

# 人口問題研究

貸  
出  
用

第46巻第4号

(通巻197号)

1991年1月刊行

## 調査研究

移動性比の変化	坂井博通	1~13
日本の通婚圏(2)社会的通婚圏	鈴木透	14~31
家族の同居と家庭の介護機能	花田恭	32~48
先史人口集団の移住・拡散過程のシミュレーションモデルの開発	大場保	49~60

## 研究ノート

平均世帯主余命の算定方法の検討	山本千鶴子	61~65
-----------------	-------	-------

## 資料

日本の出生動向：1988~1989年	廣嶋清志	66~73
日本の婚姻動向：1988~1989年	東嶋江子	74~85
職業別就業者の生命表：1985年	山嶋清志	86~95
	石川晃	

## 書評・紹介

趙利濟著『アジア太平洋地域の経済発展と人口転換』(内野澄子)	96
--------------------------------	----

## 統計

第43回簡速静止人口表(1989年4月~1990年3月)	97~103
全国人口の再生産に関する主要指標：1989年	104~108

## 雑報

定例研究報告会の開催—資料の刊行—JICA「メキシコ人口活動促進プロジェクト」—日本人口学会関東部会—第63回日本社会学会—国際シンポジウム「現代日本文化と家族—国際比較の視点から」—第7回よこはま21世紀フォーラム「高齢者の保健・医療・福祉」—シンポジウム「2020年の衝撃—出生率低下と変わりゆく日本社会」—高齢化と家族に関する国連・北九州市会議—メガシティとその将来：人口増加と政策的反応に関するシンポジウム—アジアにおける国連労働力移動エキスパート委員会—構造化人口モデルのための関数解析の方法ワークショップ—人口と開発計画セミナー—第2回 ESCAP 人口社会開発委員会—日誌—研究所への来訪者	109~123
--	---------

# 調査研究

## 移動性比の変化

坂井博通

### I 問題の所在

人口や世帯の量や質を直接変動させるのは、人口動態（出生、結婚、離婚、死亡）と移動である。図1は、1960年から1987年までのそれらイベント数の推移を見たものである。移動は、常に人口動態総数を大きく上回り、1987年現在でも、動態総数の2倍以上の件数がある<sup>1)</sup>。

今までの移動の研究は、(1)移動の原因を扱うもの<sup>2)</sup>、(2)移動の動向や地域パターンに注目するもの<sup>3)</sup>、(3)特定の移動者をあつかうもの<sup>4)</sup>、(4)人口分布や動態に与える移動の影響を扱うもの<sup>5)</sup>、に分類することができる。移動の研究に関しては、移動の頻度の豊かさの割に、その数は貧しいと思われる。それは、移動が、(1)「人口再生産運動の混乱要因とみなされてきたこと」(館, 1960, p6)、(2)動態事象よりも複雑な定義上の問題があり、データが少ない(Woods (河辺宏訳, 1983, p231)、(3)したがって研究方法が複雑であること、等が原因であると思われる。

移動研究が扱うデータに関しては、住民基本台帳に基づくものが多い。年次別に移動総数を検討し、地域から検討するものが目につくが、それは、データの制限(男女年齢別移動データが得られない)によるところも大きいと考えられる。また、国勢調査のデータを扱う研究もある。それは、住民基本台帳を利用する際の制限はクリアするが、10年間おきにしかならデータが得られない、という時系列比較の困

- 1) 本移動件数は「住民基本台帳」に基づくものであり、自市区町村内移動は含まない。「住民基本台帳」の移動の定義と必ずしも同じ定義ではないが、「国勢調査」によると1980年現在で、過去1年間の移動数は1,118万、そのうち自市区町村内移動は529万と50%近くを占める。以下の分析は主に「住民基本台帳」の移動データを扱う。よって、本分析は、自市区町村内移動以外の比較的遠距離の移動を扱うことになる。
- 2) 河野稠果,「府県間人口移動の要因分析:1956年と1961年」,『人口問題研究』,第88号,1963年,pp.24-51. 伊藤達也,「年齢構造の変化と家族制度からみた戦後の人口移動」,『人口問題研究』,第172号,1984年,pp.24-38. 岡崎陽一,『日本の人口移動』(昭和60年国勢調査モノグラフシリーズ No.2),日本統計協会を参照のこと。
- 3) 山口喜一,「住民登録人口移動報告に基づく人口の地域間移動の動向」,『人口問題研究』,第107号,1968年,pp.43-64. 岡崎陽一,「最近の人口移動の変化について」,『人口問題研究』,第136号,1975年,pp.15-28. 国土庁,『我が国の人口移動の実態—人口移動要因調査の解説』,1987年. 内野澄子,「戦後日本の人口移動の変化」,『人口問題研究』,第46巻1号,1990年,pp.16-34. を参照のこと。
- 4) 伊藤達也,「移動者の世帯構成:人口動態事象と世帯・家族に関する統計」,『人口問題研究』,第45巻4号,1990年,pp.30-45. 内野澄子,「女子人口移動の動向と特徴」,『人口問題研究』,第169号,1984年,pp.1-16. 坂井博通,「高齢人口の移動と移動理由」,『人口問題研究』,第45巻3号,1989年,pp.1-13. を参照のこと。
- 5) 上田正夫,「都道府県人口の基本構造に対する出生力低下と人口移動の影響」,『人口問題研究所年報』,昭和35年度,1961年,pp.29-37. 黒田俊夫,「人口移動と出生力」,『人口問題研究所年報』,昭和37年度,1962年,pp.29-37. を参照のこと。

難を持っている。さらに、サンプル調査や典型調査という実地調査のデータを用いる研究もあるが、一般化や年次比較の困難が克服されていない。

いずれにせよ、「人口移動行動の近代化」(黒田俊夫(1970))<sup>6)</sup>の割には、移動統計の近代化がなされていない。そのような研究状況の中で、人口問題研究所の第3回移動調査(1991年予定)が、今後、人口学的な基本変数別の移動統計と時系列の資料を提供すると考えられる。

ところで、内野(1984)<sup>7)</sup>が指摘するように、移動の研究は、男子中心の視点でなされてきている。実際、経済的視点や家族の視点があっても、社会の男子中心の説明である。しかし、女子の社会進出の増加は、女子の視点をも取り入れることを要請している。また、移動の多くが男子中心の過程であるならば、男子中心の概念で説明することが可能であるが、必ずしもそうではない場合、女子の視点も考慮する必要があると考えられる。実際、移動は女子よりも男子に多く見られるとは言え、女子が大きく関係しているのも事実である。したがって、女子の移動をも考慮した上で、移動の動向を見ていく必要があると考えられる。さらに、近年、移動人口の性比が大きく上昇しており<sup>8)</sup>、その理由の解明が問題とされている<sup>9)</sup>。

したがって、移動研究の少なさという外在的要請と移動性比の顕著な変化の解明という移動研究における内在的要請から、本稿では、移動性比の変化を検討することにする。

## II 移動性比の変化

### 1. 移動性比の年次変化

移動性比は、全体では、1960年から1970年頃まで112~115という値で変化して、その後1975年頃から年々上昇を続けている(図2)。移動数との動きと比べると、ど

図1 移動と動態の年次変化

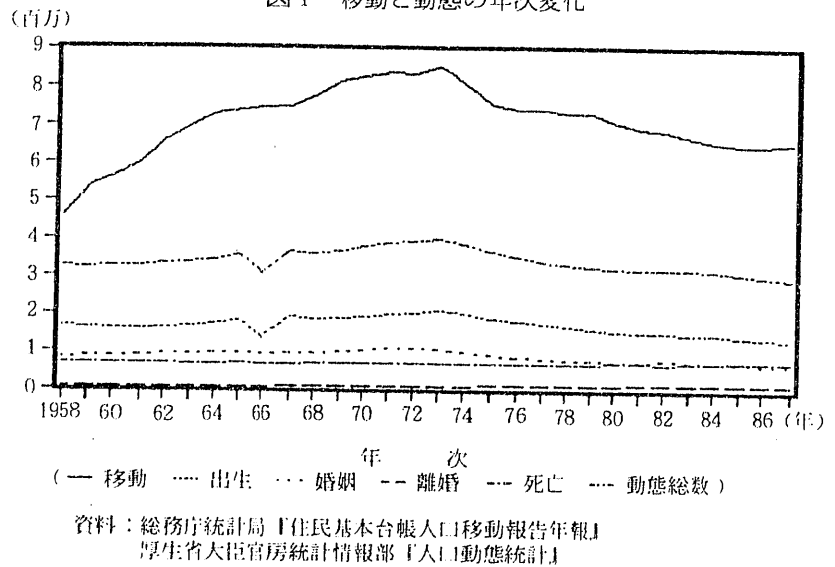
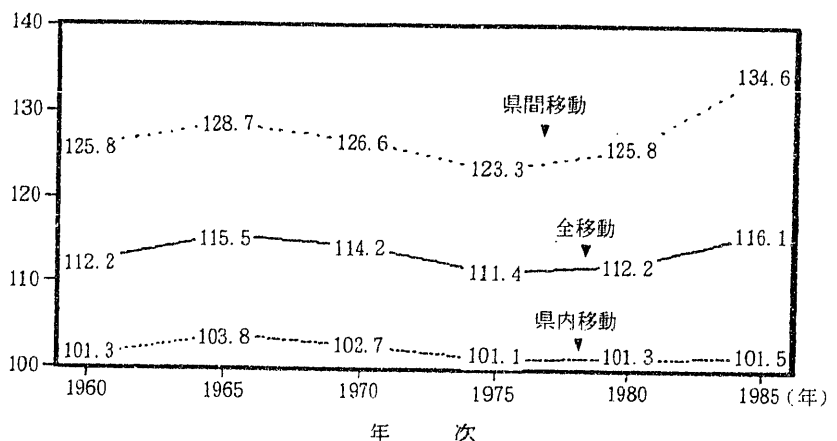


図2 移動性比の変化



6) 黒田俊夫,「人口移動の転換仮説」,『人口問題研究』,第113号,1970年,pp.15-30.

7) 注3)を参照.

8) 性比は,女100に対する男の数で示される.

9) 内野,前掲注3)を参照.

らかといえば、逆の動きと言える。また、移動性比と移動の対前年増加率とは1975年頃を底とする緩やかなV字形を示し、同様な変化を示している。

県内移動性比は、1960年から1970年にかけて、高い値を取り続けているが、以降は101ほどで安定している。しかし、1985年から急激な上昇を示している。

県間移動性比は、1960年頃から1975年まで下降を続け、以降大きく上昇している。

県内移動と県間移動の占める割合はこの期間ほぼ50%と一定であり、また、県内移動性比に比べて県間移動性比の変化が大きい。よって、日本全体の移動性比の変化は、県間移動性比により左右されていることがわかる。しかし、県間移動性比と県内移動性比は、水準こそ違え、同様な変化を見せていることは注意する必要がある。

次に移動男女数とその差の変化を見たのが、図3である。1975年頃から移動総数が減少しているけれども、男女の差が大きくなっていることがわかる。よって、近年の移動性比の上昇は、減少が女子より男子において緩やかであることによりもたらされていることがわかる。

以上の変化を県間移動と県内移動に分けて見たのが図4、5である。移動全体における変化と同様な変化を示しているのがわかる。1976年頃から、

図3 移動数の変化（移動総数）

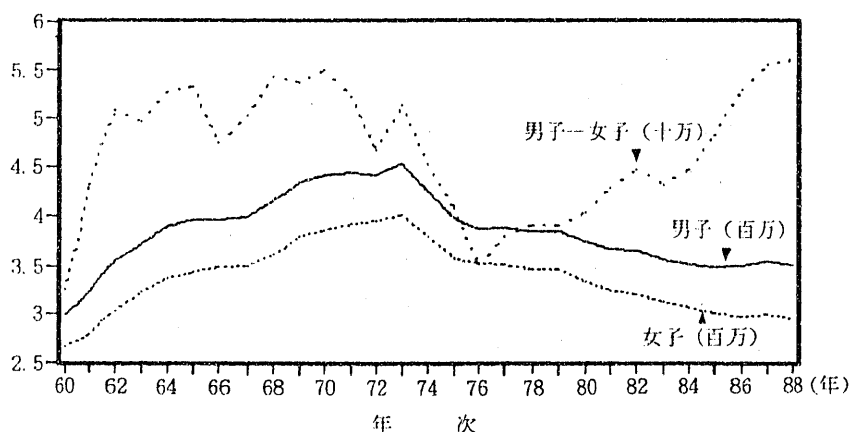


図4 移動数の変化（県間移動）

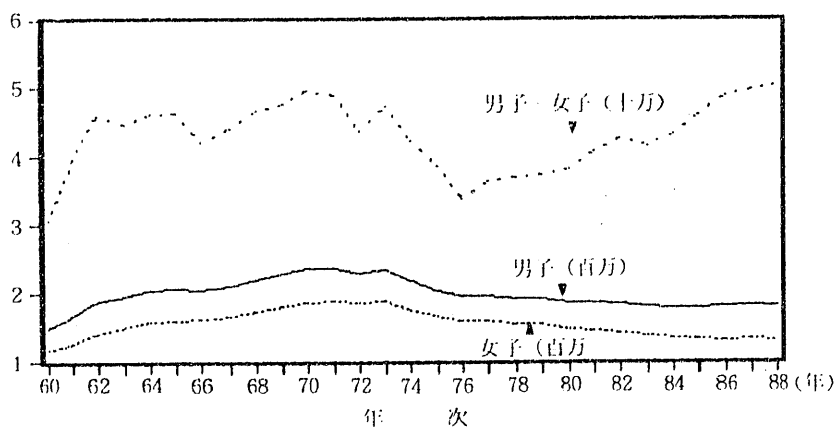
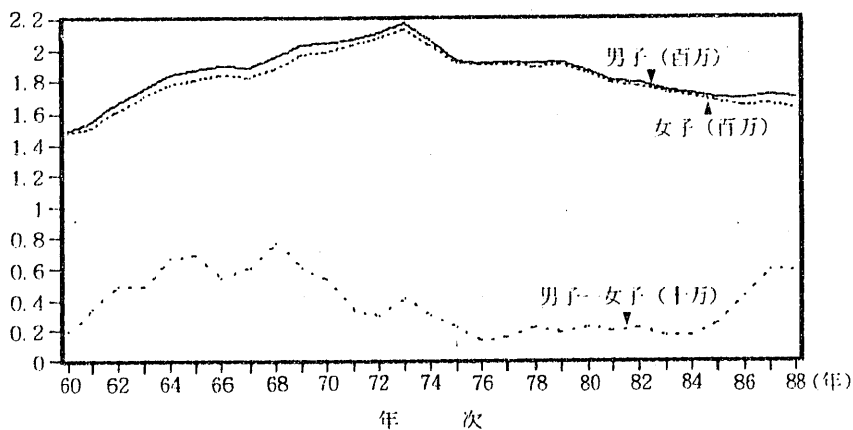


図5 移動数の変化（県内移動）



男子—女子が増加している。県内移動では1万の桁の変化であるが、県間移動では10万の桁の変化である。移動の男女差に関して、やはり県間移動の占める割合は大きいことがわかる。

## 2. 都道府県別に見た移動性比

県内移動性比は、いわゆる3大都市圏<sup>10)</sup>と北海道において顕著に高く、そのほかは、広島や福岡などの地方ブロックの中核県に高いことが知れる。また、日本全体では、県内移動性比は100を超えているが、都道府県を単位として考えると、たとえば、1985年において、100未満の県は36にもおよぶ(表1)<sup>11)</sup>。このことは、非大都市圏の県内移動は女子が主であることを示している。

他県からの転入性比は、県内移動性比とは異なり、3大都市圏が明白な特徴を示さない。むしろどちらかと言えば、他県よりも相対的に小さな値をとることがわかる。ただ、3大都市圏でも神奈川は例外で、比較的高い移動性比になる。また、北海道も図抜けて高い(表2)。

転出性比は、転入性比と同様な特徴が見られる。すなわち、3大都市圏が明白な特徴を示さず、むしろどちらかと言えば、他県よりも相対的に小さな値をとり、神奈川と北海道は例外で、比較的高い移動性比になる(表3)。

年次から見ると、1980年から1985年にかけて顕著な動きが見られる。県内移動性比は一貫した動きが見られないが、転入性比はすべての県において上昇が見られる。転出性比に関しても、青森を除くすべての県において上昇が観察される。また、ここでは示さないが、月別の変化でも、1980年から1985年にかけてすべての月において上昇している。他の年次の変化に関しては一貫する目立った特徴がないことから、これは、各地域に等しく働いている力の存在を示唆するものである。

さらに、詳しく都道府県から見るために、個人を単位とした移動性比の平均(加重平均)と共に、地域を単位とした移動性比の平均(単純平均)を見てみる。県内移動は、加重平均が常に100を超えているのに、単純平均は100を超えることがない。日本全体と比較すると、多くの県では男子の移動よりも女子の移動の方が多いことを物語る。また、加重平均は下降する傾

表1 県別県内移動性比

地域	年次					
	1960	1965	1970	1975	1980	1985
加重平均	101.3	103.8	102.7	101.1	101.2	101.5
北海道	107.2	111.0	106.9	105.0	108.2	108.5
青森	86.0	85.6	91.6	91.2	92.4	91.2
岩手	101.8	95.5	94.9	97.3	101.5	97.5
宮城	88.5	97.8	98.2	95.0	98.5	97.4
秋田	81.8	89.2	87.4	89.6	89.3	88.0
山形	79.1	84.8	88.6	87.2	93.2	88.7
福島	86.5	93.0	90.8	88.0	91.4	90.2
茨城	89.3	89.7	92.2	94.6	96.1	96.6
栃木	74.4	81.0	86.2	85.9	86.4	86.9
群馬	72.7	78.9	84.8	84.4	89.0	90.3
埼玉	81.8	95.4	103.2	104.0	103.0	102.1
千葉	92.2	101.8	106.3	104.5	105.3	104.7
東京都	122.3	117.6	113.8	109.4	109.6	113.7
神奈川県	106.5	115.2	114.5	113.5	111.8	116.2
新潟	88.0	94.6	91.1	90.4	91.3	90.8
富山	71.2	70.7	71.5	75.9	79.7	79.9
石川	69.7	80.1	83.4	90.6	88.6	87.2
福井	68.1	78.0	80.4	82.8	83.3	77.6
山梨	80.8	82.7	83.7	84.6	88.6	88.6
長野	87.7	90.5	91.8	91.4	93.9	94.7
岐阜	80.6	85.0	85.2	89.0	87.4	86.6
静岡県	86.5	91.5	97.2	99.3	100.9	103.2
愛知県	100.9	108.1	106.0	104.0	103.6	102.5
三重県	74.3	82.7	87.0	91.8	98.5	93.9
滋賀県	68.2	77.6	87.2	88.5	93.2	89.1
京都府	95.0	98.9	99.7	100.9	98.9	98.4
大阪府	112.1	113.6	111.0	106.6	103.1	102.2
兵庫県	105.0	106.1	104.4	99.6	97.6	98.1
和歌山	82.6	87.9	91.1	89.2	92.4	89.2
鳥取	96.0	94.5	91.1	94.6	91.7	89.7
島根	81.3	80.5	87.5	82.9	90.4	88.8
岡山	90.7	95.5	94.7	99.8	106.6	100.3
広島	81.0	85.6	93.1	94.1	93.0	89.9
山口	93.2	100.0	101.6	101.5	102.4	104.7
徳島	100.5	101.0	99.5	101.6	100.6	103.7
香川県	79.7	82.4	88.3	91.2	87.9	86.9
愛媛県	77.0	80.3	87.1	91.4	90.5	89.2
高知県	86.1	89.6	91.2	93.8	95.0	96.5
福岡県	90.8	97.4	94.4	97.2	101.7	95.1
佐賀県	106.6	98.4	96.1	98.7	99.1	99.6
長崎県	86.2	89.1	81.6	81.2	81.3	81.5
熊本	98.7	100.4	98.6	100.7	98.7	99.5
大分	88.9	94.8	85.8	88.8	88.9	85.8
宮崎	95.1	96.6	91.2	92.4	89.9	93.6
鹿児島	95.9	98.6	95.7	94.6	96.4	92.0
沖縄	101.4	103.5	94.5	95.7	94.3	94.4
単純平均	88.9	92.9	93.5	94.2	95.3	94.5
標準偏差	12.1	10.6	8.9	7.8	7.3	8.1

資料：図1に同じ。

10) 3大都市圏とは、東京圏(東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県)、中京圏(愛知県、三重県、岐阜県)、阪神圏(大阪府、京都府、兵庫県)である。

11) 分析の都合上沖縄県を除いてある。

表2 県別転入移動性比

地域	年次					
	1960	1965	1970	1975	1980	1985
加重平均	125.8	128.7	126.6	123.3	125.8	134.6
北海道	157.3	162.4	160.9	149.8	155.2	161.2
青森	130.5	140.8	134.0	137.9	137.1	141.1
岩手	140.8	137.5	127.0	126.5	125.3	126.6
宮城	125.8	149.5	139.9	135.7	138.2	145.5
秋田	116.0	130.1	120.8	123.5	119.9	126.5
山形	159.4	136.6	128.4	130.2	125.0	130.4
福島	117.0	136.2	132.9	126.0	125.0	130.9
茨城	143.6	146.0	137.5	131.2	124.6	136.4
栃木	109.7	122.7	132.8	125.3	128.6	135.6
群馬	132.0	138.5	128.1	121.0	128.9	140.9
埼玉	129.0	128.0	121.1	116.6	119.2	127.7
千葉	128.6	130.6	122.7	120.6	117.7	130.0
東京	133.0	125.2	123.3	120.4	126.7	137.1
神奈川	127.3	130.7	130.2	127.6	133.9	147.8
新潟	104.8	127.0	126.2	124.7	123.7	128.6
富山	118.0	132.2	135.1	136.6	128.5	134.9
石川	93.8	125.3	138.2	137.2	138.4	144.6
福井	99.7	120.8	129.8	131.1	130.7	139.5
山梨	132.4	150.0	140.3	129.8	135.6	147.2
長野	92.8	122.6	132.7	126.0	129.6	139.3
岐阜	99.5	101.7	106.9	108.9	111.6	119.5
静岡	132.4	131.9	141.7	134.3	140.1	147.8
愛知	117.5	115.7	123.0	120.8	130.3	144.5
三重	107.3	123.9	129.7	126.8	134.2	137.7
滋賀	116.8	137.6	130.0	124.3	123.2	139.2
京都	116.2	132.8	123.1	115.7	122.2	127.1
大阪	139.4	124.8	119.8	113.6	119.5	128.0
兵庫	127.1	128.6	128.6	118.9	119.0	126.5
奈良	117.5	125.2	115.4	105.1	101.7	106.0
和歌山	133.0	161.2	136.6	124.7	122.2	127.0
鳥取	122.1	126.5	129.9	123.9	124.1	124.6
島根	92.3	111.4	112.3	118.7	115.3	121.9
岡山	86.5	127.5	133.5	125.8	121.7	126.4
広島	122.6	154.8	143.4	137.4	137.6	147.1
山口	139.1	153.3	144.8	144.7	139.5	145.5
徳島	117.6	130.2	132.5	130.7	123.9	132.6
香川	115.5	143.3	141.5	131.3	134.9	140.3
愛媛	119.9	131.0	129.4	129.7	131.3	136.6
高知	111.7	123.2	120.4	123.0	122.6	127.1
福岡	129.1	138.3	134.7	129.3	129.9	131.4
佐賀	117.3	121.8	115.8	115.7	112.9	119.2
長崎	108.6	118.8	116.8	120.3	125.0	127.1
熊本	120.8	129.9	117.5	122.0	120.4	122.6
大分	126.9	116.9	122.6	123.5	122.7	123.1
宮崎	103.1	113.4	110.3	116.7	115.6	122.3
鹿児島	91.5	107.9	110.8	114.4	113.4	123.6
単純平均	120.1	131.0	128.6	125.6	126.2	133.2
標準偏差	16.2	12.9	10.4	8.7	9.2	10.1

資料：図1に同じ。

表3 県別転出移動性比

地域	年次					
	1960	1965	1970	1975	1980	1985
加重平均	125.8	128.7	126.6	123.3	125.8	134.6
北海道	164.1	154.7	138.7	143.1	148.4	159.5
青森	148.6	119.4	125.3	121.3	137.6	135.6
岩手	131.9	116.1	113.0	112.5	118.1	125.7
宮城	132.1	127.1	135.2	135.2	136.4	147.8
秋田	129.7	113.0	113.7	107.7	117.2	122.3
山形	117.8	108.9	117.5	109.5	120.0	131.2
福島	116.4	110.6	115.5	110.1	118.9	125.8
茨城	120.2	126.5	127.5	126.6	130.0	133.2
栃木	114.6	111.2	114.3	118.5	123.2	132.5
群馬	118.7	115.1	117.8	114.1	124.7	135.2
埼玉	125.0	133.8	130.8	125.7	123.0	130.6
千葉	126.3	130.5	132.5	127.3	125.4	133.3
東京	134.0	135.9	125.8	122.9	122.4	132.5
神奈川	133.0	151.5	147.1	138.4	135.1	150.6
新潟	114.1	109.8	109.2	111.5	116.2	126.4
富山	129.6	130.5	126.3	122.7	129.9	135.0
石川	126.8	120.6	126.6	130.2	142.7	149.0
福井	132.4	112.2	118.8	119.5	128.0	140.9
山梨	115.4	122.2	125.1	114.3	128.6	149.7
長野	108.6	114.1	118.2	115.8	123.6	130.2
岐阜	118.7	110.1	105.8	103.9	115.0	122.8
静岡	129.1	135.5	137.9	136.0	139.8	144.6
愛知	107.6	116.3	124.6	122.6	128.9	138.3
三重	118.4	125.8	118.0	125.4	136.2	141.9
滋賀	113.7	126.5	123.6	130.2	135.2	147.3
京都	133.8	128.3	124.1	120.9	125.6	130.9
大阪	132.8	144.4	133.1	123.6	120.0	125.5
兵庫	126.7	134.5	131.2	122.8	123.5	130.7
奈良	113.8	132.9	118.8	110.4	107.8	112.6
和歌山	130.1	144.2	132.0	124.5	127.1	135.2
鳥取	119.8	117.1	127.5	115.4	122.0	124.2
島根	104.5	108.0	110.0	106.5	111.1	119.6
岡山	115.3	114.3	120.0	118.6	122.8	130.0
広島	133.4	150.7	139.9	141.9	138.3	148.5
山口	133.8	143.1	138.7	134.4	139.1	142.2
徳島	121.2	119.6	120.5	112.4	121.9	136.4
香川	132.3	128.6	136.6	129.0	132.6	139.2
愛媛	125.9	123.5	123.1	117.4	130.1	135.9
高知	119.8	118.2	119.7	117.9	120.3	133.5
福岡	131.9	137.8	131.8	128.9	132.5	137.9
佐賀	124.0	114.2	110.6	106.3	110.9	121.8
長崎	122.4	114.9	115.7	115.9	120.4	129.4
熊本	126.9	113.3	116.8	109.8	115.8	128.8
大分	129.4	120.1	117.4	113.8	119.1	128.6
宮崎	108.1	109.9	110.5	112.2	116.2	128.5
鹿児島	106.1	105.8	109.8	105.9	116.6	123.5
単純平均	124.3	123.9	123.4	120.3	125.6	134.0
標準偏差	10.9	12.6	9.6	9.8	9.0	9.4

資料：図1に同じ。

向が見られるのに対して、単純平均では上昇する傾向が見られ、2つの平均は著しく異なった様子を見せている（表1, 2, 3の最下欄）。

転入性比に関しては、加重平均と単純平均とも同様な値と動きがみられる。

転出性比に関しては、転入性比と傾向は非常に類似しているが、常に、加重平均のほうが単純平均よりも大きな値で推移している。

したがって、転入性比は、全国の変動と地域の変動が類似しているが、転出性比では、全国よりも地域の方がやや女過剰であり、県内移動性比に関しては、全国と地域別の変動は大いに異なることを示している。

