	2.04144	1.67587
1985	1.61587	0.77868	2.07514	1.78416	0.82950	2.15089	1.67975
1986	1.58916	0.75359	2.10879	1.70865	0.79505	2.14911	1.64671
1987	1.57583	0.73758	2.13649	1.67979	0.77086	2.17911	1.62557
1988	1.55693	0.74627	2.08628	1.64625	0.77507	2.12400	1.59918
1989	1.48978	0.74023	2.01259	1.56256	0.76671	2.03801	1.52364
1990	1.47364	0.75633	1.94841	1.53444	0.77285	1.98543	1.50284

既婚合計出生率は合計出生率を合計初婚率で割ったもの。したがって、合計出生率=合計初婚率×既婚合計出生率。（）内の合計初婚率は下記による。

阿藤誠、「出生率低下の原因と今後の見通し」、『人口問題研究』、第171号、1984年7月、pp.22-35。

9) 20～34歳女子の出生数が総出生数に占める割合は、1970年に94.2%、1990年に90.2%である。

える<sup>10)</sup>。ところが、1990年には既婚合計出生率は男女とも2.0を割っており、1980年代末以後、既婚者あるいは夫婦の子供数の減少も現れ、これも合計出生率の低下の要因となっているといえる。

以上の結果は、1970年からの出生数減少について要因分解した表3の結果とも比較的よく一致している。

#### 4. 限界に達した若年齢における出生率低下

1990年の年齢別出生率は、1989年に比べて、男では34歳以上で上昇し、それ以下の年齢ではひきつづき低下しているが、22歳以下では再上昇に転じた（表5、図1）。女では同様に31歳以上で上昇し、それ以下で低下したが、19、20、22歳で再上昇に転じた。若年齢での再上昇はその低下がほぼ限界に達したこと示している<sup>11)</sup>。

男の年齢別出生率の最高値は、従来30歳であったが、1990年には31歳（127.95）に移行し、女の年齢別出生率の最高値は、ひきつづき28歳（155.94）であるが、それぞれいずれも値は前年に比べさらに小さくなつた。

出生率による平均出生年齢は男では1990年に31.62歳で1975年以来1.13歳上昇したが、女では1990年に28.95歳で1975年以来1.47歳上昇し、女の平均出生年齢の上昇の方が大きい。また、女では出生数による平均年齢（28.92歳）は率によるものより若くなつた。今後第3次ベビーブームの接近とともにこの傾向が強まるものと予測される。

#### 5. 有配偶出生率の上昇と低下

有配偶人口に対する年齢別出生率をみると（表6、図2）、1985年から1990年にかけて、男では33歳以上で上昇、32歳以下で低下したが、20、21、22歳では逆に上昇している。女では、30歳以上で上昇、29歳以下で低下したが、21歳以下では逆にほとんど上昇している。若年における有配偶出生率の上昇は結婚前における妊娠<sup>12)</sup>、結婚外の妊娠の増加によるとみられる。

平均出生年齢は男では上昇したが、女では低下した。女性では若年での有配偶出生率の上昇が影響したものである。

10) 1980年前後に女性の有配偶出生率は一時的に低下している。詳しくは注2文献（1991年）参照。

11) 1970～1988年の年齢別出生率は、注2文献（1991年）参照。

12) 1987年第9次出産力調査によると1980～84年結婚コホートの妻は25%近くが結婚前に妊娠した。

大谷憲司、「第7章 累積過程」、『昭和62年第9次出産力調査——第I報告書——日本人の結婚と出産』（調査研究報告資料）、厚生省人口問題研究所、1988年11月、pp.57～60。

図1 性、年齢別出生率 Birth rate by age and sex

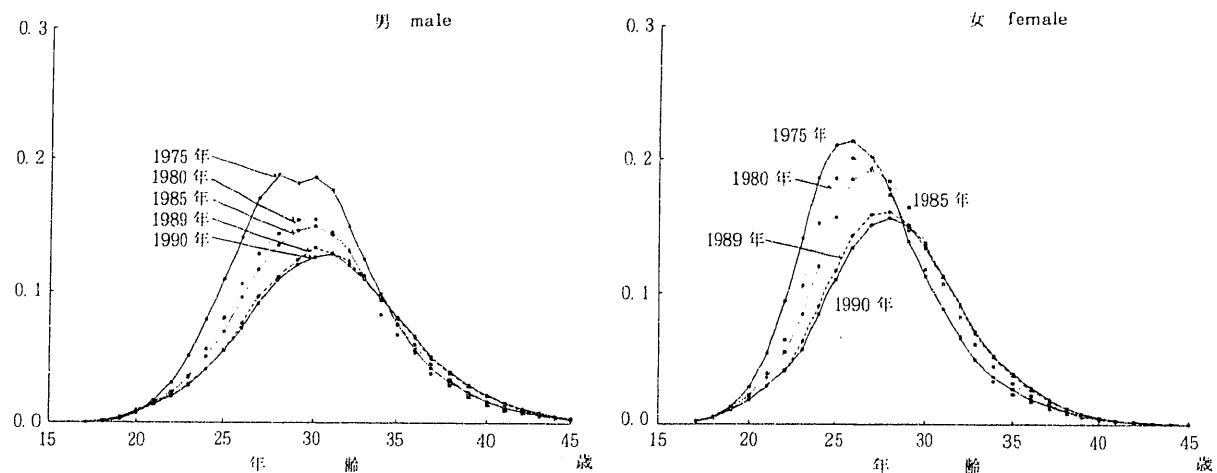


図2 性、年齢別有配偶出生率  
Birth rate for currently-married by age and sex

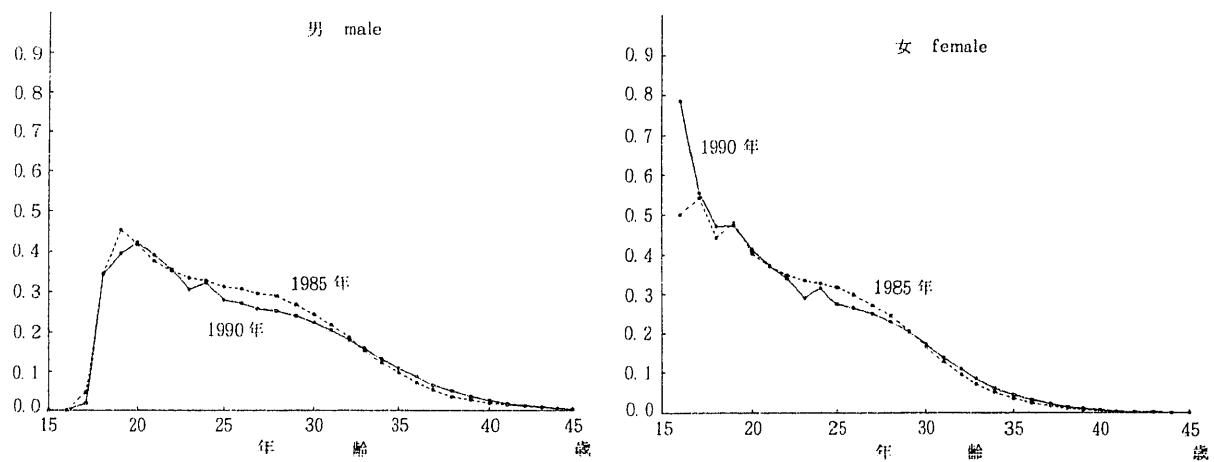


表5. 性、年齢別出生数および出生率：1989, 1990年  
Births and birth rate by age and sex

年 齢	男 male			女 female			男 女 計		
	1990 年		1989 年	1990 年		1989 年	1990 年		1989 年
	出生数	出生率(%)	出生率(%)	出生数	出生率(%)	出生率(%)	出生数	出生率(%)	出生率(%)
総 数	1,229,044	20.26	20.72	1,229,044	19.55	20.03	2,458,088	19.90	20.37
15	—	—	—	113	0.12	0.13	113	0.06	0.06
16	—	—	—	591	0.60	0.57	591	0.29	0.28
17	21	0.02	0.02	1,966	1.96	2.08	1,987	0.97	1.02
18	1,265	1.23	1.14	4,605	4.69	4.77	5,870	2.91	2.91
19	3,659	3.65	3.47	10,301	10.75	10.71	13,960	7.12	6.99
20	7,981	8.18	7.86	17,353	18.64	18.46	25,334	13.29	13.02
21	13,093	13.82	13.27	26,232	28.80	29.00	39,325	21.16	20.94
22	18,554	19.95	19.23	37,471	41.72	40.98	56,025	30.65	29.87
23	24,436	28.14	29.00	48,405	57.45	63.59	72,841	42.57	45.95
24	31,457	40.50	40.64	63,326	83.84	90.20	94,783	61.87	64.94
25	47,780	54.86	55.29	93,312	110.16	116.66	141,092	82.12	85.38
26	59,970	72.25	75.79	108,070	133.78	143.02	168,040	102.60	108.83
27	73,106	90.57	95.87	118,826	150.96	158.80	191,932	120.38	126.91
28	85,282	108.46	110.79	119,700	155.94	160.88	204,982	131.91	135.52
29	93,573	119.87	123.35	114,440	150.03	151.21	208,013	134.78	137.13
30	98,900	125.29	132.76	103,490	133.82	136.60	202,390	129.51	134.67
31	101,859	127.95	128.33	88,187	112.87	112.06	190,046	120.48	120.27
32	92,966	119.50	122.61	70,098	91.68	89.91	163,064	105.71	106.41
33	84,576	108.96	109.98	54,175	71.02	69.47	138,751	90.16	89.91
34	77,265	94.76	94.51	42,410	52.96	51.52	119,675	74.04	73.24
35	67,365	80.19	79.26	32,220	39.09	37.33	99,585	59.84	58.45
36	56,632	66.12	64.96	23,408	27.71	26.05	80,040	47.05	45.61
37	45,705	50.26	48.89	16,970	18.83	17.62	62,675	34.61	33.33
38	37,270	38.57	37.39	11,995	12.53	12.06	49,265	25.61	24.79
39	29,680	28.70	27.59	8,486	8.29	7.83	38,166	18.54	17.76
40	23,483	20.93	19.88	5,717	5.14	4.91	29,200	13.07	12.43
41	17,753	14.78	14.30	3,619	3.04	2.89	21,373	8.94	8.63
42	12,750	10.74	9.94	2,071	1.76	1.69	14,821	6.27	5.84
43	7,774	7.54	6.74	975	0.96	0.91	8,749	4.27	3.83
44	3,714	4.96	4.61	286	0.38	0.38	4,000	2.68	2.49
45	2,868	3.50	3.31	125	0.15	0.17	2,993	1.82	1.73
46	2,420	2.60	2.37	65	0.07	0.07	2,485	1.33	1.21
47	1,668	1.80	1.70	23	0.02	0.02	1,691	0.91	0.86
48	1,273	1.35	1.27	8	0.01	0.01	1,281	0.68	0.64
49	806	0.89	0.91	5	0.01	0.01	811	0.45	0.46
50	555	0.68	0.65	—	—	—	555	0.34	0.32
51	355	0.47	0.49	—	—	—	355	0.23	0.24
52	282	0.35	0.41	—	—	—	282	0.17	0.20
53	232	0.28	0.26	—	—	—	232	0.14	0.13
54	193	0.24	0.20	—	—	—	193	0.12	0.10
15 - 19	4,946	0.96	0.89	17,576	3.60	3.55	22,522	2.25	2.19
20 - 24	95,521	21.24	21.50	192,787	44.45	47.49	288,308	32.63	34.20
25 - 29	359,711	88.27	91.60	554,349	139.55	145.76	914,059	113.58	118.28
30 - 34	455,567	115.19	117.26	358,360	92.29	91.29	813,926	103.84	104.40
35 - 39	236,652	51.37	49.87	93,078	20.45	19.20	329,730	36.00	34.62
40 - 44	65,474	12.38	12.01	12,669	2.42	2.41	78,143	7.42	7.23
45 - 49	9,035	2.00	1.94	226	0.05	0.06	9,261	1.02	0.99
50 - 54	1,617	0.40	0.40	—	—	—	1,617	0.20	0.20
55 - 59	413	0.11	0.11	—	—	—	413	0.05	0.02
60 - 64	80	0.02	0.03	—	—	—	80	0.01	0.03
65 - 69	25	0.01	0.01	—	—	—	25	0.00	0.01
70 - 74	3	0.00	0.00	—	—	—	3	0.00	0.00
75歳以上	1	0.00	0.00	—	—	—	1	0.00	0.00
合 計	1,229,044	1,473.64	1,489.78	1,229,044	1,529.76	1,562.56	2,458,088	1,499.99	1,523.87
平均年齢	31.82	31.62	31.54	28.92	28.95	28.83	30.37	30.27	30.17