また、県別の移動性比のちらばりは、近年になるほど小さくなる傾向が見られるが、1980年から1985年にかけては、3種類のどの移動性比のちらばりも大きくなっている。

ところで、5年ごとの移動性比の上昇と下降の変化に関して、日本全体の動向と県別の動向の一致度をさらにまとめたのが表4であるが、年次によって大きな変化が見られ、動向が一致する割合が50%を下回る年次もある。1980年～1985年にかけては、県内移動の一致度をもっとも小さくなったのにたいして、転入性比と転出性比はほぼ100%の一致度となるのが興味深い。

表4 全国の性比動向と一致する県の割合(%)

移動類型	年次				
	60～65	65～70	70～75	75～80	80～85
県内移動	84.8	45.7	43.5	63.0	41.3
転入	82.6	67.4	69.6	50.0	100.0
転出	45.7	45.7	78.3	84.8	97.8

次に、県内移動と転入性比、転出性比の関係を考えてみる。移動が県の人口性比に絶対的な制約を受けていると考え、県の人口性比と県内移動ならびに転出移動性比は正の相関が予想され、転入移動性比とは特に相関は予想されない。1985年のデータを用いて相関係数を計算すると、県別の人口性比と転出移動性比とは.31、転入移動性比とは.38、県内移動性比とは.53という相関を示した。転出移動性比は、地域の人口構造に必ずしも大きく規定されていないが、県内移動性比は、地域の人口性比と大きな関係を持っていることがわかる。

また、3種類の移動性比に関しては、特に何らかの関係を予想することはできない。ところが、予想に反して、転入移動性比と転出移動性比は非常に大きな正の相関があり、近年特に両者の相関は強まっている(表5)。つまり、転入と転出の男女比はどの地域でも非常に似ているということがわかった。

表5 移動性比間の相関

年次	転出と転入	転入と県内	県内と転出
1960	0.57	0.34	0.29
1965	0.60	0.01	0.44
1970	0.67	0.02	0.50
1975	0.62	-0.01	0.50
1980	0.89	0.21	0.25
1985	0.91	0.35	0.30

### 3. 月別移動性比

県内移動性比の月別変化を見ると、4、7、8、9月に高く、11、12月に低く、その傾向はどの年次も余り変わらない。県間移動性比は、2、7、9月に高く、3、10、11、12月に低い(総務庁統計局「住民基本台帳人口移動報告年報」を参照)。

以上の傾向は、就職・進学・転勤や夏休み等の季節性などの影響や気候の影響であると思われる。しかし、結婚の月別変動とは、同様な変動を見せていないため(結婚が多い月は1988年統計では11、10、5、4、3、6、12月の順である)、結婚が特に大きく影響を与えているとは考えにくい。

県内移動と県間移動の両者はどの年次においても同様なパターンが見られるが、このことは、移動に影響を与えるとされている経済や産業の変動とは独立の移動パターンがあることを示唆する。また、近年の3、4、5、7月において県間移動性比が大きく突出しており、注目に値する。

### 4. 男女年齢別移動性比

国勢調査による1970年と1980年の男女年齢別移動性比を図示したのが、図6、7である。県内移動は、20—24、25—29歳が低い、それを除くと30—59歳が高く、以下なだらかに低くなる山形を示している。

県間移動は、県内移動で見られた20—29歳のくぼみほどではないが、25—29歳で低くなる同様な右下がりの山形を示しているが、県内移動よりも急峰である。

0—14歳では、男女差がほとんど見られないが、県内移動では若干の上昇が、県間移動ではやや大きな上昇が見られる。

県内移動でも、県間移動でも、30—59歳の性比が非常に高いが、これは、男の単身赴任の影響が大

きいと思われる。もしこの年齢層のほとんどが家族を伴い移動すると考えると、ここまで性比が高くなるとは想像できない。また、この年齢層を親とする子供（特に男子）も、進学や就職のために、家を離れることが多いことを考えると、なおさら性比ははるかに小さくなると考えられるからである。

また、移動性比が常に100を上回るのに、国勢調査の生涯移動率では女子の方が高い。

### III 移動性比の説明

#### 1. 移動に関する従来の説明

岡崎(1990)<sup>12)</sup>は、実質GNPの成長率と人口移動増加率の変化がよく一致した動きであるとしている。1960年前半以前は、両者の動きはあまり類似していないが、それ以降は確かに2

つの系列は非常に類似する動きを見せている。したがって、経済現象として移動現象を解釈できる面も多いと考えられる。実際たとえば、1974年のオイルショックでの2つの変数の大幅な減少という一致も、その劇的な証であると考えられる。しかし、移動性比とGNP成長率との共変は一般的に見られず、1974年でも特に共に変動するような大きな変化は見せていない。よって、移動性比の変化は、時代の経済状態から（少なくとも、GNPの変動から）は、説明がむずかしいであろう。

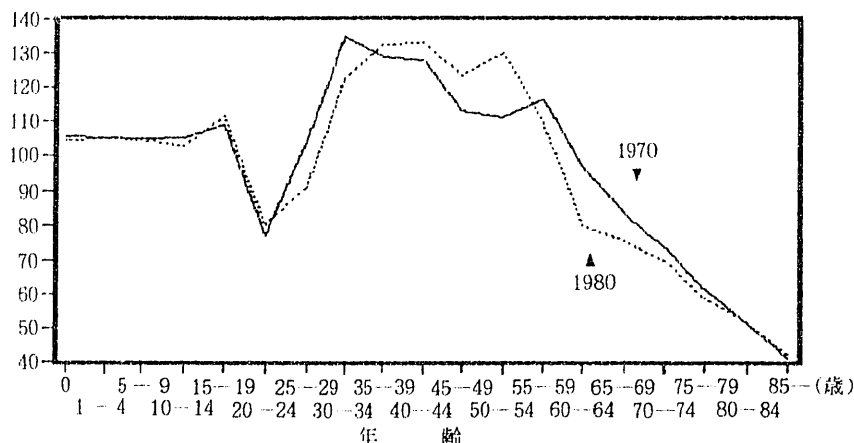
また、岡崎陽一(1990)<sup>13)</sup>は、移動率の高い若中年層（＝移動の絶対供給量）と移動数の関係を論じているが、さらに、供給側から詳しく説明したのが伊藤達也(1984)<sup>14)</sup>である。伊藤は、移動数の変動を「潜在的他出者」の概念で説明した。すなわち、移動の水準は、長男以外の子ども＝日本の伝統的な家族制度のもとでは移動せざるを得ない者＝潜在的他出者の数に依存する、として説明を行ったのである。移動総数の変化は、この概念でかなり説明できるが、しかし、現在の移動性比の上昇に関して、的確な示唆を得ることはむずかしい。

12) 岡崎, 前掲注2) を参照.

13) 岡崎, 前掲注2) を参照.

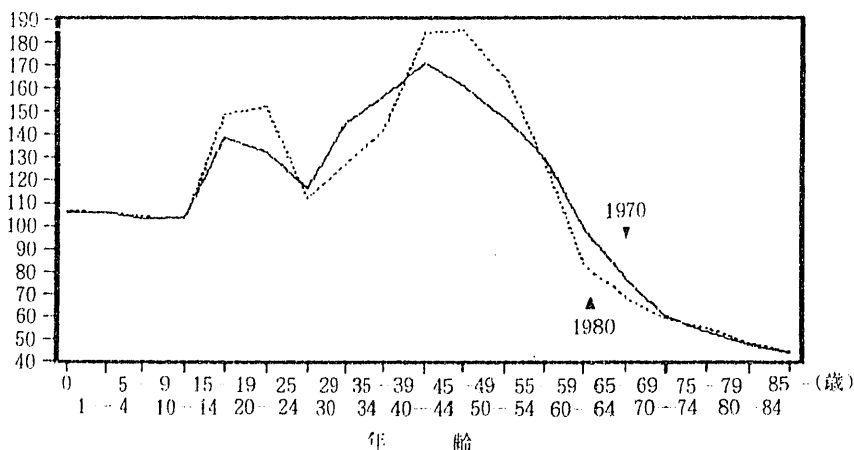
14) 伊藤, 前掲注2) を参照.

図6 年齢別県内移動性比



資料：総務庁統計局「国勢調査」

図7 年齢別県間移動性比



資料：図6に同じ。



## 2. 移動契機から見た説明仮説

移動には、移動に先立つ理由や契機が必ずある。国土庁(1982)<sup>15)</sup>は、過去1年間に移動した者を対象に移動理由を尋ねている。それによると、大きな男女差があることがわかる。男子は仕事、住宅事情、女子は結婚、住宅事情、仕事が多い。

よってここでは、移動をもたらす契機が変化することで移動性比が変化するという立場で考えてみる。たとえば、仕事関係の理由は、男を中心とした就職や転勤、転職、離職であると考えられるために、入離職が多い時代には、それに伴う移動が多くなり、移動性比が上昇することを予想するのである。また、女子の移動の理由で結婚が多くを占めるところから、結婚が多い年には性比が下降すると予想するのである。

移動の契機としては人口動態、労働移動、住宅の新築、世帯の増加を考える。

移動関係の変数と移動契機関係の変数との相関を見たのが、表6である。

表6 移動と動態等の相関係数(1959～1987)

変数	変数											
	移動数	移動率	移動性比	婚姻数	出生数	離婚数	死亡数	動態数	世帯数	新築数	世帯増加	
移動数	1.00	0.78	-0.10	0.69	0.75	-0.08	-0.34	0.80	0.17	0.67	0.13	
移動率	0.78	1.00	-0.06	0.94	0.78	-0.67	-0.70	0.81	-0.48	0.12	0.34	
移動性比	-0.10	-0.06	1.00	-0.16	-0.37	0.09	0.37	-0.30	0.06	-0.10	-0.03	
婚姻数	0.69	0.94	-0.16	1.00	0.83	-0.68	-0.65	0.88	-0.52	0.07	0.36	
出生数	0.75	0.78	-0.37	0.83	1.00	-0.41	-0.49	0.99	-0.22	0.35	0.24	
離婚数	-0.08	-0.67	0.09	-0.68	-0.41	1.00	0.76	-0.39	0.95	0.54	-0.36	
死亡数	-0.34	-0.70	0.37	-0.65	-0.49	0.76	1.00	-0.44	0.65	0.25	-0.34	
動態数	0.80	0.81	-0.30	0.88	0.99	-0.39	-0.44	1.00	-0.20	0.38	0.25	
世帯数	0.17	-0.48	0.06	-0.52	-0.22	0.95	0.65	-0.20	1.00	0.74	-0.30	
新築数	0.67	0.12	-0.10	0.07	0.35	0.54	0.25	0.38	0.74	1.00	-0.12	
世帯増加	0.13	0.34	-0.03	0.36	0.24	-0.36	-0.34	0.25	-0.30	-0.12	1.00	

注) 移動数、移動率、移動性比は総務庁統計局『住民基本台帳人口移動報告年報』各年版、婚姻数、出生数、離婚数、死亡数、動態数は厚生省『人口動態統計』、世帯数、世帯増加数は厚生省『国民生活基礎調査』、新築数は建設省『建築統計年報』(平成元年度版)を利用した。

まず、移動に関する変数間の相関については、移動総数と移動率は.78とかなり大きな相関を示すが、移動性比と移動総数は-.10、移動性比と移動率は-.06とほとんど相関をもたない。

動態に関する変数間の相関については、出生と婚姻(.83)、死亡と離婚(.76)に高い相関が見られる。また、動態総数とは、婚姻(.88)、出生(.99)と非常に高い正の相関が見られるが、死亡(-.44)、離婚(-.39)と負の相関が見られる。婚姻と出生の相関の高さは、婚姻後2～3年内に多くの出産がなされるため、因果関係が考えられるが、死亡と離婚の高い相関は、単に数の変動が類似していることからくる見せかけの相関で、因果関係は示唆しないであろう。また、婚姻と離婚は、負の相関を示した。

人口動態は、移動の契機として作用すると考えられるため、移動総数と人口動態数は正の相関が予想される。しかし、移動性比との相関は、動態の内容により異なる関係が予想される。

その結果、移動数と移動率ともに動態総数と高い正の相関を示した。移動は出生(.75)、婚姻(.69)とは大きな正の値を示したが、死亡とは負の相関(-.34)を示した。移動率とは、より密接な関係が見られ、婚姻とは.94、出生とは.78という高い正の相関を示すと同時に、離婚とは-.67、死亡とは-.70という高い負の相関を示した。しかし、移動性比と種々の動態とは、あまり関連が見られなかった。

住宅の新築や世帯の増加がある場合には、移動が増加することが予想される。

移動と世帯増加とは.13の相関しか示さなかったが新築住宅数とは.67とかなり大きな値を示した。

15) 国土庁、前掲注3)を参照。

しかし、移動性比とは、ともに低い相関しか得られなかった。

転職や離職の数が多くなると移動数と移動性比は大きくなる可能性、すなわち、両者は比例すると考えられるがどうであろうか。

移動においては仕事を契機とする移動がもっとも中心的であると考えられること、また、労働移動に関しては1965年からのデータしか入手できないことから、それ以降のデータを図示した。その結果、労働移動者と移動数は1965年から1978年頃にかけては、ほぼ同じような変化を示すが、1978年以降は、移動数が減少するが、労働移動者は増加するという相違が見られた(図8)。移動性比の変化とは、比較的類似する動きが見られた(図2を参照)。

以上のように、動態や新築住宅は移動の数や率とかなり強い関係が示唆されたが、移動性比とは一般的に弱い関係しか得られなかった。

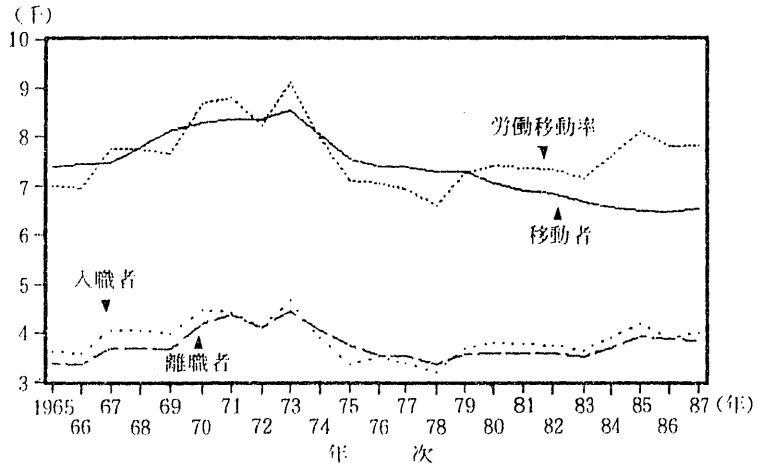
### 3. 人口の年齢構造の変化による説明

国勢調査では、先ほど見たように、過去1年間の男女年齢別の移動統計が得られる。そこで、日本全体の移動性比の変動が、男女年齢別の移動性比の変動か、人口の年齢構造の変動で起きているのかを検討しよう。

図9は、男女年齢別移動率を固定させて(3か年次)、もし、その移動率で推移したらどのようなようになるかを見たものである。無論、年齢構造は各年の実際の値を用いてある<sup>16)</sup>。

まず、どの年次の移動率を用いても、期待移動性比は、1965年と1970年では、余り上昇しないが、それ以降は同様なパターンを示しながら上昇することがわかる。したがって、人口の年齢構造の変化は、移動性比を上昇させるように

図8 移動者と労働移動



資料：労働省『雇用動向調査報告』各年版より  
注) 労働移動者 = 入職者 + 離職者 - 転職入職者

図9 移動率一定で年齢構造を変化させた移動性比

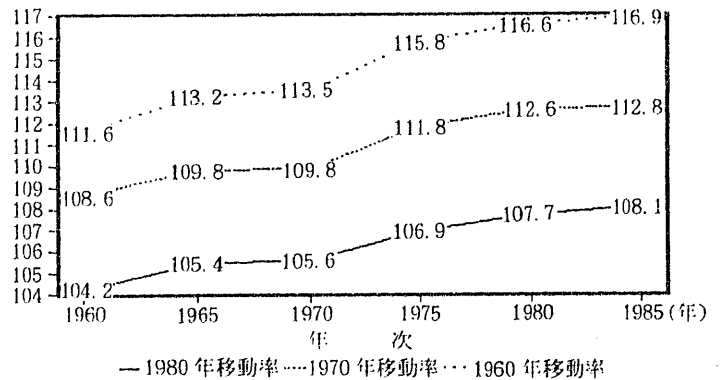
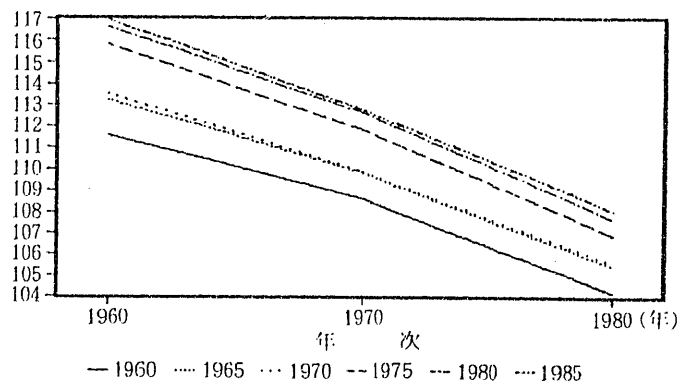


図10 年齢構造一定で男女年齢別移動率を変化させた移動性比



16) 日本全体の移動性比は、 $\Sigma$  (各分析単位の移動性比  $\times$  各分析単位の割合) で近似することができる。

働いている、と考えられる。

また、1980年、1970、1960年の順に移動性比が高く推移していく。

次は、逆に、ある年次の年齢構造のまま男女別移動率を経験するとどのような推移を示すかを見てみた(図10)。すると、どの年次の年齢構造を用いても、実際の男女年齢別の移動率は、移動性比を下降させる効果を持っていることがわかる。

しかし、実際の移動性比は、1975年までは低下し、以後は上昇している。よって、以上の結果から考えると、1975年までは、年齢別の移動率の変化が全体の变化に貢献し、それ以降は、年齢構造の変化が貢献しているという風に解釈できるであろう。

#### 4. 都道府県の移動パタン の変化による説明

ここでは、全国の移動性比の変化が、地域の全国に占める移動割合の変化によりもたらされているのか、あるいはまた、移動性比の変化によりもたらされているのかを検討する。

表1、2、3に示されるように、3種類の移動性比は、県別にみると時系列的に比較的一貫する特徴を持っている。また、ここでは、紙面の都合上データを示さないが、各移動の県別割合も比較的安定しているように見える。よって、転入を例にとり、県別の割合間と移動性比間の相関をとってみた。すると、転入割合の相関は非常に高く(表7)、転入性比間の相関は、近い年次においては相当に高いが時間を置くにつれ相関が低くなっているのがよくわかる(表8)。

したがって、日本全体の変動は、比較的一定の移動割合を占める地域の移動性比が変化してもたらされていると考えられる。よって、各年次の割合を一定にして、

表7 県別転入割合間の相関係数

年次	年次					
	1960	1965	1970	1975	1980	1985
1960	1	0.98	0.95	0.93	0.93	0.94
1965	0.98	1	0.99	0.98	0.97	0.98
1970	0.95	0.99	1	0.99	0.99	0.99
1975	0.93	0.98	0.99	1	1.00	1.00
1980	0.93	0.97	0.99	1.00	1	1.00
1985	0.94	0.98	0.99	1.00	1.00	1

表8 県別転入性比間の相関係数

年次	年次					
	1960	1965	1970	1975	1980	1985
1960	1.00	0.65	0.42	0.34	0.33	0.31
1965	0.65	1.00	0.81	0.67	0.60	0.56
1970	0.42	0.81	1.00	0.88	0.86	0.80
1975	0.34	0.67	0.88	1.00	0.89	0.80
1980	0.33	0.60	0.86	0.89	1.00	0.94
1985	0.31	0.56	0.80	0.80	0.94	1.00

表9 各年次の性比を用いたシミュレーション(県内移動)

用いた年次	年次					
	1960	1965	1970	1975	1980	1985
1960	102.4	102.4	101.6	99.3	98.9	98.5
1965	104.1	104.5	104.2	102.1	101.8	101.4
1970	102.6	103.2	103.2	101.2	101.0	100.6
1975	101.3	101.8	101.8	100.2	100.0	99.6
1980	101.6	101.9	101.9	100.3	100.2	99.9
1985	102.3	102.6	102.5	100.9	100.7	100.4

表10 各年次の割合を用いたシミュレーション(県内移動)

用いた年次	年次					
	1960	1965	1970	1975	1980	1985
1960	102.4	104.1	102.6	101.3	101.6	102.3
1965	102.4	104.5	103.2	101.8	101.9	102.6
1970	101.6	104.2	103.2	101.8	101.9	102.5
1975	99.3	102.1	101.2	100.2	100.3	100.9
1980	98.9	101.8	101.0	100.0	100.2	100.7
1985	98.5	101.4	100.6	99.6	99.9	100.4

各年次の性比を用いて日本全体の移動性比の変動をシミュレートする方が、逆の場合、すなわち各年次の性比を一定にして、各年次の割合を用いて日本全体の移動性比の変動をシミュレートするより、かなりよく再現できると考えられる。

3種類の移動性比に関してシミュレートしたのが表9—14である。県内移動に関しては、2つのシミュレーション結果とも再現性が悪い。よって、割合または性比のどちらかに原因を帰属するわけにはいかない。しかし、転出、転入はともに、各年次の実際の性比を用いると、どの年次の割合を用いても、再現性が非常によい。よって、転入、転出移動性比の変動は、県別の移動割合ではなく、県別の移動性比の変化によりもたらされている部分が大い、と言える。

#### IV 今後の課題

1. 経済的説明、人口の年齢構造あるいは「潜在的他出者」、また、誘因としての動態数は移動数や

移動率を部分的に説明したが、移動性比の変動はあまり説明しなかった。この説明力の相違を考えていく必要がある。

2. 移動性比は住宅、労働移動数、人口動態との関連が薄かったが、それは、移動がそれらの数をはるかに上回っているためかもしれない。実際、結婚や離婚は、男女のどちらかに必然的に移動を強いるものであり、必ず移動に影響を与えているはずであるが、移動からみるとその影響は取るに足りない、ということが考えられる。1987年現在、移動は600万、動態総数は291万、出生は130万、結婚は70万、死亡は75万、離婚は16万、労働移動者は810万、入職者は400万、離職者は410万、新築数は110万のオーダーである。よって、今後は、動態の各種イベントや労働移動を含めて多

表11 各年次の性比を用いたシミュレーション(転入移動)

用いた年次	年次					
	1960	1965	1970	1975	1980	1985
1960	126.6	126.1	125.9	124.6	124.5	124.4
1965	128.7	129.1	129.4	128.9	129.0	128.9
1970	126.6	126.7	126.9	126.1	126.3	126.3
1975	122.8	122.9	123.1	122.5	122.6	122.6
1980	126.2	126.0	125.9	125.0	125.0	125.2
1985	134.9	134.7	134.7	133.5	133.5	133.8

表12 各年次の割合を用いたシミュレーション(転入移動)

用いた年次	年次					
	1960	1965	1970	1975	1980	1985
1960	126.6	128.7	126.6	122.8	126.2	134.9
1965	126.1	129.1	126.7	122.9	126.0	134.7
1970	125.9	129.4	126.9	123.1	125.9	134.7
1975	124.6	128.9	126.1	122.5	125.0	133.5
1980	124.5	129.0	126.3	122.6	125.0	133.5
1985	124.4	128.9	126.3	122.6	125.2	133.8

表13 各年次の性比を用いたシミュレーション(転出移動)

用いた年次	年次					
	1960	1965	1970	1975	1980	1985
1960	126.3	127.2	127.9	126.8	126.5	126.7
1965	127.8	129.5	130.5	130.1	129.9	129.9
1970	125.3	126.3	127.0	126.6	126.5	126.6
1975	121.9	122.7	123.3	122.8	122.7	123.0
1980	125.4	125.6	125.9	125.0	124.9	125.3
1985	133.9	134.1	134.6	133.6	133.4	133.8

表14 各年次の割合を用いたシミュレーション(転出移動)

用いた年次	年次					
	1960	1965	1970	1975	1980	1985
1960	126.3	127.8	125.3	121.9	125.4	133.9
1965	127.2	129.5	126.3	122.7	125.6	134.1
1970	127.9	130.5	127.0	123.3	125.9	134.6
1975	126.8	130.1	126.6	122.8	125.0	133.6
1980	126.5	129.9	126.5	122.7	124.9	133.4
1985	126.7	129.9	126.6	123.0	125.3	133.8

変量的に分析していくとよいかも知れない。

3. 今までは移動理由からみたミクロの説明と経済や人口構造というマクロの説明が独立に行われていたが、今後は、両者を取り入れた形の研究を行うべきであろう。実際問題としては、個票を用いるミクロの調査に経済関係の変数をできるだけ導入して検討する、ということである。
4. 子供数の減少や世帯規模の縮小が、移動にどのような影響を与えているかを考えてみる必要がある。「潜在的他出者」が少なくなる一方で、家族規模の縮小はすべての世帯員の移動を行いやすくしている可能性も考えられる。したがって、移動の際に、どのような属性を持つ者が移動しやすいのか、また、どのような世帯から移動するのかというような情報がわかれば、より移動性比の変化を解明することができるであろう。
5. 本稿においては、先進国の移動性比パターンを検討できなかったが、先進国においても同様な傾向をたどっているかを見るのも日本の動向を考えていく上で参考になるであろう。
6. 交通というコミュニケーション手段の発達が進歩を容易にしているが、逆に、通信というコミュニケーション手段の発達は移動を不要にしている。日々移動には、交通の発達が大きく貢献し、通勤距離ないし時間が伸びていることは明かであるが、住所の変更を伴う移動には、コミュニケーション手段の発達がどのように関与しているかを検討する必要があるであろう。すなわち、コミュニケーション手段の発達が、移動パターンをどう変化させているのか、移動距離にどのような影響を与えているのかということである。  
そして、結果としてコミュニケーション手段の発達が性差別的に働くことがあるかを検討していく必要がある。

## Change in Sex Ratio among Migrations in Japan

Hiromichi SAKAI

- 1 Recent upturn of sex ratio at internal migration in Japan is mainly brought about by change of male migration rather than that of female one, by inter-prefectural migration rather than by intra-prefectural migration.
- 2 Change of sex ratio of each prefecture at inter-prefectural migration is similar to that at intra-prefectural migration.
- 3 Sex ratio of national level at intra-prefecture migration is always above 100, but most of averages of sex ratio at it among prefectures are below 100.
- 4 National average at inter-prefectural migration is similar to average of sex ratio at it among prefectures.
- 5 Sex ratio of each prefecture at inter-prefecural migration from 1980 to 1985 grows very high.
- 6 Correlation coefficient between sex ratio of prefectural population and sex ratio of each prefecture at intra-prefectural migration is .53. Correlation between Into-prefecture migration and Out-prefecture migration was very high and has become higher recently.
- 7 Sex ratio at migration is high among those aged 30—49 according to censuses. This may be explained by one-male migration on business.
- 8 Change of population structure has had effect of rise of sex ratio at internal migration.
- 9 Change of sex ratio at intra-prefectural migration is brought about both by change of proportion of prefectural migration and by change of sex ratio of each prefecture at intra-prefecture migration. On the other hand, change of sex ratio at inter-prefectural migration is mostly explained by change of sex ratio of each prefecture at it rather than by change of proportion of prefectural migration.

## 日本の通婚圏 (2) 社会的通婚圏

鈴木 透

### I 問題

前回考察した地理的通婚圏と同様<sup>1)</sup>、社会的通婚圏の研究にもさまざまな理論的意義を付与し得る。たとえば経済学的には、出生力の経済学のようなモデル化が結婚に対しても適用できないかに興味もたれるだろう。その場合、結婚から得られる効用を最大化するという観点から、相手の社会的属性の類似/相違は重要な意味をもつ<sup>2)</sup>。

遺伝学的には遺伝子の隔離/混交という観点から、地理的および社会的通婚圏に関心もたれる<sup>3)</sup>。また身長・体重から目や髪の色・頭蓋骨の形に至る形質上の差違が通婚によって標準化されるのか、それとも類別婚によって固定化されるのかも、生物学的に興味もたれる問題である<sup>4)</sup>。これらは必ずしも「社会的」通婚とはいえないが、形質間差違の総合である人種は社会的意義も大きい。人種間通婚が進めば様々な程度の「混血」個体が増え、最終的にはどちらか一方の遺伝子のみ伝える「純血」個体はいなくなってしまう<sup>5)</sup>。このような場合には、人種間の区別は遺伝的にも社会的にも意味を失うだろう。

通婚の度合が文化的要因を体現していると考えられる場合、それ自体が社会学的問題となる。たとえばある民族集団や宗教集団で他集団との通婚が多い(少ない)というデータが得られた場合、その集団に固有の価値・信念体系による説明が試みられることになる。また集団間の同化や不平等の指標として、通婚の頻度に関心が持たれる<sup>6)</sup>。さらに階層間通婚の場合は、社会移動の一形態として捉えることも可能である。特に達成機会が男子よりも限定されている女子にとっては、結婚は地位達成

1) 鈴木透, 「日本の通婚圏 (1) 地理的通婚圏」, 『人口問題研究』, 第46巻2号, 1990年, pp.17-32.

2) Oppenheimer, Valerie Kincade, "A theory of marriage timing", *American Journal of Sociology*, Vol.94, No.3, 1988, pp.563-591; Boulier, Bryan L. and Mark R. Rosenzweig, "Schooling, search, and spouse selection: testing economic theories of marriage and household behavior", *Journal of Political Economy*, Vol.92, No.4, 1984, pp.712-732.

3) 松永英, 「人口と遺伝——人口傾向からみた人類の将来——」, 小林和正編, 『人類学講座第11巻・人口』, 雄山閣, 1979年, p.140.

4) Spuhler, J. N., "Assortative mating with respect to physical characteristics", *Eugenics Quarterly*, Vol.15, No.2, 1968, pp.128-140; Trachtenberg, Anete, A. E. Startk, F. M. Salzano and F. J. da Rocha, "Canonical correlation analysis of assortative mating", *Journal of Biosocial Science*, Vol.17, No.4, 1985, pp.389-403.

5) Heer, David M., "Intermarriage and racial amalgamation in the United States", *Eugenics Quarterly*, Vol.14, No.2, 1967, pp.112-120.

6) Fitzpatric, Joseph P., "Intermarriage of Puerto Ricans in New York City", *American Journal of Sociology*, Vol.71, 1966, pp.395-406; Heer, David M., "The prevalence of black-white marriage in the United States", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.36, No.2, 1974, pp.246-258.

の重要な手段となり得る<sup>7)</sup>。

このように社会的通婚圏の問題には、様々な角度から接近が試みられている。しかも社会的通婚圏の場合は人種間・民族間・宗教間・カースト間・学歴間・職業間……と多岐に渡るためか、分析に用いられる方法は地理的通婚圏研究に比べはるかに多様で、混乱状態とさえいえる。そこで本稿では、まず研究方法の整理・体系づけから始めることにする。

## II 社会的通婚の計量法

### 1 尺度の分類

具体的に社会的通婚の度合を計量しようとする場合に出発点となるのは、夫の属性×妻の属性に関する2次元クロス集計表（以下通婚表と呼ぶ）である。生理的形質に関する類別婚では身長など量的に表わされる変数が多く、Pearsonの相関係数などがよく用いられるが、社会的通婚の場合はほとんどが質的変数の関連問題として定式化される。こうして通婚表にもとづくさまざまな尺度が、社会的通婚の計量法として工夫されている。

社会的通婚の尺度を分類し体系化するために、ふたつの軸を考える。ひとつは通婚表に対して設定される対照の種類で、最も多いのは対角セルと非対角セルを対比し両者の比重の大小を計ろうとするものである。いうまでもなく対角セルは同一属性の者どうしの結婚、非対角セルは属性を異にする者どうしの結婚を表すから、この種の対照が対応する問題は「内婚・外婚」問題と呼ぶことができる。非対角セルはさらに対角を挟んで右上と左下に分けられる。いま学歴や職業階層など順序尺度で表わされる属性の通婚表があり、行が妻、列が夫の属性を表わすとしよう。このとき対角セルより右上のセルの集合は妻からみて上方婚、左下は下方婚を表わす。つまり右上と左下の非対角セルの対照は、「上方婚・下方婚」問題に対応する。さらに非対角セルの中で特に対照を設けず、どの属性対の通婚が好まれ、あるいは避けられているかのパターンを抽出しようという関心もあり得る。これは属性間の「社会的距離」の問題と呼ぶことができよう。

もうひとつの軸は、尺度が個々のセルに関するものか、それとも通婚表全体に関するものかという水準の区別である。前者は特定の属性または属性対における外婚の度合、後者は社会全体での通婚の度合を表す。

表1は、この2軸によって尺度の分類を試みたものである。上方婚・下方婚問題についてセル単位尺度がないのは、上位階層ほど上方婚の余地が小さくなるため、属性間の比較がそもそも無意味なことによる。一方、社会的距離問題は個々の属性対の通婚パターンに関心があるため、すべてセル単位の尺度になっている。全体として社会的通婚の尺度は内婚・外婚問題に多く集中しているが、これは粗外婚率・粗通婚率の数学的難点を解決しようとしてさまざまな試みがなされたためである。以下ではこの粗外婚率・粗通婚率から出発し、それぞれの尺度について数学的性質を考察する。

---

7) Elder, Glen H. Jr., "Appearance and education in marriage mobility", *American Sociological Review*, Vol.34, 1969, pp.519-533; Taylor, Patricia Ann and Norval D. Glenn, "The utility of education and attractiveness for female's status attainment through marriage", *American Sociological Review*, Vol.41, 1976, pp.484-798.



表1 社会的通婚の尺度の分類

	セル単位	表単位
内婚・外婚	粗外婚率 結合指数 GiniのH 安田のy YuleのQ Grayのv	粗通婚率 総合的結合指数 Goodman and KruskalのG 安田のY
上方婚・下方婚		Rockwellの上方婚比 (パス解析などの地位達成分析)
社会的距離	分離指数 YuleのQ Parkman and Sawyerの 通婚距離	

## 2 粗外婚率と粗通婚率

本稿では後述のBlauの区別を踏襲し、特定属性に関し他属性集団との結婚を「外婚」、社会全体での異属性集団間の結婚を「通婚」と呼ぶ。また他の洗練された尺度から区別する意味で、それぞれの単純な比率を「粗外婚率」「粗通婚率」と呼ぶことにする。

表2のような妻の属性×夫の属性の通婚表が得られたとする。この表に含まれる個人数は $2n_{..}$ 人、結婚数(夫婦数)は $n_{..}$ 組である。粗外婚率には2種類あり、まず個人数にもとづく粗外婚率は、

$$\frac{(n_{i.} - n_{ii}) + (n_{.i} - n_{ii})}{n_{i.} + n_{.i}} = 1 - \frac{2n_{ii}}{n_{i.} + n_{.i}} \quad (1)$$

これがBlauらの外婚率OMである<sup>8)</sup>。Blauらの方法を踏襲しているLabov and Jacobsの他、Parkman and Sawyer, Heer, Christensen and Barberらもこの個人ベースの外婚率を用いている<sup>9)</sup>。Kane and Stephenの内婚率・外婚率<sup>10)</sup>は個人ベースなのか結婚ベースなのかははっきりしない。

表2 通婚表の模式図

8) Blau, Peter M., Terry C. Blum and Joseph E. Schwartz, "Heterogeneity and intermarriage", *American Sociological Review*, Vol.47, 1982, p.49.

9) Labov, Teresa and Jerry A. Jacobs, "Intermarriage in Hawaii, 1950-1983", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.48, No.1, 1986, p.83; Parkman, Margaret A. and Jack Sawyer, "Dimensions of ethnic intermarriage in Hawaii", *American Sociological Review*, Vol.32, No.4, 1967, p.597; Heer, David, 1967 (脚注5), p.115; Christensen, Harold T. and Kenneth E. Barber, "Interfaith versus intrafaith marriage in Indiana", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.29, No.3, 1967, p.464.

一方、結婚数（夫婦数）にもとづく第  $i$  集団の粗外婚率は、夫婦の一方のみ第  $i$  集団に属す夫婦数（表2の網かけをした部分）を、夫婦の一方もしくは両方が第  $i$  集団に属す夫婦数で割って、

$$\frac{(n_{i.} - n_{ii}) + (n_{.i} - n_{ii})}{n_{i.} + n_{.i} - n_{ii}} = 1 - \frac{n_{ii}}{n_{i.} + n_{.i} - n_{ii}} \quad (2)$$

となる。Christensen and Barber, Rosenthal が結婚数にもとづく外婚率を計算している<sup>11)</sup>。Kim はこれを1から引いた、結婚ベースの内婚率を用いている<sup>12)</sup>。

一方粗通婚率は、内婚者総数÷個人総数（個人ベース）で定義しても内婚総数÷結婚総数（結婚ベース）でも同じで、Blauらの  $IM$  に一致する<sup>13)</sup>。

$$1 - \frac{\sum_i n_{ii}}{n_{..}} \quad (3)$$

Blauらの他、Barnett, Christensen and Barber, Labov and Jacobs が粗通婚率を用いている<sup>14)</sup>。Rockwellや小林他は粗通婚率の逆、すなわち通婚表全体に占める対角和の比率を計算している<sup>15)</sup>。

これら粗外婚率や粗通婚率では周辺分布の影響が調整されておらず、このためランダム婚すなわち  $n_{ii} = n_{i.} n_{.i} / n_{..}$  が成立しているときでも周辺分布に応じてさまざまな値をとる。まず粗外婚率については、当該集団の相対的規模が大きいほど高い値をとり難いことは容易に想像できよう。内婚のチャンスが大きい反面、外婚を行なおうとしてもすぐに相手不足を生じるからである。粗通婚率の場合、たとえば  $2 \times 2$  表では男女で周辺分布の違いが大きいほど内婚のチャンスが大きくなり、したがって粗通婚率が見かけ上高くなる。

このように周辺分布が異なれば、ランダム婚の粗外婚率も粗通婚率も異なる値をとり、属性間や社会間での外婚・通婚の頻度を比較することができない。以下に述べるより洗練された尺度の多くは、ランダム婚のとき一定の値をとるようにして周辺分布の影響を免れようとする試みである。

### 3 移動比のクラス

Tyree は社会移動研究で用いられる移動化（mobility ratio）の数学的難点を考察し、異なるクロス表との比較ができないこと、周辺分布のシフトに対応できないこと、クロス表内でセル間の比較ができないことを指摘した<sup>16)</sup>。このうち内婚・外婚問題にとって特に重要なのは最後の点であるが、McCaa は Gray の内婚尺度  $\nu$  を批判して、それが Gini の  $H$  や Cohen の  $\kappa$  と同じく移動比のクラス（class of mobility ratios）に属し、したがって移動比と同じ数学的難点を共有することを示し

10) Kane, Thomas T. and Elizabeth Hervey Stephen, "Patterns of intermarriage of gestworker populations in the Federal Republic of Germany: 1960-1985", *Zeitschrift für Bevölkerungs-wissenschaft*, Vol.14, No.2, 1988, pp.187-204.

11) Christensen and Barber, 1967 (脚注9), p.464; Rosenthal, Erich, "Jewish intermarriage in Indiana", *Eugenics Quarterly*, Vol.14, No.4, 1968, p.278.

12) Kim, Yoon Shin, "Marriage pattern of the Korean population in Japan", *Journal of Biosocial Science*, Vol.17, No.4, 1985, p.446.

13) Blau et al., 1982 (脚注8), p.50.

14) Barnett, Larry D., "Interracial marriage in California", *Marriage and Family Living*, Vol. 25, No.4, 1963, p.424; Christensen and Barber, 1967 (脚注9), p.463; Labov and Jacobs, 1986 (脚注9), p.82.

15) Rockwell, Richard C., "Historical trends and variations in educational homogamy", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.38, No.1, 1976, pp.87-89; 小林淳一・鹿又伸夫・山本努・塚原修一, 「社会階層と通婚圏」, 直井優・盛山和夫(編), 『現代日本の階層構造 ① 社会階層の構造と過程』, 東京大学出版会, 1990年, p.68.

16) Tyree, Andrea, "Mobility ratios and association in mobility tables", *Population Studies*,

た<sup>17)</sup>。

本稿では安田にならって<sup>18)</sup>、対角セルに対して計算された移動比を「結合指数」、非対角セルに対して計算された移動比を「分離指数」と呼ぶ。先に述べたように結合指数は内婚・外婚問題、分離指数は社会的距離問題に対応する。

結合/分離指数は、セル度数をランダム婚が行なわれたときの期待度数で割ることによって、ランダム婚のとき1となるようにしたものである。

$$\text{結合指数} = \frac{n_{ii}}{(n_i \cdot n_{\cdot i} / n_{\cdot\cdot})} = \frac{p_{ii}}{p_i \cdot p_{\cdot i}} \quad (4)$$

$$\text{分離指数} = \frac{n_{ij}}{(n_i \cdot n_{\cdot j} / n_{\cdot\cdot})} = \frac{p_{ij}}{p_i \cdot p_{\cdot j}} \quad (i \neq j) \quad (5)$$

結合指数は内婚・外婚問題に対して盛んに用いられており、Besanceney, Haskey, 厚生省人口問題研究所, 今泉・金子らが結合指数を単独で、または分離指数とあわせて計算している<sup>19)</sup>。しかし結合指数の値は周辺分布に影響され、属性間の比較はできないことが、Tyree より早く安田によって指摘されている<sup>20)</sup>。すなわち(4)式で定義される結合指数の最大値を考えると、当然の制約として  $p_{ii}$  は周辺分布  $p_i$  と  $p_{\cdot i}$  のいずれをも上回ることができない。したがって結合指数が最大なのは、 $p_{ii}$  が  $p_i$  と  $p_{\cdot i}$  のどちらか小さい方に一致したときで、

$$\frac{\min(p_i, p_{\cdot i})}{p_i \cdot p_{\cdot i}} = \min\left(\frac{1}{p_i}, \frac{1}{p_{\cdot i}}\right) \quad (6)$$

このように結合指数の最大値は、そのセルに対応する周辺分布の逆数の小さい方に一致する。このことから、周辺分布が大きいほど結合指数の最大値が低く抑えられてしまうことがわかる。

なお最大値が周辺分布に依存するのは、理論的には分離指数も同じである。しかし学歴間・職業間・カースト間・宗教間・人種間・民族間など社会的通婚の多くでは、同一(類似)属性の者との内婚が期待度数を上回ると仮定できる。これを「内婚優勢の仮定」と呼ぶことにしよう。この仮定が妥当な場合、最大値の不安定さが問題となるのは、結合指数であって分離指数ではない。

次にGiniのHであるが、これはSavorgnanによって通婚研究に適用されている<sup>21)</sup>。Mc Caaはこの指標が周辺分布に依存することを指摘しているが、具体的にどのような数学的性質があるかは示していないので、この点について考察する。Hの定義式は、

17) McCaa, Robert, "Isolation or assimilation: a log linear interpretation of Australian marriage, 1947-1960, 1975, and 1986", *Population Studies*, Vol.43, No.1, 1989, pp.155-162.

18) 安田三郎, 『社会移動の研究』, 東京大学出版会, 1971年, p.74.

19) Besanceney, Paul H., "On reporting of intermarriage", *American Journal of Sociology*, Vol. 70, No.6, 1965, p.720; Haskey, John, "Social class patterns of marriage", *Population Trends*, 1983, Vol.34, pp.13-14; 厚生省人口問題研究所(阿藤誠・高橋重郷・小島宏・大谷憲司他), 『昭和57年第8次出産力調査(結婚と出産に関する全国調査)——第I報告書——日本人の結婚と出産』, 実地調査報告資料, 1983年, p.37; 同(阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一), 『昭和62年第9次出産力調査(結婚と出産に関する全国調査)——第I報告書——日本人の結婚と出産』, 調査研究報告資料, 1988年, p.21; 今泉洋子・金子隆一, 「配偶者選択の現状——結婚に関する人口学的調査の結果から——」, 『人口問題研究』, 第173号, p.11, 1985年.

20) 安田, 1971(脚注18), pp.82-88.

21) Savorgnan, Franco, "Matrimonial selection and the amalgamation of heterogeneous groups", *Cultural Assimilation of Immigrants*, Supplement to *Population Studies*, 1950, pp.59-67.

$$H = \frac{p_{11} p_{22} - p_{12} p_{21}}{\sqrt{p_{1.} p_{.1} p_{2.} p_{.2}}} \quad (7)$$

$H$ は上のように  $2 \times 2$  表について定義される尺度だが、Savorgnan のように内婚・外婚問題に適用する場合、もとの通婚表の特定の対角セルを基準に全体を縮約した  $2 \times 2$  表について計算することになるだろう。つまり目的の対角セルを  $p_{ii}$  として、

$$\left. \begin{aligned} p_{11} &= p_{ii} \\ p_{12} &= p_{i.} - p_{ii} \\ p_{21} &= p_{.i} - p_{ii} \\ p_{22} &= 1 - p_{i.} - p_{.i} + p_{ii} \end{aligned} \right\} \quad (8)$$

$H$ はランダム婚のとき 0 となり、最小値は  $2 \times 2$  表の対角セルがともに 0 のときで  $H = -1$ 、最大値は逆に非対角セルがともに 0 のときで  $H = 1$  である。しかしここで注意すべきことは、 $H$ がこの最小最大値をとれるかどうかは実は周辺分布に依存することである。以下では内婚優勢の仮定において、最大値についてのみ考察する。

非対角セルがともに 0 で、 $H = 1$  が可能であるということは、 $p_{1.} = p_{.1}$  かつ  $p_{2.} = p_{.2}$ 、すなわち行と列で周辺分布が同じという条件を課している。なぜなら、たとえば  $p_{1.} \neq p_{.1}$  であっては  $p_{1.} = p_{11}$  かつ  $p_{.1} = p_{11}$  ならば  $p_{1.} = p_{.1}$  という推移律に反するからである。

周辺分布が行と列で一致していない場合、 $2 \times 2$  表の非対角セルをともに 0 にすることはできず、このため  $H$  の最大値は 1 にならない。与えられた周辺分布のもとで  $H$  を最大にするには、(7)式から予想されるように、対角セルをできるだけ大きくすればよい。このとき非対角セルのひとつは自動的に 0 となり、したがってその積も 0 で最小になる。

$$\left. \begin{aligned} \max(p_{11}) &= \min(p_{1.}, p_{.1}) \\ \max(p_{22}) &= \min(p_{2.}, p_{.2}) \\ \min(p_{12}) &= p_{1.} - \min(p_{1.}, p_{.2}) = p_{.2} - \min(p_{2.}, p_{.2}) \\ \min(p_{21}) &= p_{2.} - \min(p_{2.}, p_{.1}) = p_{.1} - \min(p_{1.}, p_{.1}) \end{aligned} \right\} \quad (9)$$

こうして  $p_{1.}$  と  $p_{.1}$ 、 $p_{2.}$  と  $p_{.2}$  の大小関係が問題となる。等号が入る場合は既に考察したから周辺分布は等しくないものとして、 $p_{1.} < p_{.1}$  かつ  $p_{2.} > p_{.2}$  と仮定する。行と列の第 1 カテゴリーと第 2 カテゴリーを入れ替えれば、ただちに逆の大小関係が得られ、しかも  $H$  の値は変化しない。したがって全く一般性を損なわずに、この仮定をおくことができる。(8)式より、

$$\left. \begin{aligned} p_{11} &= p_{1.} \\ p_{22} &= p_{.2} \\ p_{12} &= p_{1.} - p_{1.} = p_{.2} - p_{.2} = 0 \\ p_{21} &= p_{2.} - p_{.2} = p_{.1} - p_{1.} \end{aligned} \right\} \quad (10)$$

このとき  $H$  は最大値をとり、その値は、

$$\max(H) = \frac{p_{1.}}{\sqrt{p_{1.} p_{.1}}} \times \frac{p_{.2}}{\sqrt{p_{2.} p_{.2}}} < 1 \quad (11)$$

なぜなら仮定より  $p_{1.} p_{.1} > p_{1.}^2$ 、 $p_{2.} p_{.2} > p_{.2}^2$  となるからである。

(11)式からは、 $p_{.1}$  が  $p_{1.}$  より、また  $p_{2.}$  が  $p_{.2}$  より非常に大きければ  $H$  の最大値は低く抑えられる

ことが分かる。このように周辺分布によって最大値が左右されるという欠点は結合指数と同じで、異なるのは周辺分布の大きさそのものではなく行と列での不一致の度合が影響するということである。

Gray の  $\nu$  も移動比のクラスに属すが、McCaa は  $\nu$  の値域が周辺分布に影響される数値例をひとつ提出しただけなので<sup>22)</sup>、やはりその数学的性質を詳細に考察する必要がある。 $\nu$  も  $H$  と同じく通婚表のある対角セルに注目して縮約した  $2 \times 2$  表によるが、男女別に計算されるのが特徴である。行が女子、列が男子に対応するものとして、男子の内婚尺度  $\nu_m$  は<sup>23)</sup>、

$$\nu_m = \frac{\sqrt{p_{11}(1-p_{1.})} - \sqrt{p_{1.}(p_{.1}-p_{11})}}{\sqrt{p_{11}(1-p_{1.})} + \sqrt{p_{1.}(p_{.1}-p_{11})}} \quad (12)$$

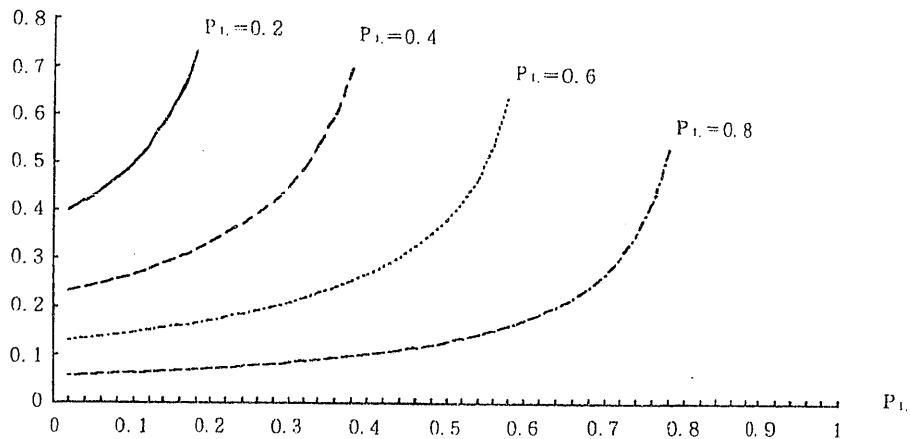
女子の場合は、(12)式の  $p_{.1}$  と  $p_{1.}$  が入れ替わる。

$p_{11} = p_{1.} \cdot p_{.1}$  を(12)式に代入してランダム婚のときの値を調べてみると、ルートの中がすべて  $p_{1.} \cdot p_{.1} - p_{1.}^2 \cdot p_{.1}$  となり、したがって  $\nu_m = 0$  である。最大値は  $p_{11} = p_{.1}$  のときで、分母分子の右側のルートが消えて  $\nu_m = 1$ 、最小値は  $p_{11} = 0$  のときで、今度は左側のルートが消えて  $\nu_m = -1$  となる。

再び内婚優勢の仮定をおき、最大値のみ考察しよう。周辺分布によっては  $p_{11} = p_{.1}$  となり得ず、したがって  $\nu_m$  の最大値は 1 よりも低く抑えられることがある。これが  $H$  について考察したのと同じ  $p_{1.} < p_{.1}$  かつ  $p_{2.} > p_{.2}$  の場合で、 $p_{11}$  が周辺分布を越えないことから、(10)式にあるように  $p_{11}$  の最大値は  $p_{.1}$  ではなく  $p_{1.}$  となる。これを(12)式に代入して、 $p_{1.} < p_{.1}$  のときの  $\nu_m$  の最大値を調べてみると、

$$\max(\nu_m) = \frac{\sqrt{p_{1.}(1-p_{1.})} - \sqrt{p_{1.}(p_{.1}-p_{1.})}}{\sqrt{p_{1.}(1-p_{1.})} + \sqrt{p_{1.}(p_{.1}-p_{1.})}} \quad (13)$$

図1  $P_{1.} < P_{.1}$  のときの  $\nu_m$  の最大値



22) McCaa, 1989 (脚注17), p.156.

23) Gray, Alan, "Intermarriage: opportunity and preference", *Population Studies*, Vol.41, No.3, 1987, pp.370-371.

右側のルートが消えないので1にはならない。図1は横軸に  $p_{1.}$ 、縦軸に  $\nu_m$  をとり、 $p_{1.}$  の4つの値について、 $p_{1.} > p_{.1}$  のときの  $\max(\nu_m)$  の動きを示したものである。 $p_{.1}$  が大きく  $p_{1.}$  が小さいとき、 $\nu_m$  の最大値が抑えられることがわかる。

このように  $\nu_m$  に対する周辺分布の影響は、 $H$  の場合よりさらに複雑である。一般的にいうと、一方の性からみて通婚表におけるその性の分布比率が相手の性を下回る場合は問題ない。しかし分布比率が異性を大きく上回るほど、 $\nu$  の値は低く抑えられることになる。

#### 4 Q係数と $y$ 係数

値域が周辺分布に依存するためセル間の比較ができないという移動比の欠点を免れた内婚の尺度として、Yule の連関係数  $Q$  と安田の開放性係数  $y$  がある。 $Q$  も  $H$  や  $\nu$  と同じく、 $2 \times 2$  表について定義される<sup>24)</sup>。

$$Q = \frac{p_{11} p_{22} - p_{12} p_{21}}{p_{11} p_{22} + p_{12} p_{21}} \quad (14)$$

この  $2 \times 2$  表が、(8)式のように対角セルを基準に作られたものなら  $Q$  は内婚の尺度、非対角セルが基準なら  $Q$  は社会的距離の尺度と解釈できる。

(14)式から明らかなように、 $2 \times 2$  表の対角のどちらかが0なら  $Q$  は  $-1$ 、非対角のどちらかが0ならば1をとり、ランダム婚の場合は0である。このため  $Q$  係数は、最大値が周辺分布に依存する結合指数の欠陥にももちろん、周辺分布が行と列で等しくなければ理論的最大値をとれない  $H$  や、 $p_{1.} < p_{.1}$  では最大値1をとれない  $\nu_m$  の欠陥からも免れている。

しかし(14)式では、対角の積や非対角の積が何を意味しているのか明らかではない。これに対し安田の  $y$  では、係数の構成が明らかな意味をもって行なわれている<sup>25)</sup>。通婚表の第  $ii$  セルに注目した場合、事実通婚<sup>26)</sup> が全体で占める比率は  $p_{i.} + p_{.i} - 2p_{ii}$  となる。うち  $|p_{i.} - p_{.i}|$  は周辺分布の違いから強制的に通婚せざるを得ない部分である。純粋通婚は事実通婚から強制通婚を除いたもので、 $2 \min(p_{i.}, p_{.i}) - 2p_{ii}$  となる。 $y$  係数はこの純粋通婚の観測値の期待値に対する比で、 $Q$  係数とは逆に内婚が多いほど小さな値をとる。

$$y_i = \frac{2 \min(p_{i.}, p_{.i}) - 2p_{ii}}{2 \min(p_{i.}, p_{.i}) - 2p_{.i} p_{.i}} = \frac{\min(p_{i.}, p_{.i}) - p_{ii}}{\min(p_{i.}, p_{.i}) - p_{.i} p_{.i}} \quad (15)$$

$y$  係数は渡辺、小林他が職業階層間の通婚分析に使用している<sup>27)</sup>。 $y$  係数の利用には内婚優勢の仮定が不可欠で、それによって事実上の値域が0と1の間となり、移動比クラスの欠陥から免れている。これに対し  $Q$  係数の場合は内婚優勢は必要でなく、また非対角セルに対しても計算でき、適用可能な範囲は  $y$  係数より広い。一方で、先に述べたように演算解釈性の乏しさが  $Q$  係数の難点である。

24) Tyree, 1973 (脚注 16), p.582.