出生数 人口に外国人を含む。人口は年平均人口。総数行の率は総人口に対する率。合計行の率は合計出生率。  
男女計欄の出生数は男および女の年齢別出生数の計。したがって、男女計の総数行の出生数は出生総数の2倍。

出生率は粗出生率の2倍。  
1989年の5歳階級、合計の率は男、女、男女計ともすべて、平均年齢は男女計のみについて、注2文献(1991年)の値を訂正した。

表6 性、年齢別有配偶者に対する出生率：1985, 1990年  
Birth rate for currently-married by age and sex

年 齢	男		女		男 女 計 (%)	
	1985年	1990年	1985年	1990年	1985年	1990年
総 数	47.01	38.96	47.00	39.03	47.01	38.99
15	—	—	1,071.92	1,772.08	910.66	1,212.52
16	—	—	500.19	785.03	468.25	686.09
17	46.78	18.68	541.93	554.40	484.56	424.33
18	355.09	242.54	442.48	470.46	419.59	435.42
19	451.39	394.83	478.88	472.42	471.58	449.28
20	416.12	421.60	402.28	413.74	406.30	416.19
21	375.20	391.38	370.00	371.69	371.55	378.02
22	352.23	354.38	347.29	339.86	348.76	344.54
23	334.05	305.34	334.99	289.97	334.71	294.95
24	327.07	322.93	327.49	315.19	327.37	317.72
25	311.92	280.72	316.57	275.21	315.10	277.05
26	306.52	270.68	298.99	264.69	301.54	266.80
27	294.97	258.04	272.15	248.43	280.40	252.01
28	290.22	252.06	244.23	228.06	261.94	237.47
29	268.02	240.64	205.14	203.55	230.79	218.72
30	243.24	223.03	165.00	171.84	198.48	193.55
31	217.58	204.27	127.97	137.72	167.62	166.86
32	185.64	178.38	96.06	109.09	136.65	140.12
33	152.90	157.99	71.33	84.78	108.99	118.15
34	123.33	131.07	52.04	62.00	85.56	93.97
35	97.82	106.65	36.25	44.97	65.60	73.87
36	72.26	87.45	24.67	32.33	47.70	58.35
37	52.52	64.92	16.85	21.79	34.33	42.26
38	34.08	49.10	10.30	14.51	22.11	31.07
39	26.65	36.12	7.59	9.65	17.06	22.43
40	19.22	26.10	4.78	6.02	11.94	15.79
41	13.00	17.55	2.78	3.46	7.87	10.39
42	9.53	12.48	1.78	1.99	5.66	7.19
43	6.54	7.82	0.86	0.98	3.72	4.41
44	4.33	5.94	0.45	0.46	2.41	3.21
45	3.16	4.24	0.19	0.18	1.69	2.21
46	2.24	2.90	0.08	0.08	1.18	1.49
47	1.61	2.05	0.05	0.03	0.84	1.05
48	1.20	1.50	0.01	0.01	0.62	0.76
49	0.88	0.97	0.01	0.01	0.46	0.50
50	0.57	0.73	—	—	0.29	0.37
51	0.44	0.53	0.00	—	0.23	0.27
52	0.35	0.39	—	—	0.18	0.20
53	0.25	0.31	—	—	0.13	0.16
54	0.20	0.26	—	—	0.10	0.13
15 - 19	397.21	347.40	477.77	488.83	458.74	448.71
20 - 24	343.98	338.51	342.36	326.41	342.84	330.33
25 - 29	289.93	256.52	261.14	239.69	271.76	246.05
30 - 34	178.02	176.02	98.84	111.70	134.70	140.42
35 - 39	57.98	66.40	19.90	23.71	38.50	44.02
40 - 44	10.16	14.39	2.04	2.73	6.11	8.50
45 - 49	1.81	2.26	0.07	0.06	0.96	1.17
50 - 54	0.37	0.44	0.00	0.00	0.19	0.23
55 - 59	0.10	0.12	—	—	0.05	0.06
60 - 64	0.03	0.03	—	—	0.02	0.01
65 - 69	0.01	0.01	—	—	0.01	0.01
70 - 74	0.00	0.00	—	—	0.00	0.00
75歳以上	0.00	0.00	—	—	0.00	0.00
平均年齢	25.91	26.15	21.94	21.18	22.79	22.38

出生数、人口に外国人を含む。人口は10月1日人口。

# 日本の離婚動向：1989, 1990年

廣嶋 清志・山本千鶴子

## 1. はじめに

本稿は1989, 1990年の離婚の動向 (divorcialité, divorce rate) を人口動態統計<sup>1)</sup>を用いて報告するもので、年齢別人口によって年齢別離婚率、合計離婚率 (total divorce rate) などを、国勢調査年次については配偶関係別人口によって年齢別有配偶離婚率などを算出した。資料、計算方法は以下の通り前回<sup>2)</sup>までと基本的に同様であるが、特別の再集計によったので、いくつかの離婚の年齢分布の推定をする必要がなくなった。

### 1) 別居時年齢でなく届出時年齢

離婚年齢は法律的な離婚の成立時点、つまり離婚届け出時の年齢による<sup>3)</sup>。なお、各年次の届け出離婚数のうちその年次に別居したものの割合 (年内別居率) は1988, 89, 90年にそれぞれ65.6, 65.2, 66.3% (『人口動態統計』中巻) である。

### 2) 率の分子・分母に外国人を含む

離婚率算出には分子に夫妻とも外国人である離婚を含む総離婚数を用い<sup>4)</sup>、分母に外国人を含む総人口を用いる。

なお、人口動態統計の公表離婚数は夫妻の少なくともどちらか一方が日本人であるものに限定され、夫妻の両方が外国人というものが除外されている。これは日本における離婚数の代表値として問題があるばかりでなく、離婚率の分母人口を日本人人口とするのも、外国人を含む総人口とするのも不合理になる。

夫妻の国籍 (2区分) の組み合わせ別離婚数は表1に示す通りで、1990年の離婚総数のうち夫妻の両方とも外国人であるものは1.00%である。夫妻の少なくとも一方が日本人である離婚について夫・妻双方の国籍別の集計 (調査票への転記) が行われていない<sup>5)</sup>ので、日本人人口を分母にした場合どの程度離婚率が過大であるかはわからないが、婚姻数における日本人と外国人の組み合わせの割合0.77% (男) あるいは2.76% (女) (1990年) 程度過大であると推定される。

### 3) 分母人口は年平均人口

年齢別離婚率算出のための分母人口は10月1日人口ではなく、年平均人口を用いる<sup>6)</sup>。

1) 人口動態統計の利用にあたっては厚生省大臣官房統計情報部の協力を得た。

2) 廣嶋清志・坂東里江子、「日本の離婚率：1980～1988年」、『人口問題研究』、第46巻3号、1990年10月、pp. 56-64。

3) この届出時の年齢別離婚件数は人口動態年報に掲載されておらず、別に再集計した。

年齢別離婚数の最高年齢区分は99歳以上としたので、前回までの75歳以上の離婚の年齢分布の推計は必要なくなった。その代わりに、90～98歳の各歳人口および99歳以上人口を推定した。

4) 前回は夫妻とも外国人である離婚については、夫妻の年齢別集計がないので、夫妻の少なくとも一方が日本人である離婚の年齢別分布を適用したが、今回は総離婚件数について再集計した。

5) 1992年から区分される。

6) その理由および年平均人口を求める式は下記参照。

廣嶋清志・坂東里江子、「日本人口の出生力に関する指標：男子、女子および男女計：1970～87年」、『人口問題研究』、第45巻3号、1989年10月、pp.29-40。

#### 4) 2種の平均離婚年齢

平均離婚年齢は離婚件数についてのものと、年齢別離婚率についてのもの（つまり年齢別人口が各年齢とも同一と仮定したもの）の2種類を算出した<sup>7)</sup>。近年の第2次ベビーブーム世代の結婚適齢期への接近の影響をみるには件数における平均年齢が有効であり、逆にそのような人口の年齢別構成のひずみを取り除くためには年齢別離婚率による平均年齢が適している。

#### 5) 合計離婚率

合計離婚率（total divorce rate, TDR）とは年齢別離婚率を合計したもので、人口が年間の年齢別離婚率を生涯の各年齢において経験したものと仮定したときの一人当たりの生涯における平均離婚回数である。ただし、すべての人が離婚を1回以下しか経験しないものと仮定すれば、これは離婚を経験する人の割合とみなせる。一般に、初婚年齢が低いほど、また結婚持続期間が短いほど離婚率が高いことが知られているが、合計離婚率は人口の初婚年齢別構成を重みとした初婚年齢別結婚持続期間別離婚率とみなせるので、年齢別初婚率および初婚年齢別結婚持続期間別離婚率が一定と仮定したときの一人当たり生涯離婚回数ともみなせる。

#### 6) 有配偶合計離婚率

離婚者は有配偶者からのみ発生するので、合計離婚率は人口における有配偶者割合が高いほど高くなり、また、初婚年齢の低いもの、結婚持続期間が短いものが多いとき高くなる。これらの影響を取り除くため、合計離婚率を合計初婚率（total first marriage rate, TFMR）で割り、これを有配偶合計離婚率（marital total divorce rate, MTDR）と名づける。すなわち、 $MTDR = TDR / TFMR$ 。年齢別初婚率はその年次の初婚の発生頻度を表わすものであるが、離婚率に影響を与える人口の初婚年齢構成の近似値として使うことができ、したがって、MTDRは初婚年齢別結婚持続期間別離婚率を初婚年齢別既婚者構成によって荷重平均した年次別有配偶離婚率の近似値であるといえる。すなわち、その年次の年齢別の初婚率と離婚率を（したがって、初婚年齢別結婚持続期間別離婚率を）固定して一人の生涯に当てはめたとき婚姻した人の経験する平均離婚回数である。なお、この有配偶合計離婚率は離婚件数／初婚件数を年齢別人口が同一として標準化したものということもできる。

以上に述べた合計離婚率、合計初婚率、有配偶合計離婚率はいずれも離婚や初婚の発生母体となる年齢別人口がすべて同じという仮定に立って計算されており、したがって、本人がずっと生き続けるものとされている。このため、死亡率の低いところ、たとえば49歳以下などに限定して計算することがより適切ともいえる。

## 2. 離婚数の減少

離婚件数は1983年の180,638を最高として以後減少しており、1988年に若干落ち込み1989年に再増加したが、1989～1990年に再び減少傾向が続いている（表1）。若年での人口増と離婚率の上昇（後述）にもかかわらず、中年において人口が減少し、離婚率が低下しているためといえる。

## 3. 合計離婚率の安定化

合計離婚率は1980年～1985年にかけて男は16.5%から19.5%へ、女は16.0%から19.3%へとかなり上昇し（表2、表3）、1985年から1988年にかけては逆に、男女とも若干低下した。1988年から1990年にかけて再度、男は18.9%へ、女は18.7%へとやや上昇した。しかし、いずれも1985年の水準には到っていない。1980年代後半に、男女とも1人当たりの平均生涯離婚回数は0.19回、49歳以下の平均離婚回数は男0.15回、女0.17回にほぼ安定していたといえる。