25) 安田, 1971 (脚注 18), pp.90-94.

26)  $y$  係数は社会移動に関して定義された係数で、本稿では「移動」を「通婚」に置き換えてある。したがって事実通婚・強制通婚・純粋通婚は、本来は事実移動・強制移動・純粋移動と呼ぶ。

27) 渡辺秀樹, 「配偶者選択における職業連関」, 『1985年社会階層と社会移動全国調査報告書, 第4巻, 女性と社会移動』, 1985年社会階層と社会移動全国調査委員会, 1989年, pp.102-115; 小林他, 1990 (脚注 15), p.70. なお小林らは「ベニーニ指数」と呼んでいるが、数学的には  $1 - y_i$  なので  $y$  係数の適用例と考えて差支えない。

## 5 表単位の尺度

内婚・外婚問題のためのセル単位尺度のうち、結合指数、 $y$ 係数、 $Q$ 係数には表単尺度が次のように対応する。

結合指数  $\xrightarrow{\text{（拡張）}}$  総合的結合指数  
 安田の  $y$   $\xrightarrow{\text{（拡張）}}$  安田の  $y$   
 Yule の  $Q$   $\xleftarrow{\text{（退化）}}$  Goodman and Kruskal の  $G$

総合的結合指数は、結合指数を単純に表全体に拡張したもので、

$$\text{総合的結合指数} = \frac{\sum_i p_{ii}}{(\sum_i p_{i.} \cdot p_{.i})} \quad (16)$$

この尺度は、Rockwell が学歴間通婚の分析で使用している<sup>28)</sup>。しかし内婚優勢の場合に最大値が周辺分布に依存する点で、結合指数の欠陥を引き継いでいる<sup>29)</sup>。

安田の総合的開放性係数 $Y$ も、開放性係数 $y$ を単純に拡張したものである。

$$Y = \frac{\sum_i \min(p_{i.}, p_{.i}) - \sum_i p_{ii}}{\sum_i \min(p_{i.}, p_{.i}) - \sum_i p_{i.} \cdot p_{.i}} \quad (17)$$

内婚優勢の仮定が必要なことは、 $y$ と同じである。安田と小林他が、職業階層間通婚の分析にこの総合的開放性係数 $Y$ を適用している<sup>30)</sup>。

Goodman and Kruskal の $G$ は、カテゴリーの順序を考慮した属性相関の尺度である。順序の向きが一致するセル対（あるセルとそれより右下のセル）の度数の積和を $\Sigma P$ 、順序の向きが逆であるセル対（あるセルとそれより左下のセル）の度数の積和を $\Sigma Q$ とすると、

$$G = \frac{\Sigma P - \Sigma Q}{\Sigma P + \Sigma Q} \quad (18)$$

$2 \times 2$ 表のとき、 $G$ は(14)式で表されるYuleの $Q$ に一致する。つまり $Q$ は $G$ の特殊な形である。

$G$ は-1から1までの値をとり、ランダム婚のとき0となる。しかし順序の向きが一致/逆という対照の仕方は、 $2 \times 2$ の場合を除いて対角/非対角という対照に一致しない。ここでも最大値問題のみ考察する。通婚表全体で内婚が最大であるということは、すべての対角セルが理論的的最大値をとっていることと解することができる。したがって表3の(a)は最大内婚の

表3 最大内婚と $G$ の最大値との不一致

(a)	(b)																																
<table border="1"> <tr><td>10</td><td>0</td><td>0</td><td>10</td></tr> <tr><td>0</td><td>10</td><td>0</td><td>10</td></tr> <tr><td>60</td><td>10</td><td>10</td><td>80</td></tr> <tr><td>70</td><td>20</td><td>10</td><td>100</td></tr> </table>	10	0	0	10	0	10	0	10	60	10	10	80	70	20	10	100	<table border="1"> <tr><td>10</td><td>0</td><td>0</td><td>10</td></tr> <tr><td>10</td><td>0</td><td>0</td><td>10</td></tr> <tr><td>50</td><td>20</td><td>10</td><td>80</td></tr> <tr><td>70</td><td>20</td><td>10</td><td>100</td></tr> </table>	10	0	0	10	10	0	0	10	50	20	10	80	70	20	10	100
10	0	0	10																														
0	10	0	10																														
60	10	10	80																														
70	20	10	100																														
10	0	0	10																														
10	0	0	10																														
50	20	10	80																														
70	20	10	100																														
$\Sigma P = 10 \cdot 30 + 10 \cdot 10 = 400$ $\Sigma Q = 10 \cdot 60 = 600$ $G = -200 / 1000 = -0.2$	$\Sigma P = 10 \cdot 30 + 10 \cdot 30 = 600$ $\Sigma Q = 0$ $G = 600 / 600 = 1.0$																																

28) Rockwell, 1976 (脚注15), p.89.

29) 安田, 1971 (脚注18), p.88.

30) 安田, 1971 (脚注18), pp.239-241; 小林他, 1990 (脚注15), p.70.

状態であり、(b)はそうでない。しかるに $G = 1$ となるのは(b)の方であり、(a)は1どころかマイナスの値を示している。

このように $G$ はあくまでクロス表の関連度の尺度なのであり、内婚・外婚の尺度ではない。したがって、Garrisonらのように類別婚分析に $G$ を用いるのは、やや無理があるように思われる<sup>31)</sup>。

## 6 Rockwellの上方婚比

Rockwellは学歴間通婚の分析において、妻上方婚(=夫が妻より高学歴である結婚)の理論的最大値に対する観測値の比を計算している<sup>32)</sup>。この尺度にも誤解を招きやすい欠点があることを、人口問題研究所の第9次出産力調査(1987年)データによって明らかにしたい。

表4(a)が第9次出産力調査から得られた学歴間通婚表だが、妻上方婚は $n_{12}, n_{13}, n_{14}, n_{23}, n_{24}, n_{34}$ の6つで、観測値の合計は3026となる。まず中学卒の妻について $n_{12} + n_{13} + n_{14}$ の最大化を考えると、 $n_{11}$ による制限から最大値は1767となる。次に大学卒の夫に注目し、 $n_{14} + n_{24} + n_{34}$ の最大値を考えると、 $n_{44}$ による制限から2205である。残る $n_{23}$ の最大値は、 $n_{33}$ による制限から1057となる。以上から妻上方婚の理論的最大値 $= 1767 + 2205 + 1057 = 5029$ を得る。これが実際に可能であることを表4(b)に示す。

次にRockwellが考慮していない理論的最小値を考える。 $n_{12} + n_{13} + n_{14}$ は、 $n_{11}$ を1767とすることによって0にできる。 $n_{14} + n_{24} + n_{34}$ は、 $n_{44}$ を492とした場合に最小値 $2205 - 492 = 1713$ をとる。 $n_{23}$ を0にできるのであれば、この時点で妻上方婚の最小値は1713となる。これが可能であることを、表4(c)に示す。

Rockwellのように観測値を最大値で割ると.60171となり、上方婚が多いような印象を受ける。しかし最小値をも考慮した指数を計算すると、 $(3026 - 1713) / (5029 - 1713) = .39596$ で、むしろ最小値の方に近いのである。このようなことが起るのは、観測値では内婚が多く上方婚が最大値に近づけないためである。つまり上方婚の少なさは下方婚の多さではなく、内婚が多いことが原因となっている。したがって上方婚水準を計量する

表4 第9次出産力調査における学歴間通婚表

(a) 観測された通婚パターン

		夫				
		中学	高校	短大	大学	
妻	中学	1053	516	157	41	1767
	高校	617	2426	580	903	4526
	短大	105	504	307	829	1745
	大学	4	43	13	432	492
		1779	3489	1057	2205	8530

(b) 妻上方婚が最大となる例

		夫				
		中学	高校	短大	大学	
妻	中学	0	1767	0	0	1767
	高校	1779	1230	1057	460	4526
	短大	0	0	0	1745	1745
	大学	0	492	0	0	492
		1779	3489	1057	2205	8530

(c) 妻上方婚が最小値となる例

		夫				
		中学	高校	短大	大学	
妻	中学	1767	0	0	0	1767
	高校	34	2779	0	1713	4526
	短大	0	710	1035	0	1745
	大学	0	0	0	492	492
		1779	3489	1057	2205	8530

31) Garrison, Robert, V. Elving Anderson and Sheldon C. Reed, "Assortative marriage", *Eugenics Quarterly*, Vol.15, No.2, 1968, pp.120-124.

32) Rockwell, 1976 (脚注15), pp.89-91.



ためには、何らかの形で内婚水準を制御する必要がある。

## 7 Parkman and Sawyer の通婚距離

社会的距離の尺度のうち、分離指数とQ係数については既に述べた。残る Parkman and Sawyer の通婚距離は、次のログオッズ比を基礎にしたものである。これはランダム婚のとき0で、 $-\infty$ から $+\infty$ までの値をとる。

$$\text{ログオッズ比} = \log \frac{n_{ii} n_{jj}}{n_{ij} n_{ji}} \quad (19)$$

ログオッズ比の難点は度数=0のセルに対応できないことで、ひとつでも0があると値が不定になってしまう。内婚優勢の場合に問題となるのは(19)式の分母の側なので、Parkman and Sawyerは分母を若干変形して通婚距離を定義している<sup>33)</sup>。

$$\text{通婚距離} = \log \frac{n_{ii} n_{jj}}{\left(\frac{n_{ij} + n_{ji}}{2}\right)^2} \quad (20)$$

この対症療法のため、ランダム婚のときに特定の値(ゼロ)をとるという重要な性質が失われる。

## 8 より複雑な方法

最近の研究では、通婚表から何らかの尺度を構成し記述的に分析するにとどまらず、より複雑な方法による分析が行なわれるようになってきた。そのひとつが、ログリニア・モデルの利用である。たとえば McCaa の場合、ログリニア・モデルのuタームから通婚性向の尺度を構成している<sup>34)</sup>。また、Johnsonは米国における宗教間通婚に関し、対称モデルを中心とするいくつかのモデルの適合性をログニア・モデルにより分析している<sup>35)</sup>、Stevens and Swicegoodは、ロジット・モデルにより集団内婚の要因分析を行なっている<sup>36)</sup>。

一方、Schoenは通婚数だけに依存するのではなく、その母数である属性別人口をも考慮した通婚の危険率にもとづく尺度Zを提唱している<sup>37)</sup>。

$$Z = \frac{\sum_i \sum_j \{ H_{ij}(x; y) + H_{ji}(x; y) \}}{\sum_i \sum_j \{ H_{ii}(x; y) + H_{ij}(x; y) + H_{ji}(x; y) + H_{jj}(x; y) \}} \quad (21)$$

33) Parkman and Sawyer, 1967 (脚注9), p.598.

34) McCaa, 1989 (脚注17), p.159.

35) Johnson, Robert A., *Religious Assortative Marriage in the United States*, New York, Academic Press, 1980.

36) Stevens, Gillan and Gray Swicegood, "The linguistic context of ethnic endogamy", *American Sociological Review*, Vol.52, No.1, 1987, pp.77-80.

37) Schoen, Robert, *Modeling Multigroup Populations*, New York, Plenum Press, 1988, p.212.

ただし  $H_{ij}$  は、第  $i$  属性男子と第  $j$  属性女子との結婚牽引 (marriage attraction) の強度で、

$$H_{ij}(x; y) = W_{m, ij}(x; y) + W_{f, ij}(x; y) \quad (22)$$

$x$  は男子,  $y$  は女子の年齢

$W_m$  は男子,  $W_f$  は女子からみた結婚率

このように  $H_{ij}$  を得るには、夫妻の属性組合せ別・年齢組合せ別の結婚率を求めなければならない。Schoen はカリフォルニア州保健局の素データファイルを用いた分析を行なっているが<sup>38)</sup>、一般にこのようなデータを得るのはかなり難しいと思われる。

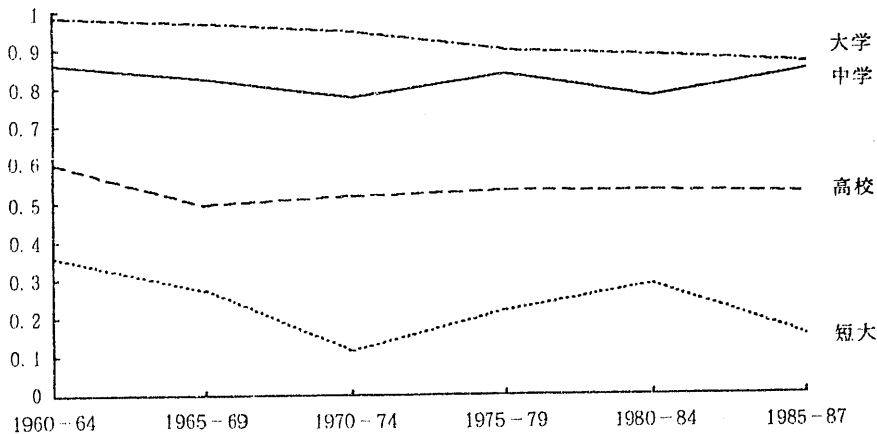
### Ⅲ 社会的通婚の構造と趨勢

以上、既存研究で用いられてきた尺度について比較検討したが、わが国の社会的通婚について記述的に示すためにどの尺度を使うべきだろうか。内婚・外婚問題に関して、移動比のクラスに属す尺度は誤った解釈に導く可能性があり、用いるべきではない。Yule の  $Q$  は安田の  $y$  に対して、内婚優勢の仮定を必要としない、非対角セルについても計算でき内婚・外婚問題以外にも適用できるといった有利な点がある<sup>39)</sup>。非対角セルに対する  $Q$  係数を用いれば、上方婚・下方婚問題や社会的距離問題にも十分接近できる。

#### 1 学歴間の通婚

図2は夫妻の学歴組合せ別通婚表の対角セルから計算した  $Q$  係数を、結婚コーホート別に示したものである。データは人口問題研究所の第9次出産力調査によるもので、「短大」は各種専修学校等を

図2 結婚コーホート別、学歴に関する内婚の  $Q$  係数



38) Schoen, Robert, John Woodredge and Barbara Thomas, "Ethnic and educational effects on marriage choice", *Social Science Quarterly*, Vol.70, No.3, 1989, pp.617-630.

39) Tyree, 1973 (脚注 16) は、ある行を定数倍したときその行以外の  $Q$  の値は保存されないことをもってクロス表間の  $Q$  係数の比較はできないとしたが (p.585), この基準は厳しすぎるように思える。少なくとも  $Q$  係数の場合、移動比のクラスのように周辺分布によってとり得る値の幅が変わるということはなく、したがって少数集団で通婚が見かけ上多く出るといった問題はない。

含む。内婚が最も多いのは大学卒、ついで中学卒だが、大学卒の内婚は緩やかに低下する傾向がみられる。高校卒の内婚はランダム婚と完全内婚の中間程度、短大卒はランダム婚の場合よりは多いが他の学歴に比べるとかなり低い。図は示さないが、 $\gamma$  係数でもほぼ同様の結果が得られた。

図3は妻上方婚、すなわち夫が妻より高学歴である結婚のQ係数である。ただし中学卒の妻と大学卒の夫の結婚は、数が少なく係数の値が不安定になるため省略した。短大卒の妻と大学卒の夫の結婚は、最近のコーホートでは低下しているとはいえ常にランダム婚の場合を上回っている。実際、上方婚が際立っているのは短大卒の妻においてであり、どのコーホートでも大学卒の夫との上方婚のQ係数が短大卒の夫との内婚を上回っている。

図3 結婚コーホート別、学歴に関する妻上方婚のQ係数

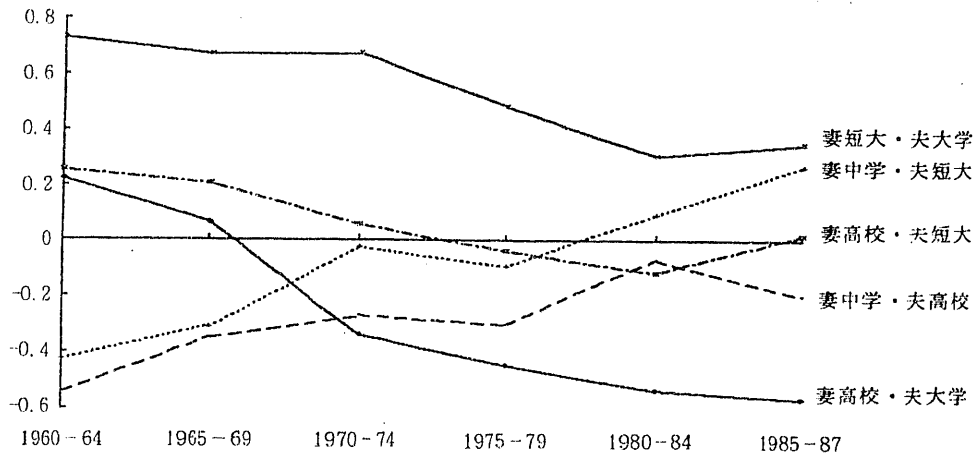
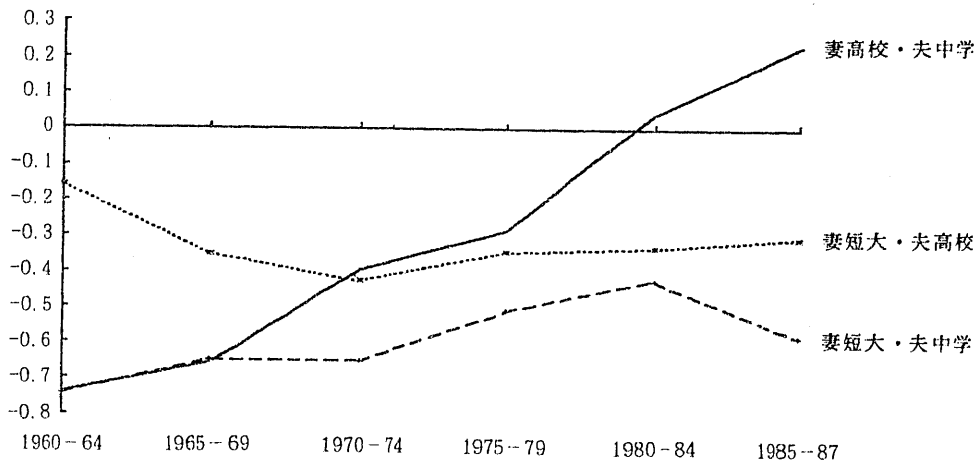


図4 結婚コーホート別、学歴に関する妻下方婚のQ係数



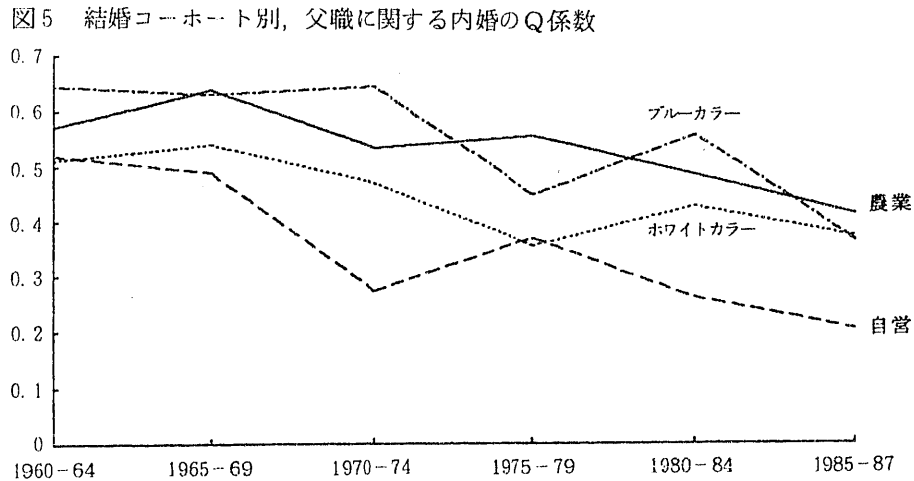
高校卒の妻と短大卒の夫、および高校卒の夫の結婚は、1960年代の結婚コーホートではランダム婚を上回っていたが、最近では低下している。逆にQ係数の値が上昇しているのは、中学卒の妻と高校卒の夫、および中学卒の妻と短大卒の夫の結婚である。

図4は妻の方が学歴が高い下方婚のQ係数である。ただし、大学卒の妻の下方婚はほとんどないので省略した。下方婚に関しては、常にランダム婚を上回る組合せはない。1960年代には妻短大・夫高

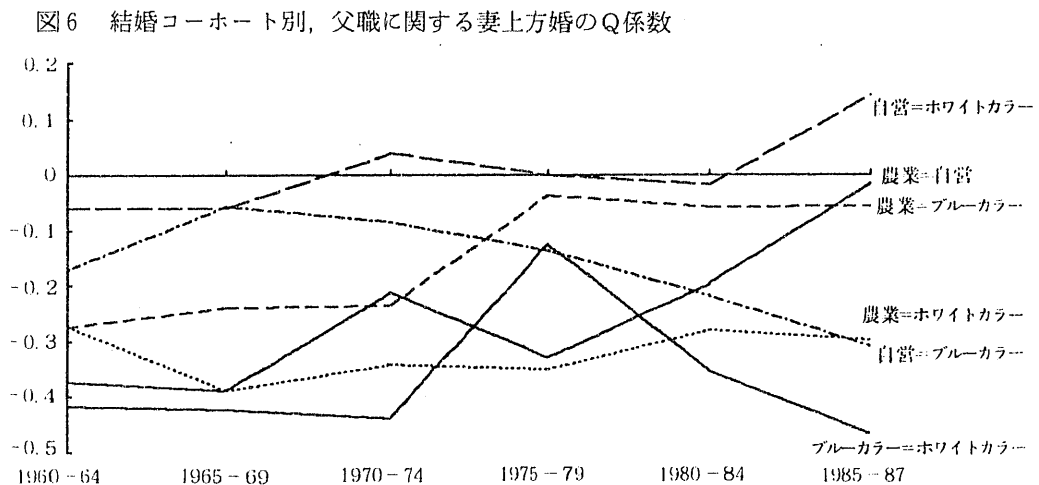
校の結婚が他に比べて高かったが、最近では妻高校・夫中学の組合せのQ係数が上昇し、ランダム婚の水準を上回るに至っている。

## 2 職業間の通婚

職業については渡辺のいう属性的同類婚の次元<sup>40)</sup>、つまり夫妻の父親どうしの職業連関のみ考察する。図5は第9次出産力調査にもとづく、父親の主職に関する通婚表から得た内婚のQ係数である。「その他の職業」は除外した。



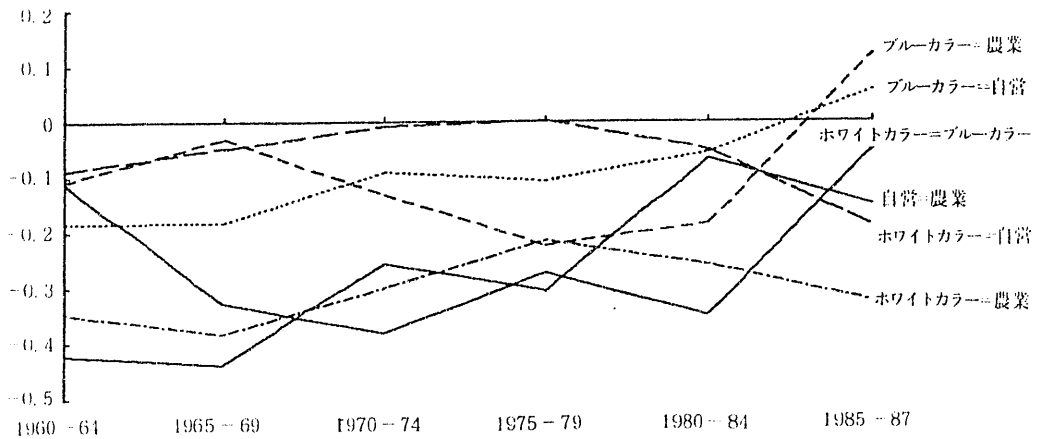
学歴の場合と異なり、きわだった職業間の差異は見当たらない。またどの職種をとっても、長期的にはQ係数が低下する傾向を示している。図は示さないが、 $\gamma$ 係数でも同じである。少なくとも属性原理に関しては、職業階層間の通婚は開放性を増していると考えてよいだろう。これは小林らの結果と一致する<sup>41)</sup>。ただし小林らと異なり、農業の内婚性向がずば抜けて高いということはなく、ブ



40) 渡辺, 1989年(脚注27), pp.97-99.

41) 小林他, 1990年(脚注15), pp.68-69.