7) 平均年齢の式は下記参照。後出の合計初婚率についても下記参照。

廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻率：1980～87年」、『人口問題研究』、第46巻1号、1990年4月、pp.67～82。

表1 夫妻の国籍別日本の婚姻数および離婚数：1965～1990年  
Marriages and divorces by nationality of the husband and the wife

年次	婚姻 marriages					離婚 divorces			婚姻数100に対する離婚数		
	総数	夫とも日本人(1)	夫日本人妻外国人(2)	夫外国人妻日本人(3)	夫とも外国人(4)	総数	夫または妻が日本人	夫とも外国人(4)	総数	夫または妻が日本人	夫とも外国人(4)
実数											
1965	958,902	950,696	1,067	3,089	4,050	77,557	77,195	362	8.1	8.1	8.9
1970	1,033,952	1,023,859	2,108	3,438	4,547	96,526	95,937	589	9.3	9.3	13.0
1975	945,976	935,583	3,222	2,823	4,348	120,023	119,135	888	12.7	12.7	20.4
1980	778,624	767,441	4,386	2,875	3,922	142,833	141,689	1,144	18.3	18.3	29.2
1985	739,002	723,669	7,738	4,443	3,152	168,212	166,640	1,572	22.8	22.6	49.9
1986	714,168	698,433	8,255	4,274	3,206	167,455	166,054	1,401	23.4	23.4	43.7
1987	699,163	681,589	10,176	4,408	2,990	159,667	158,227	1,440	22.8	22.7	48.2
1988	710,924	690,844	12,267	4,605	3,208	155,058	153,600	1,458	21.8	21.7	45.4
1989	711,783	685,473	17,800	5,043	3,467	159,351	157,811	1,540	22.4	22.3	44.4
1990	725,727	696,512	20,026	5,600	3,589	159,194	157,608	1,586	21.9	21.8	44.2
割合(%)											
									粗離婚率(%)	年平均人口	
1965	100.00	99.14	0.11	0.32	0.42	100.00	99.53	0.47	0.78	99,093,010	
1970	100.00	99.02	0.20	0.33	0.44	100.00	99.39	0.61	0.93	103,451,976	
1975	100.00	98.90	0.34	0.30	0.46	100.00	99.26	0.74	1.08	111,467,071	
1980	100.00	98.56	0.56	0.37	0.50	100.00	99.20	0.80	1.22	116,828,575	
1985	100.00	97.93	1.05	0.60	0.43	100.00	99.07	0.93	1.39	120,845,532	
1986	100.00	97.80	1.16	0.60	0.45	100.00	99.16	0.84	1.38	121,515,475	
1987	100.00	97.49	1.46	0.63	0.43	100.00	99.10	0.90	1.31	122,115,883	
1988	100.00	97.18	1.73	0.65	0.45	100.00	99.06	0.94	1.26	122,653,131	
1989	100.00	96.30	2.50	0.71	0.49	100.00	99.03	0.97	1.29	123,136,736	
1990	100.00	95.97	2.76	0.77	0.49	100.00	99.00	1.00	1.29	123,522,043	

厚生省統計情報部『人口動態統計』による、日本国内における婚姻および離婚の総数を示すが、人口動態統計公表数値は「夫妻とも外国人」を除いたものである。

離婚の「夫または妻が日本人」の細区分は原データの制約で行われていない。

(1) both Japanese, (2) husband, Japanese; wife, foreign, (3) husband, foreign; wife, Japanese,  
(4) both foreign.

#### 4. 有配偶合計離婚率の安定化

合計離婚率は1985年以後の5年間、男女とも19%以上から若干低下したが、これを合計初婚率<sup>8)</sup>で割って有配偶合計離婚率を求めると、総数で男は25%程度、女では24%程度にほぼ停滞しているといえる（表2）。つまり、合計離婚率の低下は合計初婚率の1985年からの低下とほぼ均衡している。49歳以下でも同様で、男20%，女22%程度といえる。つまり、1980年代後半においては、夫婦の5組に1組が50歳未満で離婚したといえる。

8) 詳しくは、注7文献および下記参照。

廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻動向：1988～1989年」、『人口問題研究』、第46巻4号、1991年1月、pp. 74-85。

廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻動向：1990年」、『人口問題研究』、第47巻4号、1992年1月、pp.85-97。

表2 性、有配偶合計離婚率および合計離婚率  
Marital total divorce rate and total divorce rate (%)

年 次	男 male			女 female		
	有配偶合計 離 婚 率 MTDR	合計離婚率 TDR	合計初婚率 TFMR	有配偶合計 離 婚 率 MTDR	合計離婚率 TDR	合計初婚率 TFMR
総 数						
1980	218.33	165.06	756.00	188.67	160.11	848.61
1985	250.72	195.23	778.68	233.03	193.30	829.50
1987	252.14	185.97	737.58	240.31	185.23	770.81
1988	241.98	180.58	746.27	233.32	180.84	775.07
1989	255.39	189.05	740.23	243.73	186.87	766.71
1990	250.13	189.18	756.33	241.96	187.00	772.85
49歳以下						
1980	184.08	138.47	752.21	173.18	146.06	843.42
1985	206.61	160.28	775.76	210.38	173.58	825.06
1987	206.82	151.90	734.44	216.23	165.77	766.62
1988	199.61	148.30	742.94	210.25	162.06	770.80
1989	206.99	152.49	736.69	218.50	166.59	762.44
1990	203.17	152.80	752.07	216.84	166.65	768.53

有配偶合計離婚率(MTDR)は合計離婚率(TDR)／合計初婚率(TFMR)。  
合計初婚率は注11文献による。

表3 性、年齢5歳階級別累積離婚率および合計離婚率  
Cumulative divorce rate within 5 year age group ,  
total divorce rate and mean age at divorce (%)

年 齢	男 male				女 female			
	1980年	1985年	1989年	1990年	1980年	1985年	1989年	1990年
15	—	19	0.18	0.36	0.31	0.32	1.16	1.79
20	—	24	7.63	9.92	10.17	10.66	17.57	20.33
25	—	29	26.29	27.02	28.78	29.57	37.57	39.27
30	—	34	36.01	36.13	35.41	35.56	34.64	37.46
35	—	39	30.05	35.22	30.76	30.04	25.64	32.63
40	—	44	22.12	29.26	26.24	25.95	17.94	25.20
45	—	49	16.19	22.38	20.82	20.70	11.56	16.90
50	—	54	10.20	14.80	14.32	14.24	6.76	9.69
55	—	59	6.68	8.73	8.58	8.58	3.74	5.32
60	—	64	4.13	5.04	4.83	4.97	2.07	2.67
65	—	69	3.21	3.20	2.99	2.81	1.00	1.36
70	—	74	2.01	2.34	2.08	2.15	0.47	0.63
75 歳 以 上			0.36	0.83	3.76	3.63	0.01	0.03
合 計								
49歳以下		138.47	160.28	152.49	152.80	146.06	173.58	166.59
総 数		165.06	195.23	189.05	189.18	160.11	193.30	186.87
平均年齢(件数)		37.29	38.93	39.16	39.16	34.58	36.16	36.28
平均年齢(率)		39.17	39.83	40.41	40.28	35.29	36.25	36.15

平均年齢は年齢各歳の件数および率による。年齢5歳階級別累積離婚率は年齢各歳別離婚率を各5歳階級内で累積(合計)したもの。

## 5. 年齢別離婚率の若年での上昇と中高年での低下

年齢別離婚率は1988年から1990年にかけて、男女ともおおむね19～35歳において上昇しており、36歳以上ではほとんどの年齢で（1990年の43歳を除く）で低下している（表4、図1）。20歳代における上昇は1980年代から継続しているものであるが、30歳代前半の再上昇は1985年の水準にまだ達していない（表3）。1989年から90年にかけての男の60～64、70～74歳、女の50～54、55～59、60～64歳におけるわずかの上昇は、女60～64歳を除いて1985年の水準に達しておらず、死亡率、死別率の低下による上昇とみられる。中高年夫婦の離婚率の上昇は1985年を頂点として近年は停滞している。

## 6. 平均離婚年齢の低下

率による平均離婚年齢は男は1985年（39.83歳）まで、女は1987年（36.27歳）まで上昇したが、以後低下している（表3）。これは最近離婚率が若年齢で上昇し、高年齢で低下しているためである。男の1985～89年の上昇（39.83～40.41歳）は大部分が1988年までの75歳以上の離婚の年齢分布推定による誤差による。1988年までの年齢が過小であるとみられる。なお、1988年から1989年にかけて、わずかに率の平均離婚年齢の上昇がみられる（74歳以下の平均離婚年齢：男39.56、39.57；女36.05、36.10により確認できる）。

## 7. 年齢別有配偶離婚率の若年での上昇と中高年での低下

1980年から1985年にかけて、年齢別有配偶離婚率は男女ともほとんどの年齢で上昇した（表5、図2）。これは従来からよく知られている事実である<sup>9)</sup>。1985～90年においては男は33歳以下で、女は31歳以下でひきつづき上昇した。逆に男では34歳以上（45歳除く）で、女は32歳以上（45、48歳除く）で低下した。1980年代後半における中年以上での離婚率の上昇はないといってよい。

---

9) 注2文献参照。

図1 性、年齢別離婚率：1980, 85, 89, 90年（age-specific divorce rate）

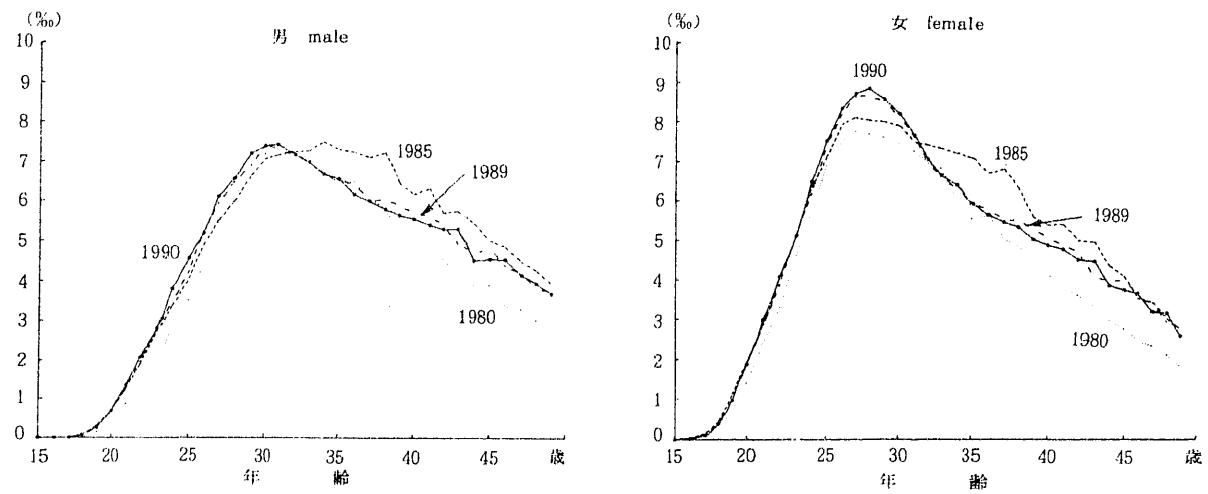


図2 性、年齢別有配偶離婚率：1980, 85, 90年（age-specific marital divorce rate）

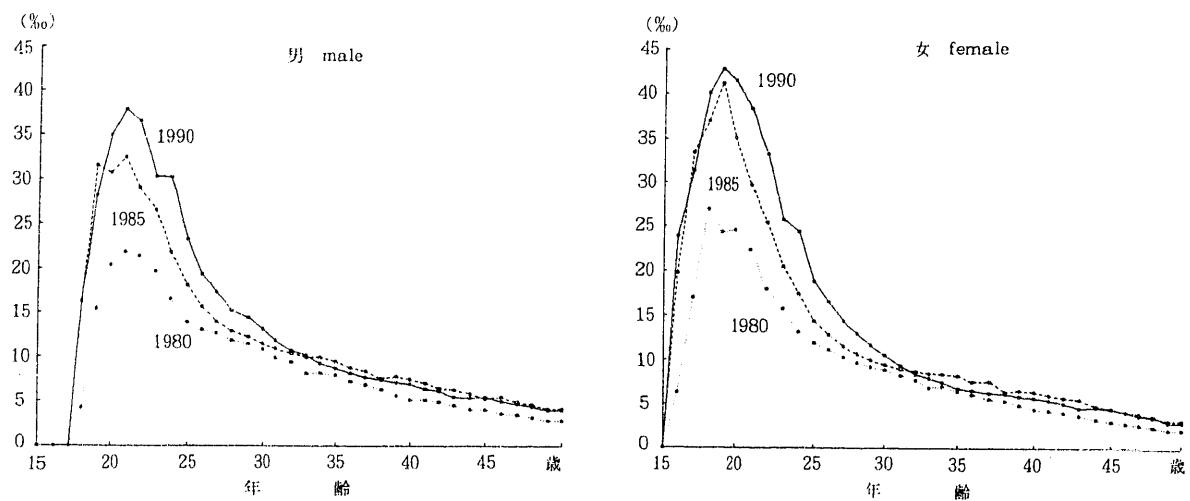


表4 年齢(各歳・5歳階級)別人口、離婚数および離婚率：男  
Age-specific divorce rate : male

年 齢	1989年			1990年		
	年平均人口	離 婚 数	離婚率(%)	年平均人口	離 婚 数	離婚率(%)
総 数	60,523,783	159,351	2.63	60,667,838	159,194	2.62
15	1,046,619	—	—	1,003,409	—	—
16	1,052,567	—	—	1,047,413	—	—
17	1,032,920	—	—	1,052,729	—	—
18	1,007,502	50	0.05	1,031,849	60	0.06
19	982,810	252	0.26	1,003,681	261	0.26
20	963,651	651	0.68	975,685	661	0.68
21	945,551	1,175	1.24	947,534	1,266	1.34
22	886,753	1,745	1.97	929,826	1,915	2.06
23	791,578	2,225	2.81	868,497	2,428	2.80
24	888,164	3,089	3.48	776,670	2,946	3.79
25	843,634	3,581	4.24	870,942	3,965	4.55
26	815,266	4,263	5.23	829,999	4,287	5.17
27	790,147	4,696	5.94	807,203	4,925	6.10
28	783,176	5,059	6.46	786,311	5,154	6.55
29	790,820	5,459	6.90	780,610	5,616	7.19
30	795,597	5,891	7.40	789,396	5,828	7.38
31	778,270	5,667	7.28	796,087	5,894	7.40
32	776,131	5,515	7.11	777,989	5,561	7.15
33	814,879	5,663	6.95	776,206	5,407	6.97
34	841,916	5,611	6.66	815,401	5,432	6.66
35	856,758	5,525	6.45	840,076	5,496	6.54
36	909,916	5,853	6.43	856,469	5,269	6.15
37	966,169	5,791	5.99	909,422	5,430	5.97
38	1,035,298	6,248	6.03	966,395	5,569	5.76
39	1,123,355	6,575	5.85	1,034,029	5,801	5.61
40	1,201,120	6,837	5.69	1,122,153	6,202	5.53
41	1,189,237	6,654	5.60	1,201,288	6,452	5.37
42	1,031,910	5,559	5.39	1,187,468	6,273	5.28
43	748,837	3,676	4.91	1,030,458	5,439	5.28
44	820,900	3,822	4.66	748,320	3,360	4.49
45	931,926	4,490	4.82	818,573	3,709	4.53
46	928,006	4,044	4.36	929,364	4,181	4.50
47	942,366	3,917	4.16	925,248	3,803	4.11
48	906,444	3,414	3.77	940,867	3,680	3.91
49	820,166	3,055	3.72	902,464	3,296	3.65
50歳以上	16,487,791	23,298	1.41	16,944,867	23,628	1.39
15~19	5,122,418	302	0.06	5,139,081	321	0.06
20~24	4,475,697	8,885	1.99	4,498,211	9,216	2.05
25~29	4,023,043	23,058	5.73	4,075,066	23,947	5.88
30~34	4,006,793	28,347	7.07	3,955,080	28,122	7.11
35~39	4,891,496	29,992	6.13	4,606,391	27,565	5.98
40~44	4,992,004	26,548	5.32	5,289,686	27,726	5.24
45~49	4,528,908	18,920	4.18	4,516,517	18,669	4.13
50~54	3,997,922	11,434	2.86	4,006,665	11,392	2.84
55~59	3,707,418	6,400	1.73	3,777,620	6,515	1.72
60~64	3,095,699	3,029	0.98	3,218,920	3,232	1.00
65~69	2,026,225	1,219	0.60	2,169,091	1,244	0.57
70~74	1,522,438	636	0.42	1,551,591	670	0.43
75歳以上	2,138,090	580	0.27	2,220,979	575	0.26
合 計	48,528,150	159,351	189.05	49,024,899	159,194	189.18
平均年齢		39.16	40.41		39.16	40.28

年平均人口の総数行は男の年平均総人口。合計行は15歳以上の年平均人口。離婚率の合計行は合計離婚率。

平均年齢は年齢各歳の件数および率による。離婚数に夫妻とも外国人の離婚を含み、人口に外国人を含む。

表4(つづき) 年齢(各歳・5歳階級)別人口、離婚数および離婚率：女  
Age-specific divorce rate : female

年 齢	1989年			1990年		
	年平均人口	離 婚 数	離婚率(%)	年平均人口	離 婚 数	離婚率(%)
総 数	62,612,953	159,351	2.55	62,854,206	159,194	2.53
15	994,724	—	—	952,426	—	—
16	1,002,168	14	0.01	993,746	18	0.02
17	980,691	131	0.13	1,001,612	111	0.11
18	956,630	394	0.41	982,566	393	0.40
19	930,751	931	1.00	958,128	935	0.98
20	914,379	1,750	1.91	930,738	1,742	1.87
21	901,351	2,589	2.87	910,742	2,713	2.98
22	849,677	3,306	3.89	898,112	3,665	4.08
23	761,078	3,941	5.18	842,561	4,310	5.12
24	854,076	5,314	6.22	755,329	4,906	6.50
25	811,709	6,019	7.42	847,098	6,369	7.52
26	787,701	6,471	8.22	807,802	6,734	8.34
27	768,797	6,659	8.66	787,155	6,864	8.72
28	763,704	6,634	8.69	767,609	6,792	8.85
29	773,935	6,597	8.52	762,789	6,555	8.59
30	781,140	6,361	8.14	773,354	6,355	8.22
31	764,912	5,838	7.63	781,328	5,999	7.68
32	762,230	5,315	6.97	764,618	5,412	7.08
33	800,024	5,321	6.65	762,806	5,095	6.68
34	824,490	5,211	6.32	800,854	5,159	6.44
35	843,823	5,042	5.98	824,241	4,909	5.96
36	900,385	5,224	5.80	844,655	4,786	5.67
37	956,833	5,287	5.53	901,250	4,934	5.47
38	1,024,619	5,667	5.53	957,572	5,120	5.35
39	1,112,696	5,894	5.30	1,024,132	5,176	5.05
40	1,189,957	6,055	5.09	1,112,330	5,444	4.89
41	1,176,142	5,741	4.88	1,189,759	5,705	4.80
42	1,020,124	4,848	4.75	1,175,087	5,331	4.54
43	747,236	3,045	4.08	1,018,268	4,563	4.48
44	827,047	3,311	4.00	746,196	2,894	3.88
45	941,221	3,757	3.99	825,382	3,092	3.75
46	937,314	3,391	3.62	938,974	3,445	3.67
47	950,535	3,222	3.39	935,060	3,006	3.21
48	917,124	2,713	2.96	949,111	3,018	3.18
49	832,644	2,368	2.84	913,532	2,376	2.60
50歳以上	19,827,441	14,990	0.76	20,349,662	15,268	0.75
15~19	4,864,964	1,469	0.30	4,888,478	1,457	0.30
20~24	4,280,561	16,900	3.95	4,337,482	17,336	4.00
25~29	3,905,846	32,380	8.29	3,972,454	33,314	8.39
30~34	3,932,796	28,046	7.13	3,882,960	28,020	7.22
35~39	4,838,356	27,114	5.60	4,551,850	24,925	5.48
40~44	4,960,506	23,000	4.64	5,241,640	23,937	4.57
45~49	4,578,838	15,451	3.37	4,562,060	14,937	3.27
50~54	4,083,494	7,843	1.92	4,092,438	7,903	1.93
55~59	3,854,569	3,931	1.02	3,927,529	4,096	1.04
60~64	3,413,082	1,882	0.55	3,495,195	1,933	0.55
65~69	2,799,793	816	0.29	2,895,506	835	0.29
70~74	2,152,794	341	0.16	2,231,491	325	0.15
75歳以上	3,523,710	177	0.05	3,707,504	176	0.05
合 計	51,189,308	159,351	186.87	51,189,308	159,194	187.50
平均年齢		36.28	36.25		36.21	36.15

表5 年齢(各歳、5歳階級)別有配偶人口に対する離婚率:男  
Age-specific marital divorce rate : male

年齢	1980年		1985年		1990年	
	有配偶人口	離婚率(%)	有配偶人口	離婚率(%)	有配偶人口	離婚率(%)
総数	29,460,569	4.85	30,577,921	5.50	31,549,624	5.05
15	313	--	20	--	29	--
16	595	--	94	--	109	--
17	1,138	--	542	--	1,137	--
18	3,548	4.26	3,371	16.17	3,693	16.25
19	8,265	15.37	7,587	31.53	9,268	28.16
20	17,648	20.34	19,250	30.68	18,931	34.92
21	32,227	21.83	33,106	32.47	33,453	37.84
22	52,107	21.34	53,619	29.01	52,357	36.58
23	82,330	19.69	81,775	26.59	80,030	30.34
24	137,882	16.54	121,393	21.79	97,410	30.24
25	211,487	13.92	177,813	18.09	170,209	23.29
26	287,749	13.04	248,407	15.67	221,550	19.35
27	390,833	12.64	306,294	13.94	283,313	17.38
28	499,733	11.80	359,484	12.91	338,345	15.23
29	619,976	11.48	441,802	12.20	388,841	14.44
30	748,015	10.84	515,565	11.48	443,438	13.14
31	901,811	9.82	561,307	10.91	498,638	11.82
32	956,298	9.34	637,874	10.33	521,159	10.67
33	962,561	8.03	706,999	9.93	535,341	10.10
34	617,207	8.15	784,666	9.90	589,509	9.21
35	680,781	7.93	873,131	9.41	631,623	8.70
36	851,616	7.19	993,192	8.77	647,615	8.14
37	839,186	6.86	1,014,034	8.34	704,043	7.71
38	877,861	6.28	994,386	7.52	759,059	7.34
39	867,372	5.63	626,995	7.72	821,649	7.06
40	799,347	5.13	683,302	7.44	899,629	6.89
41	704,366	5.14	845,729	7.00	1,011,310	6.38
42	760,988	4.91	828,115	6.43	1,021,447	6.14
43	792,176	4.55	862,589	6.30	993,775	5.47
44	807,068	4.10	849,188	5.84	624,970	5.38
45	781,921	4.10	779,606	5.30	675,924	5.49
46	752,487	3.62	685,441	5.42	834,072	5.01
47	763,908	3.46	738,708	4.91	814,317	4.67
48	755,165	3.15	767,325	4.62	848,501	4.34
49	739,005	2.85	779,666	4.18	829,541	3.97
50歳以上	11,155,599	1.27	13,195,547	1.69	15,145,390	1.56
15-19	13,860	10.26	11,614	25.29	14,236	22.55
20-24	322,194	18.86	309,143	26.01	282,181	32.66
25-29	2,009,778	12.26	1,533,800	13.96	1,402,258	17.08
30-34	4,185,891	9.23	3,206,411	10.42	2,588,085	10.87
35-39	4,116,816	6.72	4,501,738	8.37	3,563,988	7.73
40-44	3,863,945	4.75	4,068,923	6.57	4,551,131	6.09
45-49	3,792,486	3.44	3,750,745	4.87	4,002,355	4.66
50-54	3,350,328	2.16	3,639,476	3.19	3,645,584	3.12
55-59	2,361,108	1.42	3,173,826	1.88	3,483,118	1.87
60-64	1,804,145	0.89	2,196,929	1.10	2,979,861	1.08
65-69	1,563,459	0.72	1,610,212	0.71	1,991,846	0.62
70-74	1,105,923	0.48	1,294,521	0.55	1,372,522	0.49
75歳以上	970,636	0.38	1,280,583	0.39	1,672,459	0.34