図7 結婚コホート別、父職に関する妻下方婚のQ係数



ルーカラーとあまり変わらない。

次に農業、自営、ブルーカラー、ホワイトカラーの順に職業威信が高くなると考えた場合の妻上方婚のQ係数を図6に、妻下方婚のQ係数を図7に示した。いずれもQ係数が正の値をとることは稀で、低下しつつあるとはいえ属性原理による同類婚の傾向は依然として存在するといえる。学歴の場合、短大卒の妻の上方婚が常にランダム婚の水準を上回ること、大学卒の妻の下方婚がほとんどないことなどから上方婚の優勢が確認できたが、職業の場合そうではない。すなわち図6と図7を比較して、妻上方婚が下方婚を上回るとはいえない。

### 3 国際結婚

国際結婚については、伊藤が人口動態統計にもとづきその動向を報告しており、また廣嶋・山本はより精密な婚姻率を求める過程で夫妻の国籍別分布に触れている<sup>42)</sup>。それらによると、日本における国際結婚は1965年以降増加を続け、特に1980年代に入ると妻外国人・夫日本人の結婚が増えたため国際結婚総数の増加が加速している。

図8は、夫妻それぞれの国籍を日本・外国に2分した2×2表にもとづくログオッズ比の年次変化を示したものである。ログオッズ比を用いたのは次に行なう要素分解が容易なためだが、Q係数やy係数でも同様の傾向がみられる。すなわち国籍間の通婚は1965年以降増加しており、しかも1980年代に入って加速している。このように伊藤が指摘した実数にみられる趨勢は、より洗練された尺度でも認められ、趨勢が何らかの見かけ上の変化ではないことが確認できる。

次に、この趨勢の内容について考察する。ログオッズ比の場合、t年からt+1年にかけての変化は次の4つの部分に容易に分解できる。

$$\log \frac{n_{11}^{(t+1)}}{n_{11}^{(t)}} + \log \frac{n_{22}^{(t+1)}}{n_{22}^{(t)}} - \log \frac{n_{12}^{(t+1)}}{n_{12}^{(t)}} - \log \frac{n_{21}^{(t+1)}}{n_{21}^{(t)}} \quad (23)$$

この方法で前年からのログオッズ比の増加に対するそれぞれのセルの寄与を求め、図9に示した。

42) 伊藤達也、「配偶者の国籍」、『世界と人口』、1990年8月号、pp.56-57；廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻率：1980～1987年」、『人口問題研究』、第46巻1号、1990年4月、p.68。

図8 国際結婚のログオッズ比

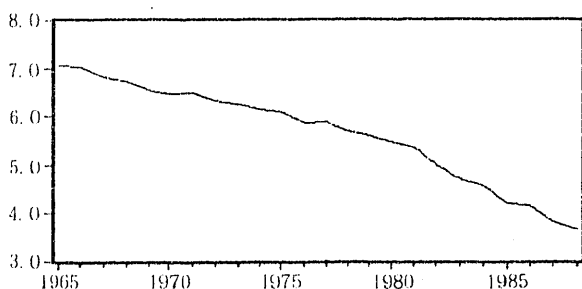
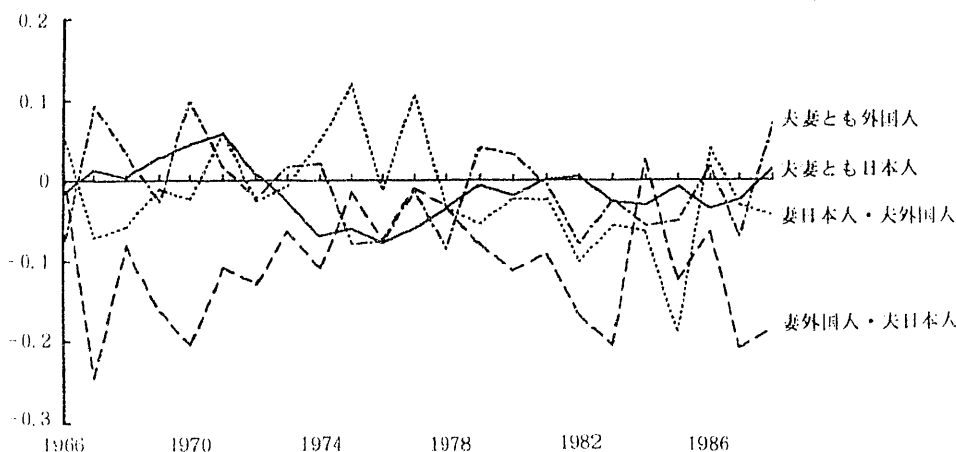


図9 ログオッズ比の変化への寄与



②式から明らかなように、対角セルの度数が減少するほど、また非対角セルが増加するほど、ログオッズ比は前年に比べて低下する。図によるとログオッズ比の低下に最も寄与しているのは妻外国人・夫日本人の結婚で、低下ではなく上昇に寄与した年（つまり前年より減少した年）は1984年だけである。したがってログオッズ比の変化への寄与という視点からみても、日本人男子の外国人女子との結婚が主要な役割を演じていることが確認できる。

#### IV 結 語

本稿ではわが国の社会的通婚の趨勢・構造の分析よりも、その前提条件としての分析方法の整理・考察の比重が非常に大きくなってしまった。これは既存の研究が、方法論的に混乱状態にあると思えたためである。そこで本稿では通婚研究で用いられてきた尺度を、対応する問題と言及する水準に従って分類する枠組を示した。

通婚表の分析は社会移動研究における移動表の分析と近親関係にあり、そこで指摘されている問題がそのまま通婚研究にも当てはまる。すなわちMc Caa が移動比のクラスと呼んだ一連の尺度では可能な値の範囲が周辺分布に依存するため事実と異なる結論が導かれ得るという問題である。本稿ではこのクラスに属する結合指数、Gini の  $H$ 、Gray の  $\nu$  それぞれについて数学的性質を考察し、どのような場合に問題が生じるのかを示した。

Q係数とy係数には、数学的な問題は特になく、ただし、Q係数に対応する表単位の尺度Gは、常に内婚・外婚の尺度と解釈できるとは限らない。Rockwellの上方婚比は、上方婚の上限しか考慮していないため、やはり誤解を招きやすい。Parkmanらの通婚距離の基礎となっているログオッズ比は、度数ゼロのセルに対処できないのが難点である。Parkmanらの対症療法では、ランダム婚のとき一定の値をとるという重要な性質が失われてしまう。

最近ではより複雑な方法も用いられているが、本稿でのデータ分析は主にQ係数によった。ただし国際結婚については、度数ゼロのセルが現われなかったこともあり、要素分解が容易なログオッズ比を用いた。学歴別・職業別では、内婚・上方婚・下方婚それぞれの水準の差異と動向を示した。国際結婚については、結婚件数で認められる動向をログオッズ比によって確認した。

本稿では方法論的な基礎固めの作業が大きな比重を占め、さほど進んだデータ分析まで踏み込むことができなかった。わが国の通婚に関する最近の研究では、小林らの主成分分析や渡辺・近藤の群分け法・間接化率のようにますます複雑な方法が用いられてきている<sup>43)</sup>。まだわが国に適用されていない手法の中では、Schoenらの結婚牽引による分析が有望と思われる。これは通婚表の周辺分布を所与とせず、結婚の危険人口（population at risk）の段階から通婚の過程を分析できる。さらに方法的洗練化の努力に加えて、社会的通婚現象を夫妻年齢差や近親婚といった関連する理論的諸問題と関連づけ、より大きな枠組の中に位置づける努力も必要だろう。

---

43) 小林他, 1990年(脚注15), pp.73-77; 渡辺秀樹・近藤博之, 「結婚と階層結合」, 岡本英雄・直井道子編, 『現代日本の階層構造 ④ 女性と社会階層』, 東京大学出版会, 1990年, pp.131-142.

## Social Inter marriages in Japan

Tohru SUZUKI

This article starts with ordering indexes used in studies of social intermarriage. These indexes are arranged with two axes, namely the contrast in intermarriage table and the coverage. Mathematical nature of each index is examined, and weakness of mobility ratio, Gini's  $H$ , and Gray's  $\nu$  is pointed out. Goodman and Kruskal's  $G$  and Rockwell's ratio of hypergamy are also shown to have certain limits as indexes of intermarriage. More sophisticated methods such as log-linear model or Schoen's  $Z$  are reviewed, too.

Trends of educational intermarriage in Japan are presented utilizing Yule's  $Q$ . Although college graduates are most homogamous, this educational category has become more opened in recent cohorts. The hypergamy of wife who has graduated junior college marrying with college graduate constantly exceeds the level of random mating.

Yule's  $Q$  is also applied to intermarriage by occupation of father. There is no important difference in the level of homogamy, and each occupational group has become more opened in recent cohorts. No heterogamous mating constantly exceeds the level of random mating.

Intermarriage between nationality is examined with log odds ratio. Marriages with foreigners are recently increasing in Japan, and elements of this trend are analyzed with partitioning change of log odds ratio.



# 家族の同居と家庭の介護機能

花 田 恭

## I 研究の目的

従来、世帯状況についてはファミリー・ライフ・サイクルの視点から様々な検討がなされ、一定の成果が挙げられてきた。単身の若者が、結婚して夫婦のみの世帯となり、子が生まれれば核家族世帯となり、さらに、子が結婚して同居し孫が生まれれば、三世帯世帯となる。このような、出生、婚姻、単身化等を要因として、ファミリー・ライフ・サイクルは回転する。しかしながら、ファミリー・ライフ・サイクルの実証研究をする場合に、世帯の動態統計が必要であるが、これを調査することは困難である。また、世帯の分類として現在では、各世帯調査によってさまざまな分類がなされているが、所属する個人の特性を有効に反映するものではない。すなわち、世帯状況を世帯という単位で見ると、個々の世帯員の姿が見えにくいという欠陥がある。例えば、三世帯世帯の世帯員について、子の世代なのか、親の世代なのか、祖父母の世代なのかで、世帯員にとって三世帯世帯のもつ意味が異なる。また、単身世帯でも、若者のそれと高齢者のそれでは、同列には扱えない。そこで、世帯のもう1つの視点として、世帯員の個人のライフ・コースを捉える方法が考えられてきている。ライフ・コースの方法論及び近年の研究例は森岡・青井(1985)<sup>1)</sup>に詳しいが、個人のライフ・コースとして世帯を捉えることは、コーホートに属する個人の世帯状況を集計することにより、コーホートによる分析の途を開くことになった。

このような方法論に対して、世帯統計調査の現状について検討してみると、国が行う大規模な世帯調査では必ずしも十分な集計がなされていない。総務庁の国勢調査は人口の把握という面が強いが、世帯調査でもある。しかし、過去においては世帯に関する集計は十分ではなく、近年ようやく整備されるようになってきている。しかし、その世帯集計では、あくまでも個人の情報を含む世帯集計であって、個人からみた世帯状況を表わしたものではない。世帯調査の代表的調査である厚生省の国民生活基礎調査では、世帯調査ということから世帯の集計が主体であり、個人集計が少ない。ただし、組織的にはないが高齢者については、部分的に個人集計がされている。例えば、同調査の定義による高齢者世帯数、高齢者の居る世帯数、世帯状況別高齢者数として、3つの方向から高齢者の世帯について観察しており、このうちの3番目のものが個人集計にあたるものである。

坂井(1990)<sup>2)</sup>は従来の世帯調査について、組織的に個人集計をすることを提案し、人口問題研究所の家族ライフコースと世帯構造変化に関する人口学的調査を例として、個人から世帯を見る試みを行っている。また、世帯を世帯から見たときと、個人から見たときの相違について考察している。ここでは、個人が属する世帯の世帯人員について、個人の性・年齢5歳階級別に平均世帯人員を集計しているのをはじめ、持ち家居住割合等、家計的な項目についても集計して、興味深い結果を得ている。また、性・年齢5歳階級別世帯主との続柄も、世帯主からみた続柄という限界があるが、いままで集計されなかった表である。

個人からみた世帯状況については、世帯員間の続柄が重要であるが、世帯員間の続柄を調査するこ

1) 森岡清美、青井和夫編集、『ライフコースと世代』、垣内出版、1985年。

2) 坂井博通、「個人から見た世帯のいくつかの特徴」、『人口問題研究』、第46巻2号、1990年、pp.33-48。

とは煩雑に過ぎるので、大規模な世帯調査で行われたことはない。Le Bras (1984)<sup>3)</sup>は個人が特定年齢の時に、親族の種別に平均何人生存しているかを、シュミレーションにより推定している。

ここでは、世帯主との続柄を世帯員間の続柄に変換し、個人から同居家族の状況を見ることを検討する。また、このような世帯員間の続柄すなわち親族関係を推定することにより、昭和61年国民生活基礎調査について、個人からみた家族の同居状況を観察する。また、同調査は要介護者と主たる介護者について調査しているので、要介護者のいる家庭について、家庭の介護機能を同居家族という個人の観点から明かにしてみたい。

## II 続柄の変換

国民生活基礎調査をはじめ、世帯調査では世帯主との続柄を調査している。世帯主の定義は一般に、住民登録の世帯主とか世帯の主たる稼得者と考えられるが、調査ごとに微妙に異なり、また、現在では国民の権利・義務に世帯主ということは関係せず、共働き世帯等、稼得者が複数の世帯が増加した今日では、統計調査上の便宜的なものと考えられよう。また、同居している父親と子が両方とも現役で活躍しているような場合には、どちらを世帯主とするかで、同一の世帯に対して異なる集計をしてしまうことになる。したがって、世帯主からみた続柄だけでは世帯状況を明かにすることは困難であり、世帯員相互の続柄が重要となってくる。そこで、世帯主との続柄から、世帯員間の続柄を推定することが考えられる。表1はある世帯の世帯員本人について、本人の世帯主に対する続柄と、他の世帯員を相手として、相手の世帯主に対する続柄とから、本人の相手に対する続柄を推定したものである。

世帯主との続柄は直系家族を明かにするが、叔父・叔母や甥・姪について不確定になる。表1で\*の付いているところが、このような不確定な部分である。また、世帯主からみて、その他の親族が2人いるような場合、この2人は夫婦であったり、親子であったりするが、それを判別することは不可能である。しかしながら、\*の不確定部分のうち、配偶関係等の情報により、ある程度判別可能なも

表1 続柄変換表

本人	相						手					
	世帯主	配偶者	子	子の配偶	孫	孫の配偶	父母	義父母	祖父母	兄弟姉妹	他の親族	その他
	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12
01 世帯主	X	夫妻	子	婿嫁	孫	孫配	父母	義父	祖父	兄弟	他親	その他
02 配偶者	夫妻	X	子	婿嫁	孫	孫配	父母	義父	祖父	兄弟	他親	その他
03 子の配偶者	義父	義母	*1 兄弟	*1 兄弟	*2 他親	*3 兄弟	祖父	祖父	曾祖	他親	他親	その他
04 孫の配偶者	祖父	祖父	*4	*4	*1 兄弟	*1 兄弟	曾祖	曾祖	曾祖	他親	他親	その他
05 孫の配偶者	祖父	祖父	*5	*5	*1 兄弟	*1 兄弟	曾祖	曾祖	曾祖	他親	他親	その他
06 孫の配偶者	祖父	祖父	*5	*5	*1 兄弟	*1 兄弟	曾祖	曾祖	曾祖	他親	他親	その他
07 父母	子	婿嫁	孫	孫配	曾孫	曾孫	夫妻	他親	*6	子*8	他親	その他
08 義父	婿嫁	子	孫	孫配	曾孫	曾孫	夫妻	他親	*6	子*8	他親	その他
09 祖父	孫	孫配	曾孫	曾孫	曾孫	曾孫	*7	*7	夫妻*8	孫*8	他親	その他
10 兄弟姉妹	兄弟	兄弟	他親	他親	他親	他親	父母	父母*8	祖父*8	兄弟*8	他親	その他
11 その他親族	他親	他親	他親	他親	他親	他親	他親	他親	他親	他親	他親	その他
12 その他	その他	その他	その他	その他	その他	その他	その他	その他	その他	その他	その他	その他

注) 兄弟、祖父母には義理を含む。  
 曾孫、曾祖父母には曾々を含む。  
 \*1 夫妻・兄弟 \*2 子・甥姪 \*3 婿嫁・甥姪  
 \*4 父母・叔父叔母 \*5 義父母・叔父叔母 \*6 父母・義父母・その他の親族  
 \*7 子・婿嫁・その他の親族 \*8 その他の親族を含む。

3) Hervé LeBras, "Simulation of Life Cycle and Family Ties", in *Demography of the Family*, CICRED, 1984, pp.27-31.

のがある。例えば、世帯主の子供夫婦が複数組ある場合に、世帯主との続柄だけでは夫婦の組を特定できないが、通常は世帯調査票に夫婦は並べて記入するので、世帯員番号の近いものを夫婦と推定する。また、世帯主からみて、子供夫婦と孫がおり、未婚の息子も同居している場合に、孫からみると親と叔父の区別が付かないが、配偶関係をみて未婚の方を叔父と推定することとする。

統計調査によって平均像を観察する場合には、不確定なものうち、例外的なものは少数であり、調査結果を大きく偏らせるようなことはきわめてまれであると思われる。したがって、このような手順で完全には不確定の部分はなくすることはできないまでも、結果の分析に支障がない程度に推定の精度を確保することは可能であると考えられる。現在のところ、集計結果をみて不自然なところはほとんどない。推定手順をもっと洗練されたものにし、あるいは調査票にもどって検討することは興味あることであるが、今後の課題としたい。また、この再集計の結果、世帯員間の続柄は大変重要な情報と思われるので、複数の親子関係や夫婦関係がある場合に、そのような推定の補助情報として、調査

表2 続柄別平均同居者数

男	本人(千人)	配偶者	息子	娘	婿	嫁	男孫	女孫	孫	孫婿	孫嫁	父	母
0-4	3796	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.97	0.99
5-9	4327	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.96	0.99
10-14	5203	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.94	0.98
15-19	4726	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.86	0.91
20-24	3654	0.07	0.04	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.63	0.68
25-29	3571	0.40	0.22	0.21	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.44	0.51
30-34	4179	0.72	0.59	0.56	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.29	0.36
35-39	5666	0.84	0.86	0.82	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.21	0.29
40-44	4313	0.89	0.94	0.90	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.12	0.22
45-49	4168	0.90	0.88	0.84	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.09	0.20
50-54	3984	0.92	0.70	0.65	0.01	0.04	0.03	0.03	0.00	0.00	0.00	0.07	0.18
55-59	3502	0.93	0.55	0.37	0.02	0.12	0.12	0.11	0.00	0.00	0.00	0.04	0.13
60-64	2621	0.92	0.48	0.21	0.03	0.22	0.25	0.24	0.00	0.00	0.00	0.02	0.09
65-69	1806	0.90	0.47	0.15	0.04	0.28	0.36	0.33	0.00	0.00	0.00	0.01	0.04
70-74	1520	0.87	0.49	0.12	0.04	0.35	0.44	0.40	0.00	0.01	0.00	0.00	0.01
75-79	1045	0.78	0.53	0.13	0.05	0.44	0.49	0.44	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00
80-84	538	0.67	0.56	0.16	0.07	0.50	0.52	0.41	0.01	0.06	0.00	0.00	0.00
85-89	219	0.52	0.59	0.19	0.09	0.56	0.51	0.32	0.01	0.08	0.00	0.00	0.00
90+	59	0.37	0.61	0.25	0.10	0.58	0.41	0.25	0.00	0.12	0.00	0.00	0.00
不詳	3	0.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
女	本人(千人)	配偶者	息子	娘	婿	嫁	男孫	女孫	孫	孫婿	孫嫁	父	母
0-4	3588	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.97	0.99
5-9	4155	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.96	0.99
10-14	4947	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.94	0.98
15-19	4639	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.85	0.90
20-24	3878	0.17	0.08	0.07	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.60	0.67
25-29	3750	0.66	0.43	0.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.25	0.28
30-34	4347	0.86	0.86	0.83	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.09	0.11
35-39	5701	0.88	0.97	0.94	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.08
40-44	4404	0.88	0.94	0.89	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.06
45-49	4223	0.86	0.76	0.73	0.00	0.02	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.02	0.05
50-54	4130	0.83	0.58	0.46	0.02	0.08	0.07	0.07	0.00	0.00	0.00	0.01	0.05
55-59	3689	0.78	0.48	0.24	0.03	0.18	0.20	0.19	0.00	0.00	0.00	0.01	0.04
60-64	3153	0.70	0.47	0.16	0.05	0.27	0.35	0.32	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03
65-69	2470	0.55	0.49	0.14	0.06	0.36	0.46	0.43	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
70-74	2055	0.40	0.53	0.16	0.07	0.44	0.52	0.49	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00
75-79	1526	0.27	0.58	0.18	0.08	0.52	0.55	0.46	0.01	0.05	0.00	0.00	0.00
80-84	845	0.15	0.61	0.22	0.09	0.59	0.55	0.36	0.01	0.09	0.00	0.00	0.00
85-89	400	0.05	0.62	0.29	0.11	0.63	0.54	0.27	0.01	0.13	0.00	0.00	0.00
90+	144	0.03	0.63	0.31	0.08	0.63	0.50	0.21	0.01	0.13	0.00	0.00	0.00
不詳	3	0.67	0.33	0.33	0.00	0.33	0.00	0.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

注) 合計には本人を含む。

票に夫婦や親子の組の識別符号を付けるようなことが検討されるとよいと思われる。

なお、以下の再集計結果はすべて全国推計値で表わされている。推計倍率は都道府県ごとに異なるが、平均して150倍程度である。すなわち、全国推計値で1,000人となる場合に、その項目に該当した標本数は6人から7人程度である。

### Ⅲ 家族の同居状況

#### 1. 続柄からみた同居者数

世帯員という個人の性・年齢5歳階級別に、平均同居者数を続柄別に観察したのが表2である。この表で家族の同居状況が概観できる。0歳から19歳までは、男女差がほとんどない。この年齢層では年齢があがるにつれて、父母の同居者数が減少するが、15歳を過ぎて減少の度合いがやや強まるのは、

(単位:人)

義父	義母	祖父	祖母	兄弟	姉妹	曾祖父	曾祖母	曾孫男	曾孫女	他親族	その他	合計
0.00	0.00	0.24	0.30	0.41	0.39	0.01	0.04	0.00	0.00	0.32	0.01	4.67
0.00	0.00	0.21	0.29	0.58	0.54	0.01	0.02	0.00	0.00	0.28	0.00	4.88
0.00	0.00	0.16	0.26	0.61	0.59	0.00	0.01	0.00	0.00	0.18	0.00	4.72
0.00	0.00	0.10	0.21	0.54	0.52	0.00	0.01	0.00	0.00	0.10	0.01	4.26
0.00	0.00	0.05	0.14	0.34	0.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.02	3.39
0.01	0.01	0.03	0.09	0.17	0.16	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.02	3.31
0.02	0.03	0.01	0.05	0.08	0.06	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.01	3.82
0.02	0.03	0.00	0.02	0.04	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.01	4.19
0.02	0.03	0.00	0.01	0.02	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	4.19
0.01	0.03	0.00	0.00	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	4.02
0.01	0.03	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	3.71
0.01	0.02	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.01	3.48
0.00	0.02	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.01	3.51
0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	3.62
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.01	3.78
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.03	0.01	3.97
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.05	0.05	0.04	0.01	4.11
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.11	0.09	0.04	0.01	4.13
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.17	0.15	0.07	0.02	4.10
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.33

義父	義母	祖父	祖母	兄弟	姉妹	曾祖父	曾祖母	曾孫男	曾孫女	他親族	その他	合計
0.00	0.00	0.23	0.30	0.41	0.40	0.01	0.04	0.00	0.00	0.32	0.01	4.69
0.00	0.00	0.20	0.29	0.58	0.55	0.01	0.02	0.00	0.00	0.28	0.00	4.88
0.00	0.00	0.15	0.26	0.60	0.59	0.00	0.01	0.00	0.00	0.18	0.00	4.71
0.00	0.00	0.10	0.21	0.54	0.54	0.00	0.00	0.00	0.00	0.10	0.01	4.27
0.04	0.04	0.05	0.14	0.35	0.34	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.03	3.62
0.14	0.17	0.03	0.07	0.14	0.13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.01	3.74
0.17	0.21	0.01	0.03	0.05	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.01	4.29
0.13	0.20	0.00	0.01	0.03	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.01	4.34
0.08	0.17	0.00	0.01	0.02	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	4.13
0.07	0.16	0.00	0.00	0.02	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.01	3.76
0.04	0.13	0.00	0.00	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.01	3.39
0.02	0.08	0.00	0.00	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.01	3.33
0.01	0.03	0.00	0.00	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.01	3.45
0.00	0.01	0.00	0.00	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	0.01	3.59
0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.02	0.02	0.05	0.01	3.74
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.05	0.05	0.05	0.01	3.86
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.13	0.12	0.06	0.01	4.00
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.21	0.22	0.06	0.03	4.16
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.29	0.28	0.08	0.01	4.19
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.00

進学及び就職して単身になる者がいることによる。母より父が少ないが、男の死亡率が高いこと、父親の単身赴任によるもの、離婚した場合に母親に引き取られる子が多いこと等によるものである。0歳から4歳では、祖父と同居する者が4分の1おり、祖母とは3割のものが同居している。また、兄弟と姉妹を合わせると0.8人となる。兄弟と姉妹は、弟や妹が生まれることにより増加し、10歳から14歳でピークの1.2人程度になるが、以後は独立や結婚等により減少していく。兄弟よりも姉妹が少ないのは、出生性比のため、また、結婚年齢が女の方で男より低いためである。中年を過ぎると姉妹の方がわずかであるが同居者数が多くなる。未婚率や死別率及び離別率が女で高く、未婚のまま実家にとどまったり死離別により実家に戻る者がいるためであろう。

配偶者がいるようになるのは、女がやや早く25歳から29歳で7割近くになるが、男はその年齢では4割である。男で配偶者と同居する割合がピークになるのは、55歳から59歳であり93%である。一方、女では35歳から44歳で98%である。男の方が死亡率が高いこと及び平均して妻よりも夫の年齢が高いことを反映して、高齢になるにつれて女では配偶者のいる者の割合が急速に低下し、75歳から79歳で4分の1程度となる。しかし、男では85歳から88歳に至っても半数の者は妻と同居している。

息子と娘を合わせるとピークで同居する子の数は平均2人近くなる。出生数が男の方が多く、また、娘の方が嫁に行くため、息子よりも娘が少なく、本人の年齢があがるにつれて、娘の減少のスピードが早くなる。男で70歳から74歳、女で60歳から64歳になると、それまで減少してきた息子の同居数が反転し、ゆるやかに増加していく、元気なうちは老夫婦だけでくらし、高齢になってきたら息子夫婦と同居するためか、また、過去において子との同居率の高かった世代がいま高齢者となっているというコーホートの効果によるものであろう。超高齢社会になると比較的若い高齢者が高齢者と同居して世話をするようなことになるが、この表をみると本人が60歳から64歳で、同居している父母及び義父母の数は減少し、男で0.13人、女で0.07人である。現在ではそれほど多くはないと言えるが、将来はどうであろうか。

その他の親族は若年のとき多いが、このほとんどは父母の兄弟姉妹で未婚の者であり、本人から見ると叔父・叔母であると推定される。婿と嫁の数は本人の年齢とともに増加傾向がある。一度同居した婿及び嫁は、死別や離別では減少しうるが、息子や娘と違って、別居となるものが少ないためであろう。

本人を含めた平均世帯員数は、ライフ・コースを反映して波動を描いており、成人する前は両親や兄弟に囲まれているので4人を超え、成人後は単身となりまた夫婦のみの世帯となる者が多く3人台となるが、やがて子が生まれ再び4人台となり、その子が独立していくと3人台となる。さらに高齢になると孫が生まれて4人台に回復するというのが平均的な像となっている。

## 2. 配偶関係による差

以上のような家族の同居状況をさらに分析すると、本人の配偶関係が大きく影響していると考えられる。そこで、配偶関係別に家族の同居状況をみたのが表3である。この表は続柄をいくらかまとめて見やすくしてある。

未婚者では当然のことながら、配偶者、子、婿及び嫁、孫、義父母はいない。女の35歳から39歳に子が0.01人いるが、未婚の母か養子縁組ということになる。人口動態統計からは非嫡出子は全出生数の1%程度を占めるが、人口動態の嫡出子は両親の婚姻が法律婚である場合に限定されるのに対し、国民生活基礎調査の配偶関係は事実婚であるため、未婚者の子がいないのであろう。また、続柄の推定で、未婚者の子が居ても、同居している兄弟夫婦がいると、その夫婦の子に推定するためでもあると思われる。他の配偶関係の者について父母と義父母を加えた平均同居両親数と、未婚者の平均同居両親数を比較すると、未婚者が高く特に49歳までは差が大きい。

未婚者は高年齢まで兄弟の同居者数が多いのが際だった特徴である。実家でずっと過ごす者や、両親が亡くなった後に兄弟が健在であれば、高年齢になってから兄弟のところに引き取られるようなことが考えられる。年齢が54歳までは女が多く、55歳を超えると男で多くなる傾向がある。また、兄弟と同居する者が多いので、兄弟の子である甥や姪がその他の親族となるので、これも他の配偶関係の者に比較するとかなり多い。親族でない同居者数も他の配偶関係の者に比較して多い、この中味については分からないのであるが、その一部には事実上の配偶者に近い者もいると思われる。統計調査では事実婚で記載するように周知を図っているが、一般には戸籍の婚姻を念頭におく者も多くいるからである。合計の平均同居者数は離別者とともに少ない。特に女では30歳を超えると離別者の同居者数を下回る。

表3 本人の配偶関係別平均同居者数

(1) 男・未婚 (単位、人口：千人、同居者数：人)

年齢階級	未婚	男	割合(%)	配偶者	子	婿	嫁	孫	父	母	義父母	祖父母	兄弟	他親族	その他	合計
0-4	3796	3796	100.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.97	0.00	0.59	0.80	0.32	0.01		4.69
5-9	4327	4327	100.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.95	0.00	0.53	1.12	0.28	0.00		4.88
10-14	5203	5203	100.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.92	0.00	0.43	1.20	0.18	0.00		4.73
15-19	4717	4726	99.8	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.77	0.00	0.32	1.06	0.10	0.01		4.26
20-24	3373	3654	92.3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.37	0.00	0.20	0.71	0.07	0.02		3.37
25-29	2117	3571	59.3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.29	0.00	0.16	0.50	0.10	0.02		3.07
30-34	1098	4179	26.3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.17	0.00	0.08	0.39	0.14	0.03		2.81
35-39	735	5666	13.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.96	0.00	0.02	0.33	0.14	0.03		2.48
40-44	292	4313	6.8	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.67	0.00	0.01	0.29	0.13	0.05		2.15
45-49	173	4168	4.2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.51	0.00	0.01	0.31	0.17	0.06		2.06
50-54	96	3984	2.4	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.36	0.00	0.00	0.38	0.23	0.08		2.05
55-59	54	3502	1.5	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.18	0.00	0.00	0.34	0.29	0.13		1.94
60-64	28	2621	1.1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.11	0.00	0.00	0.51	0.69	0.18		2.49
65-69	16	1806	0.9	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.52	1.15	0.07		2.76
70-74	9	1520	0.6	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.65	0.72	0.29		2.66
75-79	4	1045	0.4	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.13	1.46	0.09		2.68
80-84	3	538	0.6	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	1.02	0.23	2.29
85-89	1	219	0.5	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.07	0.68	0.00	1.75
90+	1	59	1.7	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.09	0.00		1.09