離婚数に夫妻とも外国人の離婚を含み、有配偶人口に外国人を含む。

総数行の率は15歳以上有配偶人口に対する率。有配偶人口は年齢不詳および配偶関係不詳を順次按分した。

1980,85年については注2文献の値を訂正した。

表5(つづき) 年齢(各歳、5歳階級)別有配偶人口に対する離婚率:女  
Age-specific marital divorce rate: female

年齢	1980年		1985年		1990年	
	有配偶人口	離婚率(%)	有配偶人口	離婚率(%)	有配偶人口	離婚率(%)
総数	29,535,293	4.84	30,580,220	5.50	31,487,863	5.06
15	311	—	113	—	64	—
16	1,443	6.29	1,383	19.71	753	23.89
17	4,094	16.99	4,135	33.44	3,546	31.31
18	10,187	26.92	10,972	37.08	9,788	40.15
19	22,395	24.35	20,967	41.26	21,804	42.88
20	45,041	24.60	46,989	35.14	41,941	41.53
21	85,048	22.32	78,093	29.79	70,575	38.44
22	141,609	17.95	126,143	25.46	110,254	33.24
23	225,464	15.74	193,768	20.48	166,933	25.82
24	352,981	13.11	280,415	17.41	200,917	24.42
25	479,178	11.88	384,091	14.39	339,057	18.78
26	573,126	11.10	485,167	12.81	408,292	16.49
27	681,933	10.30	541,047	11.50	478,307	14.35
28	768,349	9.65	574,278	10.71	524,852	12.94
29	849,643	9.24	641,090	10.01	562,221	11.66
30	941,001	8.89	689,307	9.47	602,248	10.55
31	1,052,014	8.28	707,239	8.98	640,323	9.37
32	1,058,684	7.79	770,073	8.72	642,558	8.42
33	1,018,271	6.89	824,269	8.56	638,980	7.97
34	644,632	7.05	884,170	8.42	683,995	7.54
35	706,442	6.55	958,633	8.29	716,550	6.85
36	871,494	6.15	1,058,828	7.57	724,069	6.61
37	849,407	5.63	1,056,033	7.63	778,935	6.33
38	875,346	5.36	1,008,333	6.46	826,774	6.19
39	857,364	4.90	635,451	6.62	879,786	5.88
40	786,301	4.49	694,038	6.48	949,549	5.73
41	687,189	4.32	850,734	6.05	1,045,382	5.46
42	740,533	4.09	826,024	5.73	1,038,764	5.13
43	761,784	3.78	850,123	5.60	990,088	4.61
44	767,036	3.33	831,190	4.86	622,875	4.65
45	739,498	3.11	760,522	4.51	677,624	4.56
46	707,225	2.85	663,348	4.18	828,053	4.16
47	712,671	2.66	712,546	3.99	803,331	3.74
48	693,773	2.45	732,590	3.51	826,266	3.65
49	675,500	2.15	735,512	3.21	803,910	2.96
50歳以上	9,148,328	0.98	10,942,605	1.30	12,828,499	1.19
15-19	38,430	23.37	37,570	38.26	35,955	40.52
20-24	850,143	16.14	725,409	22.11	590,620	29.35
25-29	3,352,228	10.24	2,625,673	11.63	2,312,729	14.40
30-34	4,714,601	7.82	3,875,058	8.80	3,208,103	8.73
35-39	4,160,052	5.69	4,717,277	7.36	3,926,114	6.35
40-44	3,742,843	4.00	4,052,110	5.72	4,646,658	5.15
45-49	3,528,667	2.65	3,604,517	3.88	3,939,185	3.79
50-54	3,013,854	1.64	3,354,582	2.31	3,466,801	2.28
55-59	2,331,082	1.00	2,808,075	1.36	3,171,997	1.29
60-64	1,606,768	0.65	2,079,380	0.78	2,578,035	0.75
65-69	1,147,761	0.39	1,325,009	0.49	1,790,260	0.47
70-74	655,968	0.25	835,785	0.31	1,028,666	0.32
75歳以上	392,895	0.19	539,774	0.21	792,739	0.22

---

## 書評・紹介

---

Nathan Keyfitz and John A. Beekman,  
*Demography Through Problems*

Springer Verlag New York Inc., 1984, viii+141pp.

本書は，“Problem Books in Mathematics”というシリーズのうちの1冊で、形式人口学の問題集である。序文によれば、大半の問題とその解答は著者らによって創出されたものである。著者の1人Keyfitzはいまさら説明するまでもなくこの分野における泰斗であり、彼が本書で提示している問題すなわち人口学ともいえよう。

本の構成をみると、全部で6つの章に分かれており、各章の最初には必要に応じて教学的な概念について簡単な説明があり、それに統いて問題と解答が記されている。第I章の「年齢に依存しない人口」では、指數関数とロジスティック曲線関連の問題やグラフ理論と行列の問題がある。第II章の「生命表」では、出題が5節に分かれており、1) いろいろな死亡率と比率の問題、2) 生命表関数と分布、3) 生命表の部分的変更、4) 死力と平均余命、5) ゴンバーツ、メイカム、ワイブルの法則、といった分野から出されている。この章は人口学でも重要な中心的な事項が多いといえよう。したがって問題数も75問と最も多くなっている。第III章の「安定人口理論の応用」では、安定人口理論において中心的な役割を担う次の式、 $\int_a^b b e^{-rx} l(x)m(x)dx = b$  を扱った設問であり、第IV章の「安定状態の下での出生と死亡」はそのさらなる応用である。第V章の「推計と予測」では、推計の際に用いられる行列と固有値、固有ベクトルによる設問が主なものである。第VI章の「確率的人口モデル」では、確率論の初步的事項を簡単におさらいした後で、それらを前章までの分野に適用した問題が出されている。問題数は全部で308題あり、非常に簡単な設問から高度の知識を必要とするものまである。また、巻末には21の参考文献が挙げられている。

さて、問題集となれば当然その難易度がどの程度のものなのか関心を惹こう。評者がいくつか解いてみた限りでは解法のテクニックという観点からすれば日本の大学入試の数学問題よりも易しいけれども、その際に要求される人口学的知識の量と人口理論の理解度は、はなはだ高級なものといえよう。つまり、数学の問題集を解く際に要求される「ひらめき」はあまり必要ではないけれども、広範に及ぶ人口理論の十分な理解が必要である。大半は高校レベルの微積の知識と必要な人口学的知識があれば解けるものであるが、場合によっては大学の教養課程での行列の知識や確率論の知識、あるいはコンピュータでのプログラミングによる簡単な繰り返し計算などが要求される。解答にはMBASICによるプログラムリストも掲載されており、数年前に来日した際の講演で自作のプログラムリストを見せていたKeyfitzらしい構成である。また、日米の数学教育におけるカリキュラムの違いであろうか、グラフ理論を用いた問題も若干あり、このあたりは日本の読者にはなじみが薄いかも知れない。

日本では人口学の問題集は出版されていない。したがって形式人口学をより深く学ぼうとしてもままならないケースがでてくる。そういう問題に対処するうえでこの書は大きな助けになると思われたのでここで取り上げてみた。人口理論の複雑な応用問題というより単純な応用が多いので、人口学を学ぶ人にとって理解を深めるためにこれにチャレンジすることが薦められようし、人口学を教える立場の人にとって有用な一冊といえよう。

(大場 保)

John N. Edwards and David H. Demo (eds.),  
*Marriage and Family in Transition*

Boston, Allyn and Bacon, 1991, 519pp.

家族と結婚は、常に互いに影響を与えるながら変動している。しかし、時にその変化が大きく目につくことがある。今のアメリカは、まさにその時である。アメリカにおいて結婚と家族をめぐる状況は非常に大きく動いている。

そのようなアメリカの状況をとらえる論文集が本書である。それは、「デートと配偶者選択」、「結婚と家族内の関係」、「家族と結婚制度の分解とその影響」、「新たな親密なる関係と未来への課題」の4部からなり、それらの問題を適切にとらえる代表的な論文38編からなる。

第1部においては、婚前交渉が「結婚」に与える影響を扱う J. D' Emilio and E. B. Freedman の論文と、「共生」(cohabitation) が「結婚」全体、また、配偶者選択過程に大きな影響を与えていたという G. B. Spanier の論文が興味深い。

第2部では、共働きが夫婦の役割を変化させ、互いのライフコースを変化させている実状や片親家族における親子関係、親子役割の問題点を描いている。

日本では容易に理解しがたい現代アメリカの「子育て観」を論じる E. E. LeMasters and J. DeFrain の論文は、アメリカにおける結婚や出生動向のデータ解釈に有用であろう。

また、平均寿命の伸びが家族の構造や個人のライフコースに与える影響を扱ういくつかの論文は、そのまま日本においても現状分析や研究に役立つであろう。たとえば、祖父母の役割が個人的にもライフコース研究にも大切となること、また、死別者に対する情緒的・経済的援助に関する大いなる必要性の指摘などである。さらに、寿命の伸びは、親の介護時間の増加を生んでいることが指摘され、いわゆる中年期が子どもと親にはさまれる問題点の多い「サンドウィッヂジェネレーション」となることを論じる。

日本における父子世帯や母子世帯の増加と人口高齢化の問題を探求する際の参考となるであろう。

第3部では、離婚にいたる過程、離婚の子どもへの影響、さらに、再婚後の家族における問題をも扱い、家族の成員間で共通の認識がないため成員全員が苦しんでいる事情を描く。アメリカにおいては、離婚後に子どもの90%は母親と住み、母親が情緒的な支えを子どもに求めたり、家庭内での父的な役割を求められることが多く、そのため親と子の通常見られる壁があいまいになり、母親が母としてというよりも友だちとして機能するようになる、という家族の変容と問題点を描く。

また、夫婦の共有する資産の蓄積が、夫婦を分かれにくくさせている、と主張し、「子ども」の共有以上に「モノ」の共有が夫婦のかすがいとなっているとする、A. Booth 等の論考も興味深い。

さらに、再婚後の義理家族 (step-families) の行動規範が明白でないために生じる問題を扱う論文も興味深い。日本においては、まだ、対象が少なく研究するのが困難な再婚家族であるが、よい先行研究例となろう。

第4部では、複数婚や同性間の「結婚」や性交渉を伴わない人口再生産、高齢化社会における「老いと若きの戦争」を描く。そして、最後に、家族志向の強まり (pro-family) がアメリカの全体的な動向であるにしても、支配的な家族像がないために、永遠に審議未了の状態になりかねないことが議論される。

さて、本書においては、出産や子育てという生物学的ノルムから離れて遠く、自分の生活の快適と自己実現を生活の目的とする「meism」の普及が及ぼした人口学的結果が論じられている。とまとめることができよう。その「meism」の結果は、近い将来、日本にもきたると考えられる。したがって、結婚や出産が、人生の目的や必然の通過点ではなくなりつつある現在の日本にとってよき導きの書となるであろう。

そして、われわれは、とかく結婚や家族に対しては固定的なイメージを描きがちであるが、それが大きな誤謬であることを本書は教えてくれる。同時にその教訓の認識は、人口学的分析の視座の拡大につながるであろう。

(坂井博通)

## 統計

### 都道府県別標準化人口動態率：1990年

わが国の都道府県別標準化人口動態率については1925年、30年および1950年以降5年毎の国勢調査年次および1985年以降各年に発表してきている<sup>1)</sup>。今回、1990年分についての標準化人口動態率算出が成ったので、ここにその結果を紹介する。

使用した資料は次のとおりである。

出生数・死亡数（日本人のみ）：厚生省大臣官房統計情報部、『平成2年 人口動態統計中巻』（1992年1月刊）。

人口（日本人人口）：総務省統計局、『平成2年 国勢調査報告 第2巻 第1次基本集計結果』（1992年1月刊）（国籍および年齢不詳を按分補正した人口）。

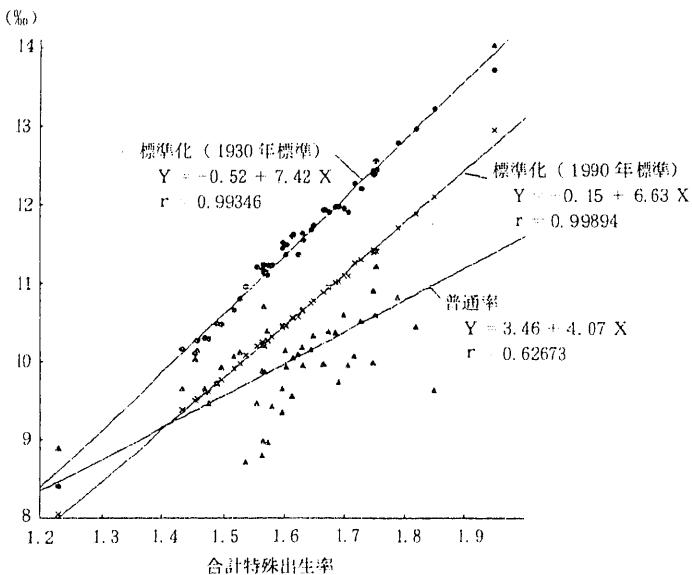
標準化人口動態率計算の方法は、Newsholme-Stevenson の任意標準人口標準化法の直接法<sup>2)</sup>によるもので、標準人口は1930年（昭和5年）の全国人口（沖縄県を含む）および1990年全国人口を採用している。

なお、基礎となる年齢別動態率（出生率および死亡率）は5歳階級別に行い<sup>3)</sup>、最終の年齢階級（open end）は80歳以上一括とした。

母の年齢別出生数については、母の年齢15歳未満の出生数は15～19歳に、50歳以上のそれは45～49歳にそれぞれ含めた。さらに年齢不詳の出生数および死亡数については既知の年齢階級別数値の割合に応じて按分補正を行った。

（石川 晃・坂東里江子）

図 都道府県別、合計特殊出生率と標準化出生率、普通出生率との相関：1990年



1) 前年（1989年）の結果については、

石川晃、「都道府県別標準化人口動態率：1989年」、『人口問題研究』、第47巻第1号、1991年4月を参照。ただし1989年の率算出に用いた人口は、総人口（日本に在住する外国人を含む）である。

2) 各都道府県の性・年齢別人口構成が標準人口と同じと仮定し、各都道府県の性・年齢別出生率、死亡率を適用した場合に得られる出生数、死亡数を標準人口で割ったものである。ただし、出生率は女子についてのみ計算する。これにより、人口構造の影響を除いた出生率、死亡率および人口増加率の水準を示そうとするものである。

3) 女子の年齢別出生率について、1990年分は本号「都道府県別、女子の年齢（5歳階級）別特殊出生率および合計特殊出生率：1990年」を参照。

## 都道府県別 標準化人口動態率：1990年

(%)

都道府県	1930年全国人口標準					1990年全国人口標準					〔参考〕普通率							
	出生率	順位	死亡率	順位	自然 増加率	順位	出生率	順位	死亡率	順位	自然 増加率	順位	出生率	順位	死亡率	順位	自然 増加率	順位
全 国	10.74	-	2.79	-	7.96	-	9.95	-	6.68	-	3.27	-	9.95	-	6.68	-	3.27	-
1 北海道	10.15	45	2.85	15	7.30	45	9.39	46	6.71	21	2.68	45	9.66	35	6.52	38	3.14	15
2 青森	11.18	32	3.08	1	8.09	36	10.25	31	7.14	3	3.11	37	9.88	30	7.30	26	2.58	26
3 岩手	12.27	9	2.80	22	9.46	9	11.26	10	6.74	15	4.52	11	10.07	20	7.69	20	2.38	30
4 宮城	11.11	36	2.73	32	8.38	32	10.27	29	6.53	35	3.74	28	10.40	10	6.23	40	4.16	7
5 秋田	11.23	29	2.88	12	8.34	34	10.27	30	6.84	11	3.42	34	8.97	44	8.16	13	0.81	43
6 山形	12.44	7	2.67	39	9.77	7	11.40	8	6.58	27	4.81	8	9.99	24	8.29	8	1.70	36
7 福島	12.79	4	2.82	19	9.97	4	11.71	4	6.70	24	5.01	6	10.82	4	7.50	25	3.32	11
8 茨城	11.69	18	2.91	7	8.77	22	10.75	18	6.93	6	3.82	23	10.16	15	6.69	35	3.47	10
9 栃木	11.91	15	3.01	3	8.90	17	10.94	15	7.17	2	3.77	26	10.38	11	7.07	29	3.32	12
10 群馬	11.55	22	2.72	34	8.83	20	10.67	19	6.58	28	4.08	17	9.95	26	6.96	32	3.00	18
11 埼玉	10.47	41	2.75	24	7.72	41	9.77	40	6.73	17	3.04	41	9.93	29	4.90	47	5.03	4
12 千葉	10.30	42	2.67	38	7.63	42	9.60	43	6.52	36	3.08	38	9.65	36	5.22	45	4.43	6
13 東京	8.41	47	2.74	27	5.66	47	8.05	47	6.65	26	1.40	47	8.89	45	6.02	42	2.87	21
14 神奈川	10.11	46	2.67	41	7.44	44	9.50	45	6.43	38	3.06	40	10.03	23	4.99	46	5.04	3
15 新潟	11.98	11	2.59	46	9.39	11	11.02	13	6.30	45	4.72	9	9.74	32	7.58	24	2.16	33
16 富山	11.24	28	2.73	31	8.51	28	10.20	34	6.43	39	3.77	27	8.99	43	7.73	19	1.26	39
17 石川	11.48	24	2.65	43	8.83	19	10.46	25	6.42	40	4.04	21	9.94	28	7.09	28	2.85	22
18 福井	12.56	5	2.60	45	9.95	5	11.41	6	6.32	44	5.10	4	10.59	7	7.60	22	2.99	19
19 山梨	11.37	26	2.75	25	8.61	27	10.58	21	6.54	33	4.04	20	10.10	19	7.77	17	2.32	31
20 長野	11.90	16	2.50	47	9.40	10	11.10	12	6.04	46	5.05	5	9.95	27	7.75	18	2.21	32
21 岐阜	11.16	34	2.70	35	8.46	29	10.20	35	6.55	32	3.64	29	9.87	31	6.84	34	3.03	17
22 静岡	11.36	27	2.64	44	8.72	24	10.46	24	6.38	41	4.08	18	10.15	17	6.45	39	3.70	9
23 愛知	11.13	35	2.73	30	8.40	30	10.21	33	6.71	20	3.50	33	10.71	5	5.65	43	5.06	2
24 三重	11.62	20	2.81	21	8.81	21	10.55	23	6.77	14	3.78	25	10.05	22	7.65	21	2.41	29
25 滋賀	12.45	6	2.66	42	9.79	6	11.41	7	6.56	30	4.84	7	11.21	2	6.56	36	4.65	5
26 京都	10.29	43	2.74	28	7.55	43	9.61	42	6.57	29	3.04	42	9.47	39	7.05	30	2.42	28
27 大阪	10.27	44	3.07	2	7.20	46	9.53	44	7.33	1	2.21	46	10.15	16	6.18	41	3.97	8
28 兵庫	10.80	38	2.88	14	7.92	38	9.98	38	6.90	8	3.08	39	10.12	18	6.91	33	3.22	13
29 奈良	10.49	40	2.74	29	7.75	39	9.70	41	6.73	18	2.98	44	9.73	33	6.55	37	3.18	14
30 和歌山	11.21	31	2.94	4	8.27	35	10.19	36	7.04	4	3.15	36	9.46	40	8.67	5	0.79	44
31 鳥取	12.97	3	2.83	16	10.14	3	11.88	3	6.71	22	5.18	3	10.45	9	8.51	6	1.94	35
32 島根	13.21	2	2.68	37	10.53	2	12.10	2	6.32	43	5.78	2	9.64	37	9.08	2	0.55	45
33 岡山	11.93	14	2.73	33	9.21	13	10.88	16	6.46	37	4.42	14	9.97	25	8.00	15	1.97	34
34 広島	11.63	19	2.78	23	8.86	18	10.64	20	6.56	31	4.08	19	10.19	14	7.23	27	2.96	20
35 山口	11.17	33	2.83	18	8.35	33	10.22	32	6.72	19	3.50	32	8.81	46	8.51	7	0.30	46
36 徳島	11.60	21	2.91	8	8.69	25	10.56	22	7.00	5	3.56	31	9.56	38	8.75	4	0.81	42
37 香川	11.52	23	2.75	26	8.77	23	10.45	26	6.54	34	3.92	22	9.35	42	8.16	12	1.19	40
38 愛媛	11.44	25	2.81	20	8.63	26	10.44	27	6.66	25	3.78	24	9.66	34	8.24	11	1.42	38
39 高知	10.96	37	2.92	5	8.04	37	10.08	37	6.81	13	3.27	35	8.72	47	9.33	1	-0.61	47
40 福岡	10.66	39	2.91	6	7.74	40	9.92	39	6.88	9	3.04	43	10.07	21	7.02	31	3.05	16
41 佐賀	12.38	8	2.90	9	9.48	8	11.43	5	6.82	12	4.61	10	10.90	3	8.28	10	2.62	24
42 長崎	11.96	13	2.89	11	9.07	15	11.10	11	6.92	7	4.18	16	10.60	6	8.00	14	2.59	25
43 熊本	11.73	17	2.67	40	9.07	16	10.78	17	6.35	42	4.43	13	10.34	13	7.91	16	2.42	27
44 大分	11.22	30	2.83	17	8.40	31	10.31	28	6.74	16	3.58	30	9.43	41	8.29	9	1.14	41
45 宮崎	11.97	12	2.90	10	9.08	14	11.01	14	6.70	23	4.30	15	10.37	12	7.60	23	2.78	23
46 鹿児島	12.21	10	2.88	13	9.33	12	11.30	9	6.86	10	4.44	12	10.52	8	8.83	3	1.69	37
47 沖縄	13.71	1	2.69	36	11.02	1	12.96	1	5.96	47	6.99	1	14.04	1	5.31	44	8.72	1

率算出の分母人口は、日本人人口1,000についてのものである。

## 都道府県別女子の年齢(5歳階級)別特殊出生率 および合計特殊出生率：1990年

わが国の都道府県別出生力に関する指標、すなわち女子の年齢別特殊出生率および合計特殊出生率の算定は、国勢調査年次および1970年以降各年に発表してきている<sup>1)</sup>。今回、これら指標の1990年分についての算定が成ったので、ここにその結果を紹介する。