(2) 男・有配偶 (単位、人口：千人、同居者数：人)

年齢階級	有配偶	男	割合(%)	配偶者	子	婿	嫁	孫	父	母	義父母	祖父母	兄弟	他親族	その他	合計
0-4	0	3796	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5-9	0	4327	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
10-14	0	5203	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
15-19	8	4726	0.2	0.96	0.52	0.00	0.00	0.00	0.52	0.09	0.01	0.24	0.00	0.00		3.34
20-24	276	3654	7.6	0.98	0.69	0.00	0.00	0.00	0.45	0.07	0.11	0.17	0.04	0.00		3.51
25-29	1437	3571	40.2	0.99	0.97	0.00	0.00	0.00	0.45	0.06	0.09	0.09	0.02	0.00		3.67
30-34	3032	4179	72.6	0.99	1.56	0.00	0.00	0.00	0.46	0.07	0.05	0.06	0.02	0.00		4.21
35-39	4813	5666	84.9	0.99	1.95	0.00	0.00	0.00	0.42	0.06	0.03	0.02	0.01	0.00		4.48
40-44	3897	4313	90.4	0.99	2.01	0.00	0.00	0.00	0.31	0.06	0.01	0.02	0.01	0.00		4.41
45-49	3847	4168	92.3	0.98	1.83	0.01	0.00	0.00	0.28	0.04	0.00	0.02	0.01	0.00		4.17
50-54	3740	3984	93.9	0.98	1.41	0.05	0.06	0.06	0.24	0.04	0.00	0.02	0.01	0.00		3.81
55-59	3292	3502	94.0	0.99	0.95	0.14	0.23	0.17	0.17	0.04	0.00	0.01	0.01	0.01		3.55
60-64	2438	2621	93.0	0.99	0.71	0.25	0.48	0.11	0.11	0.02	0.00	0.01	0.01	0.00		3.58
65-69	1627	1806	90.1	0.99	0.63	0.31	0.68	0.05	0.05	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00		3.69
70-74	1330	1520	87.5	0.99	0.61	0.38	0.81	0.01	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00		3.82
75-79	826	1045	79.0	0.99	0.64	0.45	0.93	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00		4.03
80-84	361	538	67.1	0.99	0.66	0.51	1.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.01	4.22
85-89	115	219	52.5	0.99	0.72	0.54	0.93	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	4.21
90+	22	59	37.3	0.99	0.77	0.55	0.85	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.02	4.21

有配偶者については、配偶者の同居者数が19歳以下で男女とも0.96とやや低い。これは結婚しているもののまだ若く生活力が低いために、夫妻ともそれぞれの実家で生活している者がいるのではないかと考えられる。男女ともに45歳から54歳で0.98人と、働き盛りの年齢で低下しているのは夫の単身赴任によるものであろう。有配偶者では同居する子の数は、女で65歳から69歳、男で70歳から74歳で最低となったのち、増加に転ずる。婿及び嫁は本人の年齢が高いほど同居数が多い。これらの傾向にはコーホートの効果もあると思われるが、高齢になると子供夫婦と同居するようになる者がいるためである。同居している子や孫の数は、有配偶者が最も高いわけではない。夫婦とも健在であれば、高齢になっても夫婦のみの世帯でいる者がかなりいるためであろう。有配偶者は、未婚の弟妹がまだ家にいる年齢層を除くと兄弟が少なく、その他の親族及び非親族も際だって少ない。夫婦を中心にした

表3 本人の配偶関係別平均同居者数

(3) 男・死別

(単位、人口：千人、同居者数：人)

年齢階級	死別	男	割合(%)	配偶者	子	婿	嫁	孫	父	母	義父母	祖父母	兄弟	他親族	その他	合計
0-4	0	3796	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5-9	0	4327	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
10-14	0	5203	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
15-19	1	4726	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.52	0.00	0.07	0.22	0.00	0.00	0.00	2.81
20-24	2	3654	0.1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.71	0.00	0.20	0.63	0.00	0.00	0.00	2.54
25-29	4	3571	0.1	0.00	0.12	0.00	0.00	0.00	0.75	0.05	0.06	0.26	0.03	0.12	0.00	2.39
30-34	5	4179	0.1	0.00	1.01	0.00	0.00	0.00	0.79	0.02	0.02	0.25	0.09	0.32	0.00	3.50
35-39	13	5666	0.2	0.00	1.46	0.00	0.00	0.00	0.84	0.02	0.05	0.12	0.03	0.02	0.00	3.54
40-44	23	4313	0.5	0.00	1.36	0.00	0.01	0.00	0.53	0.05	0.00	0.04	0.00	0.01	0.00	2.80
45-49	42	4168	1.0	0.00	1.35	0.06	0.06	0.06	0.29	0.02	0.01	0.05	0.04	0.04	0.00	2.92
50-54	65	3984	1.6	0.00	1.31	0.12	0.15	0.15	0.31	0.01	0.00	0.02	0.03	0.01	0.00	2.96
55-59	94	3502	2.7	0.00	0.86	0.22	0.39	0.39	0.17	0.01	0.00	0.03	0.04	0.03	0.00	2.75
60-64	116	2621	4.4	0.00	0.72	0.34	0.69	0.69	0.11	0.01	0.00	0.02	0.02	0.01	0.00	2.92
65-69	141	1806	7.8	0.00	0.70	0.42	0.90	0.90	0.03	0.00	0.00	0.03	0.02	0.01	0.00	3.11
70-74	166	1520	10.9	0.00	0.73	0.57	1.22	1.22	0.02	0.00	0.00	0.01	0.04	0.01	0.00	3.60
75-79	208	1045	19.9	0.00	0.76	0.61	1.26	1.26	0.00	0.00	0.00	0.01	0.05	0.02	0.00	3.71
80-84	168	538	31.2	0.00	0.84	0.71	1.35	1.35	0.00	0.00	0.00	0.01	0.06	0.03	0.00	4.00
85-89	103	219	47.0	0.00	0.86	0.76	1.36	1.36	0.00	0.00	0.00	0.01	0.05	0.02	0.00	4.06
90+	33	59	55.9	0.00	0.92	0.75	1.30	1.30	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.02	0.00	4.04

(4) 男・離別

(単位、人口：千人、同居者数：人)

年齢階級	離別	男	割合(%)	配偶者	子	婿	嫁	孫	父	母	義父母	祖父母	兄弟	他親族	その他	合計
0-4	0	3796	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5-9	0	4327	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
10-14	0	5203	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
15-19	0	4726	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20-24	4	3654	0.1	0.00	0.27	0.00	0.00	0.00	0.79	0.00	0.07	0.52	0.00	0.05	0.00	2.70
25-29	13	3571	0.4	0.00	0.37	0.00	0.00	0.00	1.04	0.00	0.16	0.17	0.11	0.01	0.00	2.86
30-34	45	4179	1.1	0.00	0.68	0.00	0.00	0.00	0.84	0.00	0.08	0.16	0.01	0.03	0.00	2.80
35-39	105	5666	1.9	0.00	0.64	0.00	0.00	0.00	0.72	0.00	0.04	0.13	0.06	0.01	0.00	2.60
40-44	101	4313	2.3	0.00	0.79	0.00	0.00	0.00	0.41	0.00	0.01	0.08	0.02	0.04	0.00	2.35
45-49	106	4168	2.5	0.00	0.61	0.01	0.00	0.00	0.31	0.01	0.00	0.13	0.04	0.05	0.00	2.16
50-54	83	3984	2.1	0.00	0.45	0.04	0.06	0.06	0.21	0.00	0.00	0.08	0.02	0.05	0.00	1.91
55-59	62	3502	1.8	0.00	0.31	0.06	0.11	0.11	0.11	0.00	0.00	0.08	0.05	0.05	0.00	1.77
60-64	39	2621	1.5	0.00	0.30	0.08	0.22	0.22	0.06	0.00	0.00	0.04	0.04	0.06	0.00	1.80
65-69	22	1806	1.2	0.00	0.29	0.17	0.37	0.37	0.03	0.00	0.00	0.02	0.07	0.01	0.00	1.96
70-74	16	1520	1.1	0.00	0.17	0.13	0.26	0.26	0.00	0.00	0.00	0.06	0.04	0.08	0.00	1.74
75-79	7	1045	0.7	0.00	0.59	0.48	0.81	0.81	0.00	0.00	0.00	0.04	0.03	0.00	0.00	2.95
80-84	6	538	1.1	0.00	0.46	0.32	0.36	0.36	0.00	0.00	0.00	0.00	0.06	0.00	0.00	2.20
85-89	1	219	0.5	0.00	1.78	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.78
90+	2	59	3.4	0.00	0.63	0.68	1.09	1.09	0.00	0.00	0.00	0.00	1.05	0.00	0.00	4.45

核家族世帯または三世帯世帯でまとまるためである。各年齢層で平均同居者数は他の配偶関係を上回るが、配偶者が健在であることがその大きな部分を占める。

死別者の子との同居は、死別したのが若いときか、高齢になってからか異なる。死別者の同居の子の数を有配偶者と比較すると、男で60歳以上、女では55歳以上で死別の方が多くなっている。これらの年齢までのところでは、若くして死別したために子の数が少なく、これらの年齢を超えたところでは、親が夫婦そろっていないという理由で子供夫婦と同居する者が多くなるためであろう。婿及び嫁についても、男女共に死別者の方が有配偶者よりどの年齢階級においても、同居者数が大きいのは同じ理由によるものである。孫についても、子や婿及び嫁との同居に伴うものであり、死別者の方がどの年齢階級においても有配偶者よりも多い。父母と義父母を合わせて死別者と有配偶者を比較する

表3 本人の配偶関係別平均同居者数

(5) 女・未婚

(単位、人口：千人、同居者数：人)

年齢階級	未婚	女	割合(%)	配偶者	子	婿	嫁	孫	父	母	義父母	祖父母	兄弟	他親族	その他	合計
0-4	3588	3588	100.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.96	0.00	0.58	0.81	0.32	0.01	4.68	
5-9	4155	4155	100.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.95	0.00	0.52	1.13	0.28	0.00	4.88	
10-14	4947	4947	100.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.92	0.00	0.42	1.19	0.18	0.00	4.71	
15-19	4605	4639	99.3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.77	0.00	0.31	1.08	0.11	0.01	4.28	
20-24	3195	3878	82.4	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.50	0.00	0.21	0.80	0.09	0.03	3.63	
25-29	1195	3750	31.9	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.47	0.00	0.16	0.65	0.14	0.03	3.45	
30-34	433	4347	10.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.23	0.00	0.06	0.52	0.20	0.04	3.05	
35-39	333	5701	5.8	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.95	0.00	0.01	0.48	0.23	0.04	2.72	
40-44	200	4404	4.5	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.73	0.00	0.01	0.40	0.26	0.05	2.45	
45-49	164	4223	3.9	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.51	0.00	0.01	0.45	0.32	0.07	2.36	
50-54	170	4130	4.1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.32	0.00	0.00	0.39	0.25	0.08	2.04	
55-59	148	3689	4.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.25	0.00	0.00	0.47	0.31	0.06	2.09	
60-64	101	3153	3.2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.14	0.00	0.00	0.44	0.42	0.06	2.06	
65-69	55	2470	2.2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.00	0.00	0.48	0.55	0.12	2.20	
70-74	31	2055	1.5	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.49	0.93	0.05	2.49	
75-79	17	1526	1.1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.39	0.51	0.26	2.17	
80-84	6	845	0.7	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.12	1.31	0.14	2.57	
85-89	2	400	0.5	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.53	1.71	0.60	3.84	
90+	1	144	0.7	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.61	0.00	2.61	

(6) 女・有配偶

(単位、人口：千人、同居者数：人)

年齢階級	有配偶	女	割合(%)	配偶者	子	婿	嫁	孫	父	母	義父母	視父母	兄弟	他親族	その他	合計
0-4	0	3588	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5-9	0	4155	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
10-14	0	4947	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
15-19	31	4639	0.7	0.96	0.41	0.00	0.00	0.00	0.08	0.44	0.06	0.25	0.03	0.00	3.23	
20-24	664	3878	17.1	0.99	0.70	0.00	0.00	0.00	0.06	0.47	0.10	0.12	0.02	0.00	3.46	
25-29	2497	3750	66.6	0.99	1.19	0.00	0.00	0.00	0.07	0.48	0.07	0.08	0.02	0.00	3.90	
30-34	3775	4347	86.8	0.99	1.88	0.00	0.00	0.00	0.07	0.44	0.04	0.04	0.01	0.00	4.47	
35-39	5073	5701	89.0	0.99	2.06	0.00	0.00	0.00	0.06	0.36	0.01	0.02	0.01	0.00	4.51	
40-44	3916	4404	88.9	0.99	1.95	0.00	0.00	0.00	0.05	0.28	0.01	0.02	0.01	0.00	4.31	
45-49	3692	4223	87.4	0.98	1.59	0.02	0.02	0.04	0.04	0.25	0.00	0.02	0.01	0.00	3.93	
50-54	3469	4130	84.0	0.98	1.10	0.10	0.14	0.04	0.04	0.20	0.00	0.02	0.01	0.00	3.59	
55-59	2926	3689	79.3	0.99	0.75	0.22	0.39	0.03	0.13	0.13	0.00	0.01	0.01	0.00	3.53	
60-64	2217	3153	70.3	0.99	0.62	0.31	0.65	0.02	0.06	0.06	0.00	0.01	0.01	0.00	3.67	
65-69	1379	2470	55.8	0.99	0.61	0.38	0.83	0.01	0.02	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	3.86	
70-74	824	2055	40.1	0.99	0.63	0.45	0.93	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	4.02	
75-79	413	1526	27.1	0.99	0.69	0.55	1.08	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	0.01	4.36	
80-84	127	845	15.0	0.99	0.71	0.54	0.99	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.01	4.29	
85-89	21	400	5.3	0.99	0.83	0.68	1.39	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.04	0.01	4.96	
90+	5	144	3.5	1.00	1.05	0.26	0.34	0.00	0.11	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.76	



と、男では44歳まで、女では39歳まで、死別者の方が同居の親が多い傾向がある。男女で程度の差はあるが、いずれも死別者は若年で同居の父母が多く、死別後に実家に戻る者が多いと察せられる。中高年以後は義父母が死別者で少なく、子供が成人しているかある程度大きくなっている場合に、実家には戻らず子供と一緒に独立するようなことがあるのではないかと思われる。死別者の場合、婚家にとどまるのは、全体的には男の方が女より高く、婿の場合に婿養子というような、養子の要素があるためではないかとも考えられよう。女の場合に、本人の年齢階級別に義父母の同居者数を死別者と有配偶者との比でみると、年齢が20歳から24歳では0.13と低いが、年齢とともに上昇し、35歳から39歳でピークの0.50となる。以降は低下していき50歳から54歳では0.25となる。これは、まだ若いときは実家に戻り、子供が生まれてその子が小さいときには婚家にとどまり、子が大きいときには子供と

表3 本人の配偶関係別平均同居者数

(7) 女・死別 (単位、人口：千人、同居者数：人)

年齢階級	死別	女	割合(%)	配偶者	子	婿	嫁	孫	父	母	義父母	祖父母	兄弟	他親族	その他	合計
0-4	0	3588	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5-9	0	4155	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
10-14	0	4947	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
15-19	2	4639	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.39	0.00	0.11	0.88	0.18	0.16		3.72
20-24	4	3878	0.1	0.00	0.03	0.00	0.00	0.75	0.06	0.14	0.37	0.04	0.00			2.39
25-29	5	3750	0.1	0.00	0.71	0.00	0.00	0.58	0.12	0.07	0.34	0.06	0.19			3.07
30-34	21	4347	0.5	0.00	1.65	0.00	0.00	0.40	0.17	0.02	0.13	0.02	0.01			3.40
35-39	58	5701	1.0	0.00	1.70	0.00	0.00	0.34	0.18	0.03	0.06	0.05	0.02			3.38
40-44	85	4404	1.9	0.00	1.70	0.02	0.03	0.17	0.12	0.01	0.02	0.04	0.01			3.12
45-49	184	4223	4.4	0.00	1.34	0.06	0.06	0.13	0.09	0.00	0.03	0.02	0.01			2.74
50-54	329	4130	8.0	0.00	1.04	0.17	0.22	0.12	0.05	0.00	0.01	0.02	0.02			2.65
55-59	473	3689	12.8	0.00	0.83	0.31	0.58	0.08	0.03	0.00	0.02	0.03	0.01			2.89
60-64	729	3153	23.1	0.00	0.73	0.41	0.88	0.05	0.00	0.00	0.02	0.04	0.00			3.13
65-69	962	2470	38.9	0.00	0.71	0.49	1.04	0.01	0.00	0.00	0.01	0.03	0.01			3.30
70-74	1155	2055	56.2	0.00	0.75	0.58	1.19	0.01	0.00	0.00	0.01	0.04	0.01			3.59
75-79	1073	1526	70.3	0.00	0.80	0.63	1.21	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	0.01			3.69
80-84	703	845	83.2	0.00	0.86	0.71	1.34	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	0.01			3.96
85-89	373	400	93.3	0.00	0.91	0.75	1.38	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	0.03			4.11
90+	1	144	0.7	0.00	0.95	0.73	1.51	0.00	0.00	0.00	0.00	0.07	0.01			4.27

(8) 女・離別 (単位、人口：千人、同居者数：人)

年齢階級	離別	女	割合(%)	配偶者	子	婿	嫁	孫	父	母	義父母	祖父母	兄弟	他親族	その他	合計
0-4	0	3588	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5-9	0	4155	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
10-14	0	4947	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
15-19	1	4639	0.0	0.00	0.27	0.00	0.00	1.86	0.00	0.00	0.53	0.00	0.00			3.66
20-24	15	3878	0.4	0.00	0.96	0.00	0.00	0.86	0.00	0.15	0.44	0.08	0.04			3.53
25-29	52	3750	1.4	0.00	1.02	0.00	0.00	0.66	0.00	0.08	0.19	0.02	0.05			3.02
30-34	118	4347	2.7	0.00	1.40	0.00	0.00	0.54	0.00	0.02	0.15	0.02	0.03			3.16
35-39	236	5701	4.1	0.00	1.40	0.00	0.00	0.36	0.00	0.01	0.07	0.06	0.02			2.92
40-44	204	4404	4.6	0.00	1.36	0.00	0.00	0.24	0.00	0.00	0.08	0.05	0.02			2.75
45-49	181	4223	4.3	0.00	0.99	0.02	0.02	0.20	0.00	0.00	0.07	0.06	0.03			2.39
50-54	162	4130	3.9	0.00	0.72	0.07	0.09	0.15	0.00	0.00	0.06	0.05	0.01			2.15
55-59	143	3689	3.9	0.00	0.52	0.14	0.23	0.10	0.01	0.00	0.07	0.09	0.03			2.19
60-64	106	3153	3.4	0.00	0.44	0.20	0.43	0.06	0.00	0.00	0.09	0.09	0.03			2.34
65-69	75	2470	3.0	0.00	0.51	0.31	0.65	0.02	0.00	0.00	0.05	0.09	0.01			2.64
70-74	46	2055	2.2	0.00	0.49	0.32	0.58	0.00	0.00	0.00	0.08	0.12	0.03			2.62
75-79	24	1526	1.6	0.00	0.62	0.44	0.78	0.00	0.00	0.00	0.07	0.23	0.06			3.20
80-84	9	845	1.1	0.00	0.64	0.50	0.79	0.00	0.00	0.00	0.04	0.38	0.00			3.35
85-89	5	400	1.3	0.00	0.59	0.47	0.61	0.00	0.00	0.00	0.00	0.57	0.00			3.24
90+	2	144	1.4	0.00	0.51	0.24	0.37	0.00	0.00	0.00	0.04	0.07	0.00			2.23

もに独立するというような傾向があるのではないかと、想像させられる。死別者は男で20歳から34歳まで、女で15歳から34歳までは、兄弟の同居者数が未婚に次いで多い。このことも若年の死別者が実家に戻る傾向を示していると言えよう。

離別者は死別者と似た傾向がある。しかし、同居の義父母がほとんどいないことと、同居の子の状況が異なるのが特徴である。離別者は若年の場合は、男女共に死別者よりも子が少ない。子がないから離婚しやすいとか、離婚するような状況にあるので子が少ないというようなことが考えられる。さらに、死別者では遺児は全部死別者と同居するのであろうが、離別では分かれた父母に子も分かれてついて行くためとも考えられる。死別では45歳を過ぎる頃から、同居の子の数の男女差は小さくなるのに対し、離別では男と同居する子の数は女よりもずっと少ない。同居の兄弟数は男女共、死別者よりも離別者で高年齢になるまで残存する。

#### IV 世帯人員と世帯構造

##### 1. 世帯人員別の所属状況

国民生活基礎調査とその前身である厚生行政基礎調査により、世帯人員別に世帯数の構成割合を観察すると、単独世帯の割合は拡大してきたが、最近では18%から19%で安定していることが分かる。

2人世帯は年々拡大しており、昭和51年に15.6%であったが、昭和61年には19.0%となった。3人世帯及び4人世帯は10年前ぐらいから安定しておりそれぞれ2割弱、4分の1となっている。5人以上の世帯は急激に縮小してきたが、昭和50年代後半になって下げとどまり2割を維持している。

個人の視点から、性・年齢5歳階級別に何人世帯に属しているかの割合をみたのが、表4である。単独世帯は男女共、20歳から24歳で若年のピークとなっているが、男の方で割合は高く、また、25歳から29歳までやや高くなっている。高齢者では妻が生存している者が多いため、男では単独世帯の割合が年齢とともに増加するが、微増にとどまる。女では60歳を過ぎると単身の率が高まり、70歳から74歳でピークの15.6%となり、以後低下する。世帯の視点からみた単独世帯の割合よりも、個人の視点から単独世帯に住む人口の割合としてみると、ずっと小さい印象になることに注意しておこう。

表4 世帯人員別人口割合

(単位：%)

男	1人	2人	3人	4人	5人	6人	7人	8人以上	合計
0 - 4	0.0	0.4	18.5	35.7	20.7	13.8	7.6	3.3	100.0
5 - 9	0.0	0.8	6.2	39.7	26.6	15.1	8.4	3.3	100.0
10 - 14	0.1	1.1	7.9	41.2	27.8	13.5	6.6	1.9	100.0
15 - 19	6.0	2.5	12.6	39.0	25.2	9.8	3.9	1.1	100.0
20 - 24	22.6	6.5	18.7	27.6	16.0	5.8	1.9	1.0	100.0
25 - 29	16.4	14.0	27.4	22.8	10.0	5.2	2.6	1.7	100.0
30 - 34	8.3	11.0	23.6	29.2	12.7	8.6	4.5	2.1	100.0
35 - 39	5.5	7.3	14.4	36.3	18.2	11.0	5.5	1.7	100.0
40 - 44	4.9	6.3	11.7	40.6	21.4	10.3	4.0	1.0	100.0
45 - 49	4.7	7.3	17.0	38.3	21.2	8.0	2.7	0.6	100.0
50 - 54	4.1	14.5	25.1	31.9	15.6	5.7	1.9	1.1	100.0
55 - 59	3.8	25.8	29.3	20.3	9.3	6.2	3.6	1.7	100.0
60 - 64	3.7	35.6	23.5	10.7	7.1	10.8	6.3	2.2	100.0
65 - 69	4.0	38.8	18.1	7.5	7.2	13.8	8.5	2.0	100.0
70 - 74	4.2	38.6	12.9	6.3	9.3	17.4	9.1	2.2	100.0
75 - 79	5.5	32.2	10.6	7.8	13.9	18.9	8.4	2.7	100.0
80 - 84	5.9	26.5	10.4	12.2	16.1	16.5	7.6	4.6	100.0
85 - 89	6.9	18.3	13.8	18.8	17.4	13.3	6.0	5.5	100.0
90 +	7.0	17.5	19.3	15.8	19.3	10.5	7.0	3.5	100.0
不詳	33.3	33.3	0.0	33.3	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0

表4（続き） 世帯人員別人口割合

女	1人	2人	3人	4人	5人	6人	7人	8人以上	合計
0 - 4	0.0	0.4	17.5	36.3	20.7	13.5	7.8	3.7	100.0
5 - 9	0.0	0.8	6.6	39.4	26.9	14.4	8.6	3.3	100.0
10 - 14	0.1	1.2	7.7	42.0	27.5	13.1	6.4	2.0	100.0
15 - 19	5.7	2.8	12.8	39.0	24.3	10.2	4.0	1.2	100.0
20 - 24	13.9	9.8	20.6	30.0	15.4	6.4	2.5	1.4	100.0
25 - 29	5.3	14.6	28.3	26.6	11.6	7.9	3.6	2.0	100.0
30 - 34	2.7	7.5	16.4	36.0	17.9	11.1	6.1	2.3	100.0
35 - 39	2.5	5.9	12.3	40.5	20.8	11.4	5.1	1.5	100.0
40 - 44	2.6	7.1	15.9	40.4	21.6	8.7	3.1	0.7	100.0
45 - 49	3.6	13.4	23.8	33.9	17.1	5.8	1.9	0.6	100.0
50 - 54	5.7	23.2	29.7	22.9	10.2	4.8	2.2	1.3	100.0
55 - 59	7.7	33.1	24.0	12.3	8.0	8.3	4.6	1.9	100.0
60 - 64	10.6	35.1	16.2	7.5	8.9	13.0	6.8	1.9	100.0
65 - 69	14.1	29.6	11.0	7.4	14.4	15.2	6.6	1.6	100.0
70 - 74	15.6	22.2	9.7	10.3	19.4	15.1	6.0	1.7	100.0
75 - 79	14.9	15.8	11.9	15.7	21.0	12.7	5.2	2.8	100.0
80 - 84	11.6	12.8	17.5	17.9	19.4	9.9	6.4	4.5	100.0
85 - 89	7.8	11.0	24.3	18.5	14.0	9.8	9.0	5.8	100.0
90+	6.3	11.9	24.5	20.3	10.5	10.5	9.8	6.3	100.0
不詳	0.0	66.7	0.0	0.0	33.3	0.0	0.0	0.0	100.0

成人前の年齢層では、4人世帯、次いで5人世帯が減少し3人世帯が増加するが、結婚し育児をする年齢層になると再び3人世帯が減少し5人世帯が増加する。しかし、男で55歳、女で50歳を過ぎると、4人世帯と5人世帯が急減し、2人世帯が主流となる。男ではかなり高齢まで2人世帯の割合が大きい、女では75歳を過ぎると小さくなっていく。夫が亡くなり子ども夫婦と同居するのであろうかと推測される。高齢者では5人世帯及び6人世帯に住む者の割合も高まる。7人世帯や8人世帯以上では、三世帯世帯が多くを占めるであろうと考えられるので、高齢者や若年層がやや高い割合を示している。