使用した資料は次のとおりである。

出生数(日本人のみ)：厚生省大臣官房統計情報部、『平成2年 人口動態統計 中巻』(1992年1月刊)。

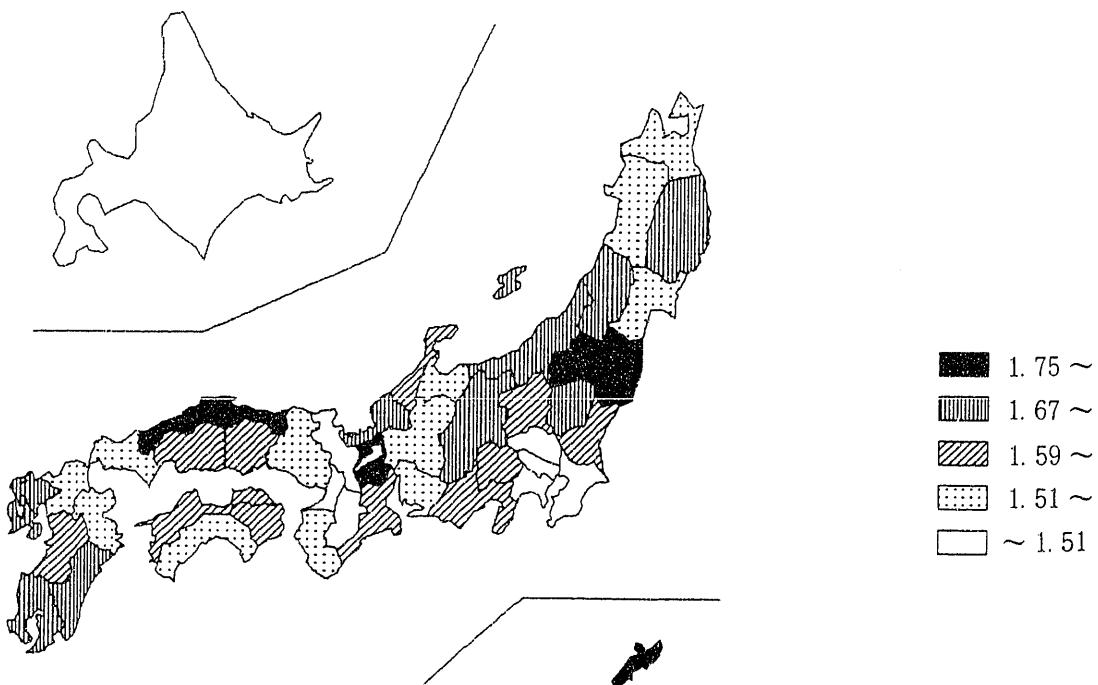
人口(日本人人口)：総務庁統計局、『平成2年 国勢調査報告 第2巻 第1次基本集計結果』(1992年1月刊) (国籍および年齢不詳を按分補正した人口)。

率算出の年齢区分は5歳階級によって行い、母の年齢15歳未満の出生数は15～19歳に、50歳以上のそれは45～49歳にそれぞれ含め、年齢不詳の出生数については既知の年齢階級別数値の割合に応じて按分補正をした。

なお、合計特殊出生率の計算は5歳階級によるため、既報の1990年全国値<sup>2)</sup>とは数値が異なる。ちなみに各歳別の出生率による全国の合計特殊出生率は1.54である。

(石川 晃・坂東里江子)

図 合計特殊出生率：1990年



1) 厚生省人口問題研究所(石川晃)、「都道府県別人口の出生力に関する主要指標 昭和45年～60年」、研究資料第246号、1987年2月。

石川晃、「都道府県別女子の年齢(5歳階級)別特殊出生率および合計特殊出生率：1989年」、『人口問題研究』、第47巻第1号、1991年4月。ただし1989年の率算出に用いた人口は、総人口(日本に在住する外国人を含む)である。

2) 石川晃、「全国人口の再生産に関する主要指標：1990年」、『人口問題研究』、第47巻第4号、1992年1月。

表1 都道府県別、女子の年齢別特殊出生率および合計特殊出生率：1990年

都道府県	女子の年齢別特殊出生率 (%)								合計特殊	
	総数	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	出生率	順位
全 国	39.21	3.60	44.79	139.82	93.18	20.78	2.38	0.05	1.52	-
1 北 海 道	36.96	4.14	48.23	126.97	84.76	20.02	2.27	0.05	1.43	46
2 青 岩 宮 秋	40.09	3.65	60.23	142.56	84.70	19.15	2.22	0.02	1.56	35
3 石 手 城 田	43.92	4.25	64.80	154.82	96.64	20.35	2.64	0.04	1.72	10
4 宮 城 田	41.84	2.81	50.29	144.39	93.07	20.97	2.57	0.06	1.57	30
5 秋 田	39.70	2.35	52.83	155.38	86.71	15.65	1.61	0.07	1.57	29
6 山 福 形 島	45.64	1.86	58.73	169.09	99.78	18.13	1.84	0.03	1.75	8
7 茨 滋 栃 群	47.37	4.22	66.70	165.69	98.66	20.28	1.93	-	1.79	4
8 埼 茨 木 馬	40.90	4.55	54.21	151.57	96.98	19.23	2.05	0.05	1.64	18
9 津 城 木 馬	42.53	3.92	58.70	153.39	96.18	19.83	2.20	0.09	1.67	15
10 群 馬	40.68	3.72	54.69	144.96	99.18	21.06	2.37	0.04	1.63	19
11 埼 千 東 神 新	36.33	3.63	40.09	131.93	98.46	22.50	2.58	0.05	1.50	40
12 千 東 神 新	36.14	3.52	41.08	129.86	94.62	22.25	2.40	0.04	1.47	43
13 東 神 新	33.09	2.75	24.96	95.86	91.31	27.60	3.39	0.06	1.23	47
14 神 新 奈 渥	37.57	3.22	35.44	125.22	99.52	24.73	2.66	0.04	1.45	45
15 新 奈 渥	42.64	2.70	55.32	157.53	100.29	19.94	1.88	0.02	1.69	13
16 富 石 福 山 長	37.25	2.45	53.59	164.30	78.42	12.72	1.28	0.05	1.56	33
17 石 福 山 長	39.74	2.95	52.45	166.86	82.13	14.87	1.27	0.05	1.60	24
18 福 井 梨 野	45.37	3.04	56.83	187.02	86.93	14.24	1.69	0.15	1.75	6
19 福 井 梨 野	42.72	2.72	41.66	151.27	103.49	22.99	2.31	0.04	1.62	21
20 長 梨 野	43.60	1.94	39.82	159.52	113.86	23.59	2.43	0.05	1.71	11
21 岐 阪 韶 愛 三 滋	39.12	2.31	44.52	165.35	85.59	14.24	1.36	0.03	1.57	31
22 韶 愛 三 滋	40.81	3.44	49.88	151.72	94.61	18.69	1.99	0.04	1.60	25
23 愛 三 滋	40.49	3.70	46.22	157.08	87.58	16.59	1.83	0.06	1.57	32
24 三 滋	41.11	3.95	57.64	165.24	80.43	13.81	1.66	0.03	1.61	22
25 滋	44.90	3.55	49.27	179.59	98.73	17.11	1.92	0.05	1.75	5
26 京 大 兵 奈 和 歌	36.43	2.86	33.25	137.59	97.66	21.37	2.30	0.07	1.48	42
27 大 兵 奈 和 歌	37.24	4.57	42.95	130.62	90.02	20.58	2.52	0.05	1.46	44
28 兵 奈 和 歌	39.01	4.09	44.69	143.50	91.05	19.69	2.26	0.06	1.53	38
29 奈 和 歌	36.47	2.59	38.79	146.61	88.84	18.99	1.92	0.02	1.49	41
30 和 歌	39.45	4.55	60.98	150.73	77.31	15.28	1.91	0.03	1.55	36
31 鳥 島 取 根	46.63	3.65	61.97	174.11	102.41	19.50	1.98	0.10	1.82	3
32 島 岡 山 島 口	45.49	3.50	69.37	172.15	101.36	20.64	2.55	0.04	1.85	2
33 岡 山 島 口	41.16	4.24	58.23	164.07	88.49	16.09	1.72	0.04	1.66	16
34 広 山	40.68	4.29	53.42	159.97	89.49	16.68	1.86	0.02	1.63	20
35 山 口	37.24	3.99	53.31	152.00	85.00	16.50	1.75	0.02	1.56	34
36 徳 香 愛 高 福	40.61	3.72	61.61	156.56	83.81	15.31	1.54	0.04	1.61	23
37 香 愛 高 福	39.22	3.84	61.67	159.48	77.95	14.62	1.61	0.03	1.60	26
38 愛 高 福	40.36	3.91	58.15	153.58	85.71	15.86	1.79	0.11	1.60	27
39 高 福	38.05	4.38	57.80	136.34	86.51	19.92	2.15	0.03	1.54	37
40 福	39.17	4.14	44.41	134.36	94.75	22.53	2.77	0.09	1.52	39
41 佐 長 熊 大 宮	46.20	3.26	56.99	159.77	105.43	21.22	2.85	0.07	1.75	7
42 長 熊 大 宮	44.51	3.16	52.20	152.54	104.54	24.01	3.02	0.06	1.70	12
43 熊 大 宮	43.95	2.89	58.90	151.53	95.06	18.85	2.29	0.02	1.65	17
44 大 宮	39.86	2.94	51.33	150.49	91.52	17.50	2.05	0.02	1.58	28
45 宮	43.69	3.47	56.44	158.35	96.66	19.17	2.51	0.03	1.68	14
46 鹿 児 島 繩	46.75	2.63	53.04	161.91	102.36	22.93	2.86	0.06	1.73	9
47 沖	56.44	9.26	75.26	143.17	108.94	44.25	8.47	0.13	1.95	1
平 標 準 偏 差	41.26	3.56	52.40	152.06	93.14	19.62	2.28	0.05	1.62	
変化係数(%)	3.99	1.09	9.66	15.78	8.33	4.84	1.02	0.03	0.12	
標準偏差(%)	9.66	30.75	18.44	10.38	8.95	24.66	44.90	56.77	7.63	