## 2. 世帯構造別の所属状況

国民生活基礎調査では、世帯構造と称して、単独世帯、夫婦のみの世帯、夫婦と未婚の子のみの世帯、片親と未婚の子のみの世帯、三世帯世帯、及び、その他の世帯に分類している。なおここでは、例えば、両親と子がいる家族で、父親が単身赴任して同居していない場合は、片親と子のみの世帯になる。また、三世帯世帯には直系三世帯を超える世帯を含む。単独世帯は昭和45年頃には約550万世帯であったが、昭和50年代前半まで増加したのち安定し、昭和61年には680万世帯となっている。夫婦のみの世帯は昭和45年に320万世帯で世帯総数の10.7%を占めていたが順調に増加を続け、昭和61年には540万世帯、14.4%となっている。夫婦と未婚の子のみの世帯は昭和45年の1230万世帯から昭和61年には1553万世帯に増加しているが、世帯総数に占める割合はほとんど変動がなく昭和61年で41.4%となっている。片親と未婚の子のみの世帯は、昭和45年の153万世帯から昭和50年に139万世帯に減少した後、増加に転じて昭和61年には191万世帯になり、世帯総数に占める割合は5.1%である。これは配偶者の死別によるものが減少する一方、離別や単身赴任が増加しているためと考えられる。三世帯世帯は実数に変動が少なく、昭和61年で576万世帯である。世帯総数に占める割合は昭和45年の19.2%から低下して、昭和61年には15.3%となっている。

このような世帯構造別の世帯状況について、個人の方から昭和61年国民生活基礎を集計して、性・年齢5歳階級別にそれぞれの世帯構造に属する割合をみたのが表5である。単独世帯は「住み込み・寄宿舍等に居住する単独世帯」と「その他の単独世帯」に分けて集計した。単独世帯は男女共、学生

及び社会人になりたての年齢層で、寄宿舍等の単独世帯の人口割合がやや高い。その他の単独世帯では、このような年齢層に一つの山があるほか、女では60歳を超えたところで、大きな山がある。老夫婦のみで暮らしていたものが、夫と死別するためと考えられる。

夫婦のみの世帯は、男女共25歳から29歳で、結婚後まだ子のない夫婦を含むため一つの山があり、50歳を超える頃から子供の独立によって、夫婦のみの世帯が増加する。また、男では90歳を超えても11.9%と高い値を示すが、女では70歳で10%を切る。夫婦と未婚の子のみの世帯は、19歳までは子の世代として高い割合を示し、30歳から親の世代として再び高くなる。60歳を超えると男女共20%を割るが、子の独立や同居していても子が結婚するためのものである。片親と未婚の子の世帯では、子の世代では男女差はほとんどないが、親の世代では女で割合が大きく、母子家庭が多いことを示している。

表5 世帯構造別人口割合

(単位：%)

男	寄宿舍等 単独世帯	その他の 単独世帯	夫婦のみ の世帯	夫婦と 未婚の子	片親と 未婚の子	三世 代帯	その他 世帯	合 計
0 - 4	0.0	0.0	0.0	65.8	0.9	30.6	2.6	100.0
5 - 9	0.0	0.0	0.0	54.4	2.6	30.6	2.4	100.0
10 - 14	0.1	0.0	0.0	65.2	4.5	27.5	2.7	100.0
15 - 19	2.8	3.2	0.1	61.2	6.1	22.8	3.9	100.0
20 - 24	8.0	14.5	2.3	47.3	5.9	16.7	5.3	100.0
25 - 29	5.4	10.9	9.7	44.4	5.2	17.6	6.7	100.0
30 - 34	1.6	6.7	7.7	52.3	4.1	21.8	5.8	100.0
35 - 39	0.8	4.7	4.6	57.8	3.1	24.5	4.5	100.0
40 - 44	0.9	4.1	4.0	61.9	2.7	22.9	3.6	100.0
45 - 49	1.2	3.5	5.5	61.2	2.1	21.8	4.6	100.0
50 - 54	1.0	3.1	13.0	54.0	1.5	20.1	7.2	100.0
55 - 59	0.8	3.1	24.3	39.4	1.3	21.4	9.9	100.0
60 - 64	0.3	3.3	34.0	24.8	1.2	26.5	9.8	100.0
65 - 69	0.2	3.9	37.0	17.3	1.4	32.0	8.1	100.0
70 - 74	0.1	4.1	37.4	12.4	1.0	37.8	7.2	100.0
75 - 79	0.2	5.3	30.0	8.2	1.4	45.3	9.6	100.0
80 - 84	0.2	5.6	23.6	5.0	2.0	47.9	15.6	100.0
85 - 89	0.0	6.9	16.1	4.1	1.4	50.0	21.6	100.0
90 +	0.0	6.8	11.9	3.4	3.4	44.1	30.5	100.0
不 詳	0.0	33.3	33.3	33.3	0.0	0.0	0.0	100.0
女	寄宿舍等 単独世帯	その他の 単独世帯	夫婦のみ の世帯	夫婦と 未婚の子	片親と 未婚の子	三世 代帯	その他 世帯	合 計
0 - 4	0.0	0.0	0.0	65.4	1.0	30.9	2.6	100.0
5 - 9	0.0	0.0	0.0	64.6	2.9	30.0	2.5	100.0
10 - 14	0.0	0.0	0.0	65.3	4.6	27.3	2.8	100.0
15 - 19	3.8	2.0	0.3	61.2	6.3	22.2	4.3	100.0
20 - 24	6.4	7.5	5.3	49.7	5.8	17.9	7.3	100.0
25 - 29	0.9	4.4	11.6	49.9	3.7	22.0	7.5	100.0
30 - 34	0.1	2.6	5.4	57.9	3.3	26.3	4.4	100.0
35 - 39	0.1	2.4	3.5	60.7	4.3	25.1	3.8	100.0
40 - 44	0.1	2.5	4.1	61.4	5.3	21.9	4.5	100.0
45 - 49	0.2	3.4	9.2	54.5	5.8	19.8	7.1	100.0
50 - 54	0.3	5.4	18.1	41.4	6.0	19.0	9.9	100.0
55 - 59	0.3	7.4	27.6	24.1	5.1	23.9	11.5	100.0
60 - 64	0.2	10.3	28.9	13.6	5.3	31.6	10.0	100.0
65 - 69	0.3	13.8	23.1	7.8	5.5	40.4	9.1	100.0
70 - 74	0.1	15.4	15.4	4.1	5.3	48.1	11.6	100.0
75 - 79	0.1	14.7	8.7	1.7	4.7	52.9	17.2	100.0
80 - 84	0.1	11.5	4.6	0.9	4.3	54.4	24.2	100.0
85 - 89	0.2	7.5	1.2	0.2	4.2	53.9	32.7	100.0
90 +	0.0	6.3	1.4	1.4	3.5	53.5	34.0	100.0
不 詳	0.0	0.0	33.3	0.0	0.0	33.3	33.3	100.0

三世帯世帯では、子の年齢層、親となる年齢層、祖父母となる年齢層と波を描いて高い割合を示す。特に、男で75歳、女で70歳を超えると、45%以上となっている。将来的に、若年人口は減少していき、高齢人口が倍増するが、そのような人口の年齢構造の変化は、高齢者の単独世帯の増加や三世帯世帯の増加を促す方向にあると言えよう。

## V 要介護者の世帯状況

### 1. 要介護者の親族との同居状況

昭和61年国民生活基礎調査では、「在宅の6歳以上の世帯員であって、入浴、屋内移動、屋外歩行、衣服の着脱、排せつ、食事、体位交換等の日常生活活動をひとりで行うことに支障があり、何らかの手助けを必要とする者」を要介護者とし、「要介護者のうち病気（老衰を含む）やけがなどで日常生活をほとんどねている状態にある者」をねたきり者として、介護の内容、ねたきりの期間、介護者等について詳細な調査を行っている。ここでは、要介護者について、続柄別に表6のように、同居親族の平均数をみてる。要介護者は出現頻度が小さいため標本誤差が大きくなるので、年齢階級と続

表6 要介護者の性・年齢階級別平均同居者数(要介護者のいる世帯)

(単位：人)

男	本人(千人)	配偶者	子	婿	嫁	孫	父	母	祖父母	兄弟	他親族	その他	合計
0-24	13	0.00	0.00	0.00	0.00	1.92	0.15	1.15	0.00	0.00	0.00	0.00	4.23
25-49	16	0.38	0.81	0.00	0.00	1.06	0.00	0.69	0.25	0.00	0.00	0.00	4.19
50-64	42	0.88	0.83	0.24	0.40	0.19	0.00	0.05	0.07	0.02	0.00	0.00	3.69
65-74	61	0.89	0.67	0.41	0.92	0.02	0.06	0.05	0.03	0.00	0.00	0.00	3.98
75-84	80	0.79	0.78	0.60	1.24	0.00	0.00	0.00	0.05	0.01	0.00	0.00	4.46
85+	29	0.45	0.90	0.66	1.17	0.00	0.00	0.00	0.03	0.03	0.00	0.00	4.24
女	本人(千人)	配偶者	子	婿	嫁	孫	父	母	祖父母	兄弟	他親族	その他	合計
0-24	10	0.00	0.00	0.00	0.00	1.80	0.30	0.90	0.20	0.00	0.00	0.00	4.20
25-49	17	0.41	0.65	0.00	0.00	0.76	0.00	0.35	0.24	0.00	0.00	0.00	3.41
50-64	33	0.67	0.73	0.21	0.52	0.06	0.00	0.09	0.15	0.09	0.00	0.00	3.52
65-74	48	0.46	0.73	0.54	1.10	0.00	0.00	0.06	0.13	0.02	0.00	0.00	4.04
75-84	108	0.19	0.86	0.69	1.23	0.00	0.00	0.02	0.06	0.02	0.00	0.00	4.08
85+	80	0.03	1.01	0.76	1.35	0.00	0.00	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	4.21

注) 合計には本人を含む。

表6(続き) 世帯員の性・年齢階級別平均同居者数(全世帯)

(単位：人)

男	本人(千人)	配偶者	子	婿	嫁	孫	父	母	祖父母	兄弟	他親族	その他	合計
0-24	21706	0.01	0.01	0.00	0.00	1.80	0.41	0.99	0.18	0.01	0.01	0.01	4.42
25-49	21897	0.77	1.41	0.00	0.00	0.57	0.04	0.11	0.02	0.01	0.01	0.01	3.94
50-64	10107	0.92	1.03	0.13	0.23	0.21	0.00	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	3.58
65-74	3326	0.88	0.62	0.35	0.76	0.04	0.00	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	3.69
75-84	1583	0.74	0.68	0.51	1.00	0.00	0.00	0.01	0.04	0.01	0.01	0.01	4.02
85+	278	0.49	0.80	0.65	1.04	0.00	0.00	0.00	0.05	0.01	0.01	0.01	4.13
女	本人(千人)	配偶者	子	婿	嫁	孫	父	母	祖父母	兄弟	他親族	その他	合計
0-24	21207	0.03	0.03	0.00	0.00	1.79	0.40	1.00	0.18	0.01	0.01	0.01	4.44
25-49	22425	0.84	1.59	0.00	0.01	0.49	0.03	0.09	0.02	0.01	0.01	0.01	4.08
50-64	10972	0.78	0.81	0.20	0.38	0.16	0.00	0.03	0.03	0.01	0.01	0.01	3.39
65-74	4525	0.48	0.66	0.46	0.97	0.02	0.00	0.02	0.04	0.01	0.01	0.01	3.66
75-84	2371	0.23	0.78	0.63	1.20	0.00	0.00	0.01	0.05	0.01	0.01	0.01	3.91
85+	544	0.05	0.91	0.73	1.39	0.00	0.00	0.00	0.06	0.02	0.01	0.01	4.17

注) 合計には本人を含む。

柄をある程度まとめている。孫には會孫及び孫の婿・嫁を含み、父母には義父母を含み、祖父母は會祖父母を含んでいる。また、表2の年齢階級と続柄をまとめて、全世帯について同様の表を作成し比較している。なお、国民生活基礎調査では、施設世帯を除外しており、要介護者は在宅の者に限られている。

表6をみると、要介護者の同居配偶者については、25歳から45歳で男女共に配偶者と同居している割合が、全世帯のそれと比較してかなり小さくなっている。50歳から64歳になるとその差は縮まり、65歳以上ではほとんど差がなくなる。子については、64歳以下では、全体の方が平均同居者数が多く、65歳を超えると要介護者で多くなる。64歳以下では、要介護者の有配偶率が低く、65歳を超えて要介護者になると子との同居が増加するのではないかと推測される。また、高齢で介護が必要になった場合、子と同居するなど介護の手がある者が存在することにより、在宅を続けることが可能であることも反映しているであろう。婿及び嫁についても、要介護者の方がはっきりと平均同居者数が多い。義父母の介護をするために同居する場合が含まれると思われる。

孫についても、要介護者の方が平均同居者数が多いが、子や婿及び嫁との同居の割合が高まるのに伴うものである。また、孫もある程度大きくなれば、祖父母の世話をする者もいると考えられる。父母は25歳から49歳で格段に、要介護者で同居者数が多く、要介護者が独立し単身世帯になるのが困難であることを表わしている。一方、祖父母は要介護者で同居者数が少ないが、要介護の子がいる場合に、老親の世話まで手が回りかねるため、他の兄弟のところに老親が同居するというようなことがあると考えられる。兄弟の同居数はかなりの年齢になるまで要介護者で多いが、兄弟が独立せずに要介護者の世話をすることと、要介護者が独立しないため兄弟との同居が続くことが考えられる。

他の親族も要介護者で多い傾向があり、在宅介護の場合に叔父・叔母、甥・姪等を含む拡大家族になる傾向があるのではないかと考えられる。本人を含む平均世帯人員を比較すると、男の24歳以下と女の49歳以下で世帯員全体の方が同居数が多いが、配偶者、子、祖父母によるところが大きく、高齢層で要介護者の方が同居者数が多いのは、子、婿及び嫁、孫が多いためであり、三世帯世帯で在宅介護がされ易く、また逆に、要介護となったために子と同居した老親がいることが考えられる。

## 2. 要介護者と主たる介護者の同居状況

表7は主たる介護者となっている者の続柄別に、要介護者のいる世帯の同居者数をみたものである。主たる介護者が全国推定値で1万人に達しない続柄は、標本誤差が大きいので、他の同居者として一括している。

本人を含めない平均同居者数をみると、一番少ないのは、非同居者が主たる介護者となっている場合であり、その平均同居者数は1.0人である。要介護者が男の場合、非同居者が主たる介護者となっている要介護者数は14,000人と推計され、そのうち半数の7,000人には妻が同居している。女の場合、32,000人が非同居者に主として介護されているが、そのうち3分の1の10,000人には夫が同居している。非同居者に介護を頼めるので、同居者数がすくなくとも在宅介護が可能となっており、あるいは逆に、同居者がいないか少ないために、非同居者に介護を依頼しているのであろう。

配偶者が主たる介護者となっている場合は、2番目に平均同居者数が少ない。要介護者が男の場合で、2.9人の同居者のなかから妻が主たる介護者となり、女の場合では、2.5人のなかから夫が主たる介護者となっている。夫婦の絆の強さから、配偶者が健在で介護をできる場合は、老夫婦だけで頑張る世帯があるので、平均同居者数が少ないことが考えられる。

平均同居者数が最も多いのは、男女共に嫁が主たる介護者になっている場合である。これは、嫁がいれば、ほとんどの場合息子がいることも影響している。多くの同居者のなかから主たる介護者になるということは、まだ幼い孫のようなものが多く、配偶者のような主たる介護者になり易い続柄の他

表7 主たる介護者の続柄別同居者数(要介護者のいる世帯)

(単位：千人)

男	本人	配偶者	息子	娘	嫁	母	他同居	合計	平均同居者数
主介護者									
配偶者	135	135	71	30	44	5	109	394	2.9 (人)
息子	13	7	14	1	10	0	21	53	4.1
娘	15	7	1	16	1	0	30	55	3.7
嫁	32	13	31	1	32	1	60	138	4.3
母	21	1	3	2	0	21	38	65	3.1
他同居者	12	2	0	1	0	2	32	37	3.1
非同居者	14	7	2	1	1	1	2	14	1.0
合計	242	172	122	52	88	30	292	756	3.1
女	本人	配偶者	息子	娘	嫁	母	他同居	合計	平均同居者数
主介護者									
配偶者	38	38	20	7	9	0	22	96	2.5 (人)
息子	27	2	29	1	17	0	30	79	2.9
娘	61	7	9	65	1	0	87	169	2.8
嫁	101	15	94	4	101	0	174	388	3.8
母	14	0	1	1	0	14	26	42	3.0
他同居者	24	1	2	2	0	3	62	70	2.9
非同居者	32	10	4	2	3	0	12	31	1.0
合計	297	73	159	82	131	17	413	875	2.9

注) 合計及び平均同居者数には、本人は含まれない。

の同居者が少ないのであろう。

配偶者も嫁も同居している場合に、どちらが主たる介護者になっているのであろうか。要介護者が男の場合、表7から妻が主たる介護者になっており、嫁も同居しているのは44,000人と推計されている。また、嫁が主たる介護者で妻も同居しているのは、13,000人であることがわかる。これらを合わせた57,000人の妻も嫁も同居している要介護者の夫のうち、44,000人、77%が妻に主として介護されている。要介護者が女の場合も同様に、24,000人の夫も嫁も同居している要介護の妻のうち、9,000人、38%が夫に主として介護されている。すなわち、妻と嫁では妻が多く、夫と嫁では嫁に介護の負担が掛かっていると言えよう。

次に表7をもとに、同居者の続柄別にどれだけの割合の者が、主たる介護者になっているかを算出したのが表8である。夫が要介護者となっている妻は、表7から172,000人と推定されているが、そのうち78.5%の高率で主たる介護者になっているのが表8から分かる。一方、妻が要介護者となっている夫は73,000人いるが、そのうち夫が主たる介護者となっているのは52.1%である。この差をみると、嫁が夫にかわって主たる介護者となっているのが20.5%、娘が主たる介護者となっているのが

表8 続柄別同居親族の主たる介護者割合

(単位：%)

男	本人	配偶者	息子	娘	嫁	母	他同居
主介護者							
配偶者	55.8	78.5	58.2	57.7	50.0	16.7	37.3
息子	5.4	4.1	11.5	1.9	11.4	0.0	7.2
娘	6.2	4.1	0.8	30.8	1.1	0.0	10.3
嫁	13.2	7.6	25.4	1.9	36.4	3.3	20.5
母	8.7	0.6	2.5	3.8	0.0	70.0	13.0
他同居者	5.0	1.2	0.0	1.9	0.0	6.7	11.0
非同居者	5.8	4.1	1.6	1.9	1.1	3.3	0.7
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
女	本人	配偶者	息子	娘	嫁	母	他同居
主介護者							
配偶者	12.8	52.1	12.6	8.5	6.9	0.0	5.3
息子	9.1	2.7	18.2	1.2	13.0	0.0	7.3
娘	20.5	9.6	5.7	79.3	0.8	0.0	21.1
嫁	34.0	20.5	59.1	4.9	77.1	0.0	42.1
母	4.7	0.0	0.6	1.2	0.0	82.4	6.3
他同居者	8.1	1.4	1.3	2.4	0.0	17.6	15.0
非同居者	10.8	13.7	2.5	2.4	2.3	0.0	2.9
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

9.6%である。

息子は父が要介護者となった場合に11.5%、母が要介護者となった場合に18.2%の割合で主たる介護者となる。これは、他の同居者の率とほとんど変わらない。父親が要介護者となった場合は、要介護者の配偶者すなわち息子の母が多くの場合主たる介護者となっており、母が要介護者となった場合には、要介護者の嫁すなわち息子の妻が主たる介護者となるためである。

娘は父親が要介護者となった場合には母親が主たる介護者となるケースが多いため30.8%であるが、母親が要介護者となった場合には79.3%と高率で主たる介護者となる。父親や要介護者の嫁すなわち義理の姉妹がいないケースが多いと考えられる。嫁は娘と似た傾向を示し、義理の父親が要介護者となると36.4%、義理の母親が要介護者となると77.1%の高率で主たる介護者となる。娘との主要な相違は、主たる介護者にならないケースのうち、夫すなわち要介護者の息子が主たる介護者となっているケースが多いことである。

母は息子が要介護者になった場合に70.0%、娘が要介護者になった場合には82.4%の高率で主たる介護者となっている。ただし、母親が主たる介護者になっている要介護者の多くは中年、若年の者と思われ、他の場合には高齢者が多いのに比べて、異質であるとも言えよう。

介護の負担は、仕事の有無の相違等から女性に掛かり易く、妻、娘、嫁、母親は在宅介護を担っている。しかし、夫については妻が要介護者となった場合に、半数は主たる介護者となっている。息子、婿、父親にはそれぞれ嫁、娘、母親がいる場合が多く、それらの者が男性にかわって主たる介護者になっている。しかし、夫の場合は、肩代りする妻自身が要介護者となっているのであり、また、老夫婦のみで暮らしていて、他に介護を頼めない場合が多いことが推測されるが、夫婦の絆もまた強いものであることを考えさせられる。

## VI 今後の研究課題

本研究から世帯員間の続柄による分析と、世帯統計を個人集計する場合には配偶関係を考慮することが重要であることが分かった。平成元年の国民生活基礎調査のデータが利用できるようになれば、同様な分析により3年前との比較が可能になる。さらに、家族の同居については厚生行政基礎調査により、10年程度前には遡ることが可能であり、時系列の変動の観察もある程度できることと思われる。今後さらに、同居関係だけではなく世帯の様々な項目についての個人集計は、これらの観点からなされると有効であると思われる。



## Corresidence of the Family Members and In-home Care of the Aged

Kyo HANADA

The relationship between two family members is inferred from their relationship to the household head. The numbers of persons coresiding by the kin relation are tabulated from the Basic National Household Survey 1986 and the results show the life course variations as follows.

- (1) Unmarried persons live with relatively many brothers and sisters until they become rather old.
- (2) Most of the married persons live in three-generation and nuclear households.
- (3) Among the married, the number of children coresiding is the lowest at about 70 years of age and it increases again in the older phase of life. It is guessed that many of the aged couples rejoin to their children's households.
- (4) Widowed persons are under different household situation depending on their age. The young widows may rejoin to their parents' households. The number of coresiding parents is more for the widowed than the married until about 40 years of age.
- (5) Divorced persons have less children than the widowed and the number of persons coresiding is the least for divorced men.

The Survey also investigates on disabled persons and the persons mainly caring them. Tables of kin relation between the disabled and the person caring show the following results.

- (1) The cases that the spouses care their wives and husbands have small number of coresiding persons. The disabled wife lives on the average with 2.9 persons and the disabled husband 2.5 persons.
- (2) 78.5% of wives of the disabled care their husbands. On the other hand, 52.1% of disabled wives are cared by their husbands, 20.5% of them are cared by their sons' wives and 9.6% by their daughters.
- (3) 11.5% of sons coresiding with the disabled fathers and 18.2% with disabled mothers care their parents. As for daughters, the percentages are 30.8% for fathers and 79.3% for mothers.

# 先史人口集団の移住・拡散過程の シミュレーションモデルの開発

大 場 保

## I はじめに

先史人口集団，なかでもモンゴロイドが，アジアやアメリカ大陸，オセアニアへどのように拡散して行ったかは，不明な点が多い．考古学的研究，遺伝学的研究，古植物学的研究，化石サンプルなどの分析方法の研究等から得られた知見からさまざまな推定がなされているが<sup>1)</sup>，これらの多くは断片的であり，また，人口学的な視野を欠いていたりして，いつ，どこに，どれだけの人類集団が分布していたかという量的な把握が乏しかった．ましてや大集団の長期にわたる統合的な研究はこれまで例がなかった．そこで，これまでの知見と人口学的考察に基づくシミュレーションにより，いつごろ，どれくらいの間がどこへ拡散していったかを推定することを試みるため，その第1段階として，マイクロシミュレーションモデルの開発を行った．

ところで先史人口集団について人口学的事実として判明していることは極めて少ない．たとえば遺跡から出土する人骨などは数が限られているうえ，欠落している部分が多いのが普通であり，遺跡自体の数も大変限られている．とりわけ死亡水準と出生水準を決定する際に重要となる若年人口の人骨に関しては，きわめて不確定なデータしか得られないといわれている<sup>2)</sup>．したがって，そこからは人口学的分析に必要な遺跡集団の人口構造や人口規模さえ不確定な値しか得られない．ましてや年代別地域別の性年齢別の死亡確率や出産確率などははっきりした値はとうてい望めない．そこで，これらの値をいかに推定するか，あるいはこれらのパラメータを用いずに済ませるモデルをどのように作成するかが大きな課題となる．

なぜなら，人口学的マイクロシミュレーション<sup>3)</sup>を行う際には，基本的には性年齢別死亡確率，年齢別出産確率が必要であり，さらにシミュレーションの目的により，年齢別結婚確率，移住確率等も必要となる．これらの値は場合によってはもっと簡単なものでもよい．例えば性年齢死亡確率は各歳毎でなくてもよい場合もあろうし，性別でなくてもよいかもしれない．あるいは，出生時に出産，死亡といったイベントをすべて決めてしまうのも一つの方法であろう．しかし，いずれにしても出生，死亡の水準を決定する値をモデルに与える必要はある．ところが先史人類集団に関してはこれらの値を正確に得る見込みがないのである．モンゴロイドのように，広大な地域に何万年もかけて拡散して

1) 例えば，Birdsell, J. B., "Some population problems involving Pleistocene man", *Cold Spring Harbor Symposium on Quantitative Biology*, Vol.22, 1957, pp.47-69.

Kirk, R. and Szathmary, E. [Eds], "Out of Asia: Peopling the Americas and the Pacific.", *The Journal of Pacific History*, Canberra, 1985.

Greenberg, J. H., Turner II, C. G., and Zegura, S. L., "The settlement of the Americas: a comparison of the Linguistics, dental, and genetic evidence.", *Current Anthropology*, Vol.27, 1986, pp.477-497.

2) 小林和正, 「人口人類学」, 小林和正編, 『人類学講座 11 人口』, 雄山閣, 1979年.

3) 例えば, Dyke, B. and MacCluer J. W. [Eds.], *Computer Simulation in Human Population Studies*, Academic Press, London, 1973.

いった集団の任意の時点、地域における死亡確率や出産確率など得られるはずもない。死亡水準と出生水準差が人口増加率に反映されるのであるから、これらの値があやふやだとシミュレートされた結果が、大変不確定なものにならざるを得ない。

本研究では、純再生産率（以下NRRと略）<sup>4)</sup>をモデルに与えることでこれらの問題を回避することとした。すなわち、年齢別死亡確率は先史モンゴロイドの研究から得られている生命表の一つを与え、これに加えてNRRとWeissのモデル生命表で与えられた出産確率のカーブを与えることにより、希望するNRRとなるような出産確率を得るしかけである。このようにすれば、死亡確率と出産確率が直接的に人口増加速度に影響を与える心配はなくなる。NRRの水準については、人口支持力をモデルに導入し、その時点における集団の人口数と集団が居住する地域の人口支持力との大小関係から決めることにした。人口支持力を求める方法であるが、生態系が極相に達していればその人口密度がすなわち人口支持力であると考えられる。先史人類は、狩猟採集民と考えられているから、人類学的研究より知られている現代の狩猟採集民の人口密度を当てはめることも可能であろう<sup>5)</sup>。一方で、地理学的研究により、古環境すなわち気候や植生がわかれば、それに相当する現代の狩猟採集民のデータを用いることが可能と考えられる。また、人口拡散の基本となる人口移動については、人間が増えたからその分が近傍地域へ移住し、結果としてそれが人口の拡散になるという考えに基き、集団の人口数が人口支持力に近づいたら隣接した地域へ一定の確率でランダムに移住することとした。ここでは、人類集団が本来有している移住の複雑な仕組み、すなわち集団内あるいは集団相互間での人のやりとり、例えば結婚の姉妹交換のような仕組みは省略した。なぜなら、これらの要素は、人口増加の速度には大きく影響を与えないであろうし、また、集団全体としての人口増加を伴わない集団間の人口移動は、拡散の最前線の動きに大きく影響するとは考えにくい。また、現存の狩猟採集民でおこなわれている結婚等に絡んだ多種多様かつ複雑な人間の移動の仕組みを広域かつ長期にわたる先史人類のモデルに取り入れることは不可能でもある。

このような考えで作成したのが以下のマイクロシミュレーションモデルである。本稿では、このモデルの概要を述べるとともにその実行例を上げることとする。

## II モデルの概要

上述のような要求を可能な限り満たす方法として、以下のような規格を持つシミュレーションモデルを開発した。

- 最小の構成要素は個々の人間とする。
- 各人の属性は、性、年齢（各歳ごと）である。
- 毎年の各人の生死は、年齢各歳毎の死亡確率と一様乱数  $r$  ( $0 < r < 1$ ) との大小比較により決定する。
- 出産可能年齢女子は、年齢各歳毎の出産確率と乱数により毎年の出産の有無を決定する。
- 出生性比は1.05とし、乱数により新生児の性別を決定する。
- 個々の人間が集まって集落を形成し、所属する集落のリストに登録される。
- 1つの集落は、蜂の巣状〔正六角形状〕のセルの1つに配置される。（以後、集落のこともセルと呼ぶ。）
- 現時点では、仮想的な長方形の島状の地形に対してセルが配置されている。また、島の外への移住は行わない。

4) 例えば、小林和正、「人口分析の方法と人口モデル」、前掲（注2）書。

5) 例えば、Hassan, F. A. (1981), *Demographic Archeology*, Academic Press, New York.