変化係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表2 都道府県別合計特殊出生率：1950～90年

都道府県	1950年	1955年	1960年	1965年	1970年	1975年	1980年	1985年	1990年
全 国	3.65	2.36	2.01	2.15	2.09	1.94	1.75	1.74	1.52
1 北海道	4.59	2.72	2.17	2.13	1.93	1.82	1.64	1.61	1.43
2 青森	4.81	3.15	2.47	2.45	2.25	2.00	1.85	1.80	1.56
3 岩手	4.48	3.01	2.30	2.22	2.11	2.14	1.95	1.88	1.72
4 宮城	4.29	2.73	2.12	2.08	2.06	1.96	1.86	1.80	1.57
5 秋田	4.31	2.75	2.09	2.03	1.88	1.86	1.79	1.69	1.57
6 山形	3.93	2.45	2.04	2.04	1.98	1.96	1.93	1.87	1.75
7 福島	4.47	3.01	2.42	2.31	2.16	2.13	1.99	1.98	1.79
8 漳城	4.02	2.87	2.31	2.35	2.30	2.09	1.87	1.86	1.64
9 栃木	4.14	2.81	2.22	2.27	2.21	2.06	1.86	1.90	1.67
10 群馬	3.80	2.57	2.02	2.21	2.16	1.99	1.81	1.85	1.63
11 埼玉	3.92	2.71	2.15	2.40	2.35	2.06	1.73	1.72	1.50
12 千葉	3.59	2.56	2.12	2.31	2.28	2.03	1.74	1.75	1.47
13 東京	2.73	1.71	1.70	2.00	1.96	1.63	1.44	1.44	1.23
14 神奈川	3.25	2.02	1.88	2.22	2.23	1.95	1.70	1.68	1.45
15 新潟	3.99	2.71	2.13	2.24	2.10	2.03	1.88	1.88	1.69
16 富山	3.57	2.19	1.90	1.94	1.94	1.94	1.77	1.79	1.56
17 石川	3.56	2.33	2.05	2.11	2.07	2.08	1.87	1.79	1.60
18 福井	3.65	2.46	2.16	2.25	2.10	2.06	1.93	1.93	1.75
19 山梨	3.71	2.62	2.16	2.30	2.20	1.98	1.76	1.85	1.62
20 長野	3.25	2.22	1.93	2.10	2.09	2.05	1.89	1.85	1.71
21 岐阜	3.55	2.26	2.03	2.22	2.12	2.00	1.80	1.81	1.57
22 静岡	3.74	2.51	2.11	2.21	2.12	2.02	1.80	1.85	1.60
23 愛知	3.27	2.00	1.88	2.23	2.19	2.02	1.81	1.82	1.57
24 三重	3.33	2.09	1.95	2.19	2.04	1.99	1.82	1.80	1.61
25 滋賀	3.29	2.24	2.01	2.19	2.19	2.13	1.96	1.97	1.75
26 京都	2.80	1.72	1.69	2.02	2.02	1.81	1.67	1.68	1.48
27 大阪	2.87	1.77	1.78	2.20	2.17	1.90	1.67	1.69	1.46
28 兵庫	3.08	2.02	1.88	2.15	2.12	1.96	1.76	1.75	1.53
29 奈良	3.08	2.05	1.86	2.09	2.08	1.85	1.70	1.69	1.49
30 和歌山	3.09	2.13	1.95	2.21	2.10	1.95	1.80	1.79	1.55
31 鳥取	3.46	2.42	2.05	2.08	1.96	2.02	1.93	1.93	1.82
32 島根	3.87	2.45	2.13	2.10	2.02	2.10	2.01	2.01	1.85
33 岡山	3.18	2.08	1.88	1.99	2.03	2.05	1.86	1.89	1.66
34 広島	3.22	2.13	1.91	2.07	2.07	2.05	1.84	1.83	1.63
35 山口	3.62	2.22	1.90	2.00	1.98	1.92	1.79	1.82	1.56
36 徳島	3.97	2.66	2.02	2.12	1.97	1.89	1.76	1.80	1.61
37 香川	3.38	2.19	1.84	1.99	1.97	1.96	1.82	1.81	1.60
38 愛媛	4.03	2.53	2.09	2.20	2.02	1.97	1.79	1.78	1.60
39 高知	3.39	2.27	1.94	2.02	1.97	1.91	1.64	1.81	1.54
40 福岡	3.91	2.35	1.91	2.00	1.95	1.83	1.74	1.75	1.52
41 佐賀	4.28	2.99	2.34	2.28	2.13	2.03	1.93	1.95	1.75
42 長崎	4.49	3.25	2.71	2.54	2.33	2.13	1.87	1.87	1.70
43 熊本	4.06	2.89	2.25	2.19	1.98	1.94	1.83	1.85	1.65
44 大分	3.90	2.63	2.05	2.08	1.97	1.93	1.82	1.78	1.58
45 宮崎	4.35	3.01	2.43	2.30	2.15	2.11	1.93	1.90	1.68
46 鹿児島	4.19	3.34	2.66	2.39	2.21	2.11	1.95	1.93	1.73
47 沖縄	...	...	...	...	...	2.88	2.38	2.31	1.95

1950～70年の全国は沖縄県を除く。

率算出に用いた分母人口は、1960年以前は総人口を、1965年以降は日本人口である。

○No.10 (1992. 1)

Determinants of First Marital Formation in Japan :  
Does the Sibling Configuration Matter ? ..... 小島 宏

○No.11 (1992. 2)

Determinants of Coresidence of Married Couples with an Older Mother  
in Japan ..... 小島 宏

○No.12 (1992. 2)

Sibling Configuration and Coresidence of Married Couples with an Older Mother  
in Japan ..... 小島 宏

○人口問題についてのおもな数字 (1992. 1)

### 平成 3 年度研究評価委員会

平成 3 年度の研究評価委員会が、平成 4 年 3 月 17 日(火)に所長室において、次の委員全員の出席の下、以下の要領で開催された。委員長：岡崎陽一（日本大学教授）、委員：大淵寛（中央大学教授）、濱英彦（成城大学教授）、村松稔（元国立公衆衛生院部長）、森岡清美（成城大学教授）、河野稠果（所長）、阿藤誠（人口政策研究部長）、廣嶋清志（人口構造研究部長）、清水浩昭（人口動向研究部長）、伊藤達也（人口情報部長）。なお、書記として大江守之（世帯構造研究室長）が出席した。

#### 議題

##### (1) 人口政策研究部研究実施状況報告

阿藤誠 人口政策部長が、主要な研究課題である、①日本の将来人口推計、②人口問題に関する国民意識の分析、③人口高齢化の社会的インパクトに関する研究、④先進諸国の人口政策、家族政策に関する研究、⑤開発途上諸国の人囗動向および人口政策に関する研究、⑥家族形成モデルの開発と応用に関する研究、⑦国際人口移動の動向と要因に関する研究について、報告した。

##### (2) 人口構造研究部、人口動向研究部、人口情報研究部の研究概況報告

各部長が報告した。

##### (3) 質疑と評価

##### (4) 委員長による総合評価

(阿藤 誠記)

### IUSSP・イタリア国立人口研究所共催 「先進国の性差と家族の変動に関するセミナー」

標記セミナー (Seminar on gender and family change in industrialized countries) は、国際人口学会 (IUSSP) の「性差と人口」委員会 (Committee on Gender and Population) と国立研究院 (CNR, Consiglio Nazionale delle Ricerche) の人口研究所 (IRP, the Istituto di Ricerche sulla Popolazione) の共催で 1992 年 1 月 27 日から 30 日上記 CNR の会場で開かれたもので、筆者はこれに出席した。IUSSP のこの委員会は、女性運動の盛り上がりの中で開かれた 1988 年のオスロ会議 (その paper のいくつかは Genus 46-3/4 に掲載されている) の成功を受けて正式に発足したもので、当初からその中心にあった Nora Federici 教授が本セミナーの名誉議長を務めた。この委員会の議長は Karen Oppenheim Mason (米国) で、今回のセミナーの組織者は彼女と An-Magritt Jensen (ノルウェー) である。(この委員会による次のセミナーは 1993 年 2 月途上国についてのものが予定されている。) セミナーには正式参加者 43 名の他、地元イタリアからマスコミ関係者を含む多くが参加した (余談であるが、セミナーは低出生率に強い関心を持つ現地の新聞やテレビにも報道されたが、

セミナーの基調とはややずれたものだったようである). 旧ソ連からの参加も予定されていたが、実現しなかった。日本からは他に津谷典子が参加した。

セミナーは、前日(26日)イタリア人口研究所で準備会議が開かれた後、以下、6つのセッションが順次行われた。I. Recent Gender, Family and Demographic Trends in the Industrialized Countries, II. Family Policy in Relation to Changing Gender Roles and Family Patterns, III. Breakdown of Marital Households and New Living Arrangements in Relation to Gender Change, IV. Feminist Women's Movement as a Cause and Product of Gender and Family Change, V. Family Formation and Gender Change, VI. Are the Interests of Women Inherently at Odds with the Interests of Children or the Family? View-points, Policy Implication, and Open Discussion.

報告者は全体として女性の方がかなり多かった。冒頭のオランダのレスタギ(Ron Lesthaeghe)の「西側諸国の第2の人口転換」と題する報告が全体の基調をなし、彼の挙げたその最終局面の特徴(出生率低下の停止、離婚率上昇の停滞など)は近年の日本にも現れている。セミナーのひとつの特徴は多くの研究が現状変革の要求や運動、政策との関連を強く持っていることである。最後のまとめのひとつとして行われたPresser報告で、gendered time(男女間で異なる意味が時間に与えられていること)が一貫して強調されたのが大変印象に残った。このような概念がどのようなdemographicな研究をさらに生み出していくかに注目したい。なお、津谷はIVで「日本の性別役割の変化と置換水準以下の出生力」と題する報告を行い、筆者はIIIで日本の親子同居について、(1)高齢者側の性差、(2)若者側の性差、(3)女性の労働力参加と初婚年齢への影響を報告した。

なお、本セミナーについて詳しくは IUSSP News letter No.44(1992.1-4) 参照。

(廣嶋清志記)

## 国際人口委員会(仮称) 第2回準備委員会報告

ロックフェラー財団の提唱・主催による国際人口委員会(仮称)第2回準備委員会は1992年3月4日と5日の2日間、イタリア北部コモ湖に面するベラジオで開催された(以下“仮称”は省略)。ここにロックフェラー財団の国際会議センターが所在する。出席者はアメリカ合衆国、イギリス、ドイツ、オランダ、スウェーデン、日本、インドネシア、メキシコ、エジプトの9カ国からの人団問題関係者、国連人口基金、世界銀行、国際家族計画連盟、ロックフェラー財団、フォード財団、マッカーサー財団(シカゴ)、ヒューレット財団からの代表で、総計21名であった。著名人物として国連人口基金からはナフィス・サディック事務局長、ジョティ・シン技術評価部長、ロックフェラー財団からはピーター・ゴールドマーク会長、スティーブン・シンディング人口科学部長、ジョージ・ザイデンスタイルン・ポピューレーション・カウンシル会長、インドネシアのハルヨノ・スヨノ国家家族計画評議会議長、オランダ外務省のニコラス・ビーグマン国際協力局長等が出席している。日本からは河野稠果 厚生省人口問題研究所長が出席した。議長は前回と同じくシンディング氏であった。出席者のリストはこの報告書の最後に付されている。

この2日間の第2回準備委員会の議題は次のようなであった。

1. 主催者の挨拶
2. 国際人口委員会の目的の再確認
3. 国際人口委員会の権限と役割について
4. 同委員会の議長・委員および事務局長の構成
  - a. 議長の選出, b. 委員の構成, c. 事務局のスタッフ
5. 国際人口委員会設置に関する事項
  - a. 国際人口委員会に関する正式なタイトル, b. 事務局の所在地, c. 将来の集会, ヒヤリング, 報告書, 出版物のスケジュール, d. 各国との連携協力活動(ヒヤリング, 各国や各地域の人口委員会との協力), e. 予算, f. 資金集め, 主要国・機関に対する醵出金要請

これについてくわしくは、次号掲載の河野稠果による報告を参照されたい。

(河野稠果記)

# THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS

## (JINKŌ MONDAI KENKYŪ)

*Organ of the Institute of Population Problems of Japan*

*Editor:* Shigemi KONO

*Managing Editor:* Tatsuya ITOH

*Associate Editors:* Makoto ATOH Kiyosi HIROSIMA Hiroaki SHIMIZU

Michihiko YAMAMOTO Noriko SHIRAISHI

### CONTENTS

#### Articles

- |  |               |       |
|--|---------------|-------|
| The Theory of Demographic Transition Revisited .....   | Shigemi KONO  | 1~15  |
| Mortality in the Elderly Population Aged 65 and over in Japan :<br>Geographical Variations ..... | Yoko IMAIZUMI | 16~31 |

#### Note

- |   |             |       |
|---|-------------|-------|
| Survival of Direct Progenitors in Japan ..... | Toru SUZUKI | 32~37 |
|---|-------------|-------|

#### Research Materials

- |  |                                      |       |
|--|--------------------------------------|-------|
| International Migration and Marriage in Developed Countries .....                                      | Hiroshi KOJIMA                       | 38~48 |
| Changes in Household Structure : A Comparative Study of Izumo<br>and Iwami in Shimane Prefecture ..... | Masako IKENOUE and Hiroaki SHIMIZU   | 49~57 |
| Fertility in Japan : 1990 .....  | Kiyosi HIROSIMA and Chizuko YAMAMOTO | 58~65 |
| Divorce Rate in Japan : 1989, 1990 .....   | Kiyosi HIROSIMA and Chizuko YAMAMOTO | 66~75 |

#### Book Reviews

- |   |    |
|---|----|
| Nathan Keyfitz and John A. Beekman,<br><i>Demography Through Problem</i> (T. OHBA) .....        | 76 |
| John N. Edwards and David H. Demo,<br><i>Marriage and Family in Transition</i> (H. SAKAI) ..... | 77 |

#### Statistics

- |   |       |
|---|-------|
| Standardized Vital Rates by Prefecture : 1990 .....   | 78~79 |
| Age-specific Fertility Rates and Total Fertility Rates for Japanese Females<br>by Prefecture : 1990 ..... | 80~82 |

- |                         |       |
|-------------------------|-------|
| Miscelaneous News ..... | 83~88 |
|-------------------------|-------|