- セルには、人口支持力が設定されている。
- このモデルで言う人口支持力とは、セルの人口増減の程度を設定する際の基準となる整数値（単位：人）であり、また、セルへの移住を決定する条件を決めるときの基準となる値でもある。セルの人口数がこの人口支持力の何割に達したらNRRの水準をいくつにするとか、移住をすとかを決定する。
- セルの人口増加速度を決めるパラメータとしてNRR（Net Reproduction Rate；年齢別出生・死亡確率が一定の条件下での世代間の人口の置き変わり率）を用いる。設定されたNRRを実現するために、死亡確率とNRRにより出産確率の水準を変化させる。死亡確率は、先史人類集団の死亡確率について推定されている既存の値のいずれかを採用し、また、出産確率の密度曲線は、同じく既存の値を採用する。この密度曲線に適当な定数を乗じて出産確率とし、これと死亡確率から必要とするNRRが得られるように乗ずる定数を調整する。
- 人口の移住は、セルの人口数が人口支持力の何割かを越えた段階で、隣接したセルに受け入れる余裕のあるセルはあるかを調べ、あれば一定の確率でセルとして移住するかどうかを判定し、すとなれば、セルの各住人に対して一定の確率で移住するかどうかを決定する。
- 扱えるセル数は、現時点では集落の最大人口を200人とすると70セル程度までである（メモリの制限；拡張可能）
- プログラムはPC-9801上のTurbo-C Ver. 2.0で作成した（約900行）。

次に、プログラムについて説明する。フローダイアグラムを図1に示す。はじめに画面の初期設定等を行う。ついで初期人口の生成を行い指定されたセルに配置する。初期人口は、配置するセルと人口数を指定した上で、与えられた死亡確率と出生性比より得られる生存数曲線を人口ピラミッドと見立て、期待値としての曲線が得られるように重み付けを行って、乱数により性年齢各歳別人口を必要とする人数分生成する。

初期設定が済んだら、メインループ（②と③に囲まれた部分）に入っていく。これは、各国の毎年の生死の決定と出産の有無を決定する生死・出産ループとセルの移住を行う移住ループの2つのブロックからなる。

生死・出産ループに入ってから、処理するセルの順序をランダムに入れ換える。ついで最初のセルの住人からID（各人の通し番号）順に出産の有無と生死の決定を行っていく。出生の有無は、出産可能年齢女子に対してのみ判定され、年齢別出産確率 $f(x)$ と一様乱数 $r$ とを比べて $r < f(x)$ であれば出産とする。生まれた子供の性は、次の乱数 $r$ と出生性比の逆数 $(1/1.05)$ を比べて、 $r < 1/1.05$ ならば女とし、さもなければ男とする。生まれた子供は、翌年の人口に登録する。生死の判定は、出産の場合と同様である。すなわち、年齢別死亡確率 $q(x)$ と $r$ を比べて、 $r < q(x)$ ならば死亡、さもなければ生残として翌年の人口に登録する。これをセルの住人すべてについて行った後、セルの人口数と人口支持力の大小関係に従ってNRRの再設定を行う。ここではセルの人口数が人口支持力の80%未満であればNRRを人口増加に設定し、80~100%であれば現状維持、100%以上ならば、人口減少となるNRRが設定される。こうして設定されたNRRが実現されるような出産確率が次の年に用いられることになる。出産・生死の決定を行った結果、セルの性別人口数に変動があれば、これを画面に表示する。次のセルの住人についても同様の処理を行う。こうしてすべてのセルについて処理を行ったら、移住ループに移る。

移住ループでも最初に処理するセルの順序をシャッフルする。これは、処理する順序が一定だと、移住する方向に一定の傾向が現れる可能性があるためである。ついで、最初のセルから順に、人口数が人口支持力（図ではCCと略）の90%を超えているかを調べる。次に隣接しているセルの中に移住を受け入れる余裕（人口支持力に対して人口数はどれだけ空いているか）のあるところはあるかを調

図1-1 フローダイアグラム

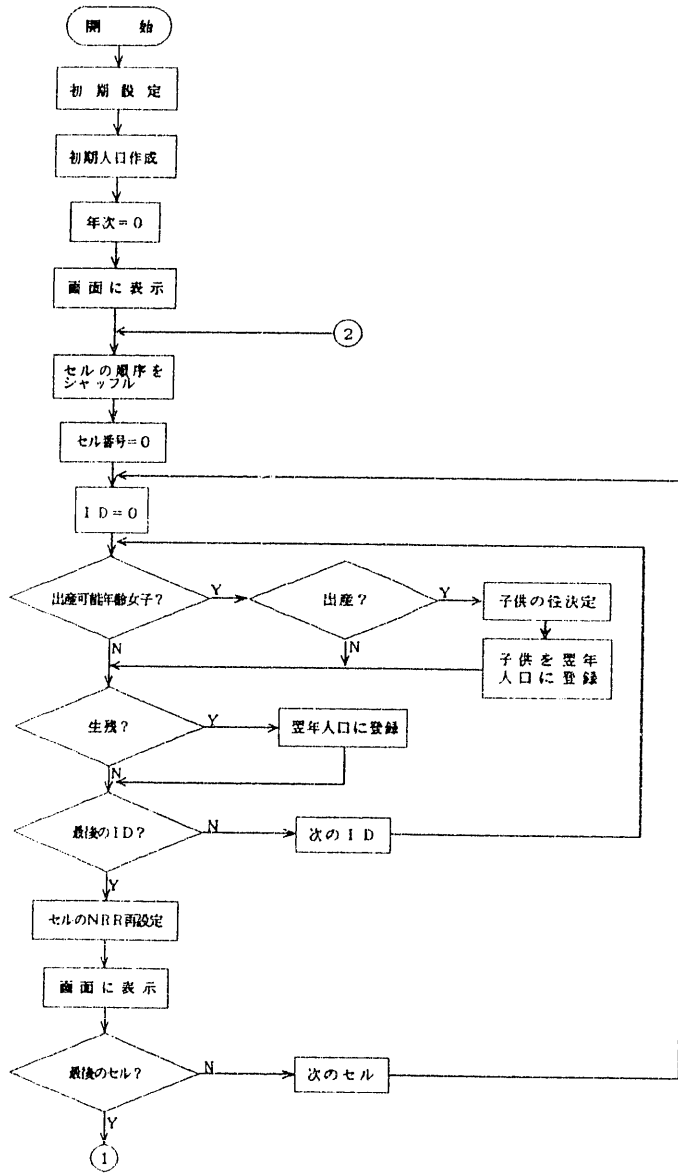
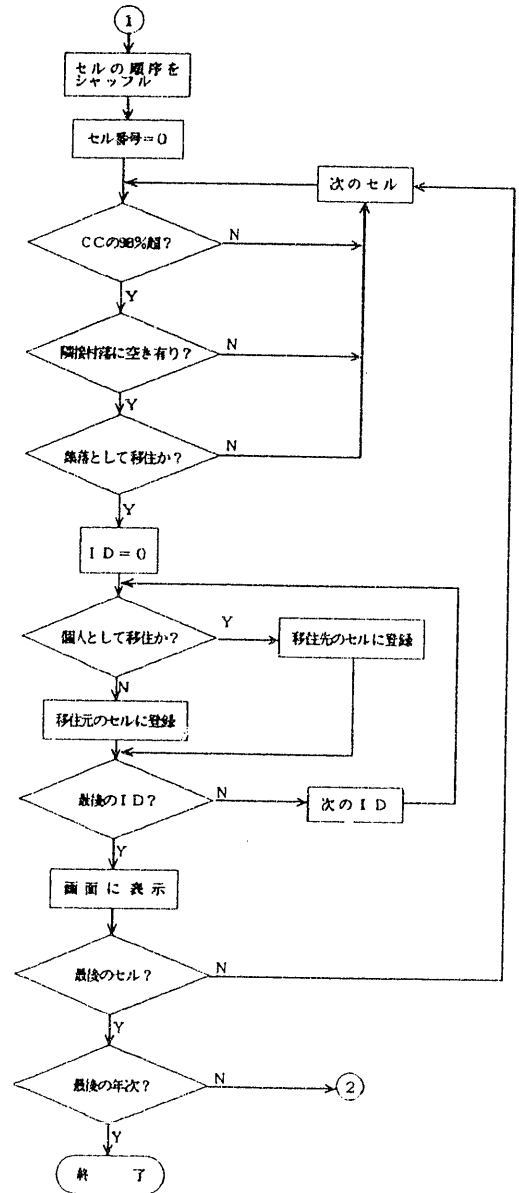


図1-2 (続き)



べ、複数個存在すればその中の一つをランダムに選ぶ。さらにセルとして移住を行うかを決定する。こうしてセルとして移住することに決まったら、個人ごとに移住するか否かを決められた個人移住確率と乱数との比較により順次決定していく。セルの住人全員について処理を行い、移住の結果を画面に表示する。すべてのセルについて移住の有無の処理を行ったら、翌年次の処理に移る。

こうして最初に指定された年数分の処理を繰り返して一回の試行は終了する。場合によっては、乱数に与える初期値を変更して試行を必要な回数だけ繰り返す。

次に、プログラムがいかなる結果を出力するかについて触れておく。

このプログラムでは、各セルごとの各人が性と年齢という属性を有しているため、各セルごとに男女別の人口ピラミッドを作成してグラフィック画面に表示することが可能である。しかしながら、これには計算時間がかなり割かれてしまうため、標準的にはセルごとの性別人口数を2段にわけて表示

することとした（後述の実行例参照）。また、シミュレート終了時点における数値だけが必要な場合は、性別人口数の表示も省略し、必要な結果だけ画面に表示するようにした。画面に出力された文字情報をファイルやプリンターへ出力することは容易である。

全体のフローダイアグラムのようなプログラムの主な流れには表れてはこないが、マイクロシミュレーションを実行する際に非常に重要なものが乱数発生ルーチンである。実際にプログラムを動かすときにもっとも多く計算時間を消費し、これが結果としてモデルがシミュレート可能な時間的・空間的領域の広さを規定する。また、使用方法を誤れば、偏った結果しか得られない。そこで、若干技術的ではあるが、本シミュレーションプログラムで用いた乱数発生ルーチンを紹介してプログラムの説明の最後とする。

コンピューターによるシミュレーションで用いられる乱数とは正確には疑似乱数である。これは合同法と呼ばれる方法により計算され発生させるもので、以下に本プログラムで用いた方法を乱数発生の原理、実際の計算方法の順に述べる。

まず、種となる自然数  $s_1$ 、素数  $p_1, p_2$  を決め、

$$s_1 \times p_1 + p_2$$

を求める。これを周期とする自然数  $b$  で割り、余り  $s_2$  を求める。

$$r = s_2 / b$$

により、乱数  $r$  ( $0 \leq r < 1$ ) が求まる。次に  $s_2$  を  $s_1$  に代入して、はじめから同様に計算すれば、次の乱数が求まる。以下同様にこれを繰り返せばよい。

この乱数の性質は、周期  $b$  を持つこと、すなわち、 $b + 1$  個目には一番最初の乱数と同じ値が得られることと、発生する乱数は、 $1/b$  の整数倍であるということである。

実際にこれを計算する方法であるが、周期  $b$  をうまく設定すると計算時間を大幅に短縮することが可能である。多くの言語コンパイラにおいては符号無し整数は16ビットのデータ幅を持つ。これをかけあわせた場合、16ビットより上位のビットは、型変換するよう指示しない場合は、単にオーバーフローして捨てられてしまい、結果に現れてこない。いいかえれば、16ビット符号無し整数の乗算を行うと、結果は本来の値を2の16乗（=65536）で割ったときの余りになるということである。逆にいえば、周期を65536にしてしまえば、剰余を求める手間が省けてしまうということになる。本シミュレーションのコンピューターシステムの場合、剰余を求める計算を行ったときの計算時間を100%とすると、省略したときは約30%にまで短縮された。この点は大変重要である。また、本プログラムでは、乱数の値域を  $0 < r < 1$  とするために  $(1/65536)/2$  を加えた。乱数発生ルーチンのプログラム例を Appendix に示す。

### III シミュレート例

ここでは、以下のような考えに基づいて、本シミュレーションモデルの性質を知るための試行実験を行ったので、その結果を実行例として紹介する。

本モデルでは、人口の拡散は人口支持力に余る人口の増加の結果、隣接地域へ人が移住し、これが繰り返されることによって起きる現象であるととらえている。したがって、モデルにおける人口増加の水準を決定する要因である人口増加時の  $NR$  が大きくなれば拡散速度を増大するであろう。

一方で、移住の頻度に影響を与える人口支持力も、拡散速度に影響を与えられよう。なぜなら、人口数が小さければ偶然変動によって人口数が変動する割合が大きくなると考えられるが、そう

なれば人口支持力に近い数に達する頻度も大きくなり、その結果として移住が行われる頻度も高まるからである。また、本モデルでは、セルの面積はすべて同一としているが、実際的人类集団では人口数はまちまちであるから、その違いによる拡散速度の差もとらえておく必要がある。

本モデルで集団の人口数の大きさと移住の頻度を決定するのは人口支持力であるが、人口密度が等しい場合は、人口支持力が4倍になれば、面積も4倍、距離は2倍となる。したがって、仮に人口密度(人/km<sup>2</sup>)が等しいとした条件下では移住の速度は変わらないとするなら、本モデルの人口支持力(人/セル)を4倍にすれば、セル間の距離(km)は2倍であるとみなすことができ、したがって拡散速度(km/年)は2倍に、これを年あたりの移動セル数に換算すれば、1/2倍(セル/年)になるはずである。

そこで、実際にモデルの人口支持力と人口増加時のNRRを変えた場合、拡散の速度とそのときの人口数の安定性はどうかを調べた。

モデルにおける拡散の速度を評価する方法としては、初期人口を配置したセルから3つ離れた特定の目的セルに達するまでの時間をみることにし、途中で人口が消滅した場合を除いて目的セルに到達したケースが30回になるまで試行を繰り返した。また、人口数の安定性を評価する方法としては、上述の30回の試行がなされる間に何回途中で総人口が消滅するかと消滅するまでの年数をみることにした。

そのため、人口支持力は、50, 100, 200の3通り、人口増加時(セルの人口数が人口支持力の80%未満)のNRRを1.05とその1/5乗(=1.0098), 1.05の5乗(=1.2763)の3通りとし、これを組み合わせて全部で9通りを設定した。

その他の条件は、以下の通りである。

- スタートのセルを左上のセルから横方向に順に数えて27番目のセルとした。
- ゴールとするセルは、スタートのセルから3セル右の30番目のセルとした。
- 死亡確率は、Brewis (1989)<sup>6)</sup>に掲載されているPrehistoric New ZealandのMaoriの簡易生命表のうち、乳児死亡率が157/1000としたもの(平均寿命23.49歳)を補間することにより各歳別の生命表にして用いた。
- 出産確率は、Weiss (1973)<sup>7)</sup>の先史人類のモデル生命表で用いられた出生率曲線をもとに各歳別の重みを作成し、これにNRRの水準を実現するような係数を乗じて年齢各歳別の出産確率とした。
- 人口支持力とNRRの関係は、セルの人口数が人口支持力の80%未満の時は上述の通りとし、80~100%までは1.00、それより上は0.90とした。
- 移住を行う条件は、セルの人口数が人口支持力の90%を超えたとき、隣接セルのうち、人口支持力が60%未満のものを探し、複数個あればそのうちの一つをランダムに選び、0.5の確率でセルとしての移住を決定する。セルとして移住することが決定したら、各人は0.2の確率で空きのあるセルへ移住する、とした。
- 初期人口数については、初期人口はどこか他の地域から移住してきた出発セルに到達しなものと考えることにし、3水準の人口支持力に移住開始の条件である90%を乗じ、さらに各人の移住確率を0.2としているからこれに乗じた数、すなわち9, 18, 36人を初期人口数とした。
- 計算はPC-H98 model 70(数値演算プロセッサ有り)で行った。

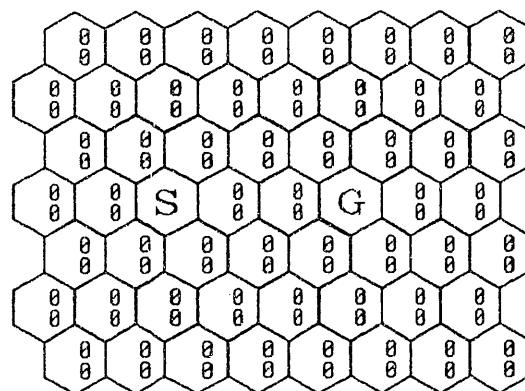
---

6) Weiss, K. M. (1973), Demographic Models for Anthropology, Memorie 27 of the Society for American Archaeology, Washington.

7) Brewis, A. A. (1989), Reconstructions of Prehistoric Maori Fertility, Man and Culture in Oceania, 5 (21-36).

図2にセルの配置を示す。セルの中の数値は、上段が女子人口数、下段が男子人口数である。セルの配置は、いずれの組み合わせでも同一とした。これは、人口支持力を変えることは人口密度（人/km<sup>2</sup>）を変えるという考えに基づくことを意味する。

図2 拡散速度を調べるためのセルの配置。「S」と記したセルに初期人口を配置し、「G」のセルに達するまでの年数を調べる。



#### IV 結 果

まず、結果として得られた年数の統計的評価の際に用いる単位として、年数そのものとその対数値をとったものが考えられる。このため、それぞれの組み合わせについての結果について歪度および尖度を調べたところ、3セル離れた地点に到達するまでの年数では歪度および尖度は、年数では0.252～1.902および-1.071～3.138の範囲の値であり、年数対数値では-0.833～0.943および-0.73～1.295であったが、消滅するまでの年数の歪度および尖度は、標本数が少ない場合を除くと、年数では2.101～4.476および4.718～25.936であり、年数の対数値では0.284～1.424および-0.807～1.393であった。このように消滅するまでの年数の場合の歪度と尖度が大きく偏っており、3セル離れた地点に到達するまでの年数とその対数値では大した違いがみられないので、以後の統計処理等では年数の対数値を用いることとした。

次に、拡散速度について述べる。表1に3セル離れた特定セルに到達するまでの年数の対数値について相乗平均と変動係数を示す。明らかにNRRが大きくなるにつれて平均年数は減少し、また、人口支持力が大きくなるにつれて平均年数は増加した。実際、2元配置分散分析の結果は、人口支持力、NRR、およびこれらの交互作用ともに有意（ $p < 0.0001$ ）であった。交互作用の有意性が示すように、NRRが1.2763のときの人口支持力の増加にともなう平均年数の増加は、641.2、711.2、788.9と小さいものであったが、NRRが1.0098の時は、3349.7、5236、7870.5と2倍以上の増加を示した。変動係数は、NRRが大きくなるにつれて小さくなった。

セルの人口数の安定性の指標として調べた、特定セルに到達する前に全人口が消滅した回数と消滅までの年数の相乗平均を表2に示す。明らかにNRRが大きくなるにつれて消滅回数は大きく減少し、

表1 3セル離れた特定セルに到達するまでの平均年数（相乗平均；上段）と変動係数（%；下段）。（n=30）

		人口増加時のNRR		
		1.0098	1.05	1.2763
セルの人口支持力	50	3349.7	1963.4	641.2
		5.615	4.924	3.715
	100	5236.0	2344.2	711.2
		6.177	3.643	3.182
	200	7870.5	2766.9	788.9
		5.205	3.334	2.761

表2 全人口が特定セルに到達する前に消滅した回数（上段）と消滅までの平均年数（相乗平均；下段）

		人口増加時のNRR		
		1.0098	1.05	1.2763
セルの人口支持力	50	371	88	6
		206.1	161.4	58.7
	100	165	42	4
		433.5	282.5	90.8
	200	67	16	1
		743.0	415.0	196





また、人口支持力が大きくなるにつれて消滅回数は減少した。また、NRRが大きくなるにつれて消滅までの年数は減少し、人口支持力が大きくなるにつれて消滅までの年数は増加した。

## V 考 察

最初に、実験結果について考察する。拡散速度は予想通りNRRが増大するにつれて大きくなり、また、人口支持力が小さいほど大きくなった。人口支持力が4倍になったら拡散速度は1/2倍になったかどうかであるが、50人と200人では、NRRが1.0098のときは前者が3セルあたり約3350年、後者が約7870年とおよそ1/2の速度を示したのに対して、NRRが1.2763のときは前者が約640年、後者が約790年となった。いいかえれば、集団の占有する面積が4倍、すなわちセル間の距離(km)が2倍になったと考えると拡散速度(km/年)は $(3 \times 2 / 790) / (3 / 640) = 1.62$ 倍になったことになる。交互作用効果が有意に認められた理由はここにある。この原因は次のことが考えられる。今回の実験デザインでは、モデルにおける人口支持力が変化するという事は人口密度が変化するという考えに基づき、セルの総数および配置をどの組み合わせでも同一としたが、人口密度は同一でセルの面積が変わるという考えに基づけば人口支持力が50のときは200のときより4倍のセル数が必要となる。実際にはそうしなかったため、人口増加時のNRRが1.2763のときには多くのセルが人口増加したままに移住可能な隣接セルがないまま飽和状態に達し、結果としてNRRの水準が現状維持あるいは人口減少となったことがあげられる。図3にその1例を示す。移住開始の条件である人口支持力の90%に達しても隣接するセルに40%以上の「空き」がないため、NRRの水準が現状維持である1.00あるいは人口減少である0.90にとどまっているセルが多くなっている。一方で人口増加時のNRRが1.0098の場合は、表2の途中で全セルが消滅した回数数が371回も観察されたように、偶然変動により途中で消滅あるいは「空き」がある水準まで人口数が減少することがままあり(図4)、これが結果として全体のNRRの水準を人口増加の状態にとどめる作用を顕したものと考えられる。したがって、この点に関する問題点をより明らかにするためには、セル数を増やすとか、初期人口を配置するセルを長方形の島の一边に一列に並べる等の他の実験デザインが必要であろう。

次に、ここで得られた拡散速度自体について考察する。ここに距離というものを導入する必要性が生じるが、これは、対象とする人口集団が決定すれば、以下の要領で決められる。まず、人口集団が

図3 NRR=1.2763,  
人口支持力=50のときの実行例。  
移入者を受け入れる「空き」のないセルを  で示し、また、移出可能となったセルを  で示した。

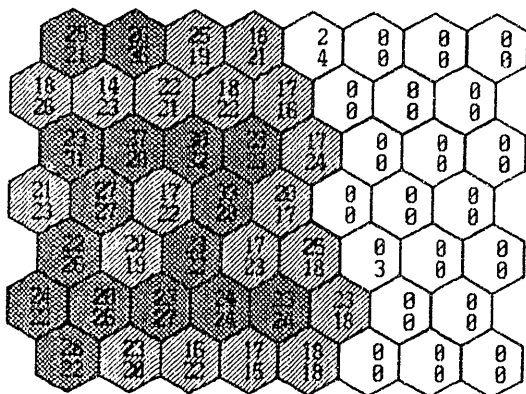


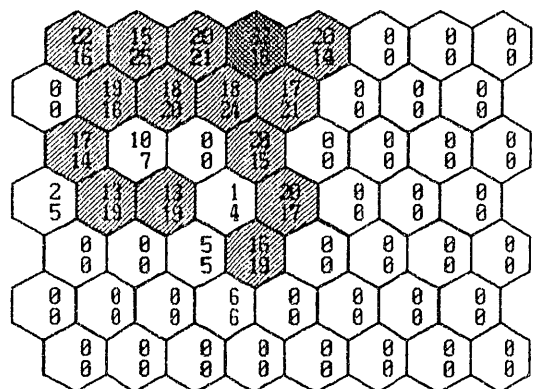


図4 NRR=1.0098,  
人口支持力=50のときの実行例。  
移入者を受け入れる「空き」のないセルを  で示し、また、移出可能となったセルを  で示した。



彼らを取りまく生態系の中で最大限増加して極相に達した場合の人口密度（人／km<sup>2</sup>）は、人口支持力（人／km<sup>2</sup>）と同等であると考えられる。一方で彼らの1つの集団のサイズがわかれば、その人数を養うための面積が決定され、これをセルの面積とすれば良い。これより、セルの中心から隣のセルの中心までの長さが決定される。また、前段で考察したようにセルの長さや拡散速度に線形性があれば、集団のサイズは任意の値でかまわないことになる。

さて、実際の数値をこれに代入してみよう。NRRが1.2763のとき3セル分拡散するのに640～790年という値となったが、簡単のため真ん中の約700年を採用してみる。人口密度を0.4（人／km<sup>2</sup>）とすれば、人口支持力100人のセルの面積は1000km<sup>2</sup>となり、これよりセルの中心から隣のセルの中心までの距離は約34kmと算出される。3セルだと約100kmとなる。つまり、この条件下では100km拡散するには700年かかるという値を得る。

モンゴロイドのアメリカ大陸への拡散については、ベーリング陸橋を渡って来たアメリカ大陸の北端に移住してからわずか1000年で南アメリカ大陸最南端まで到達したという説がある<sup>8)</sup>。これは、大型の獣を追って狩りを続けた結果として人口拡散が起きると仮定して計算されているため、本モデルとは移住の仕組みが異なる。したがって単純には比較はできないが、今回の試行実験の結果から推計すると、本モデルによれば、1000年間でわずか143km程度しか拡散しないことになるから、結果が大きく異なる。NRRをさらに大きくしてみた場合についても試行実験を行ってみる必要がある。

次に、本モデルの持つ特徴であるNRRと人口支持力について考察する。

まず、モデルにおけるパラメータのうち最も重要でかつ未確定であるNRRについてであるが、これを決定する方法としては、他の分野の研究で得られた値を直接用いることが可能ならば、それが1つの方法であろう<sup>9)</sup>。しかし、これが困難な場合が十分想定される。なぜなら、まったく人類がいなかった地域にはじめて移住していった先史人類の場合は、現在の人類が経験しないような非常に高いNRRであった可能性もあるからである。もう1つの方法は、時代ごとの遺跡の分布から、人口拡散の前線の広がる速度を推定し、これを実現するようなNRRを試行を繰り返すことによって求める方法である。これは、実際に可能であろうと思われるが、ここで問題となるのが、得られるNRRは人類生態学的な根拠に基づいて算出されるものではないため、既知の値と比べてあまりに異常な値が出る可能性を残している点である。このような場合には、モデルにおける移住の仕組み自体を再考すべきであるのか、あるいは遺跡の年代測定に問題があるのか、を研究する必要がある。

また今回実験条件では、NRRと人口支持力の関係を例えば人口数が80%未満であればNRRの水準を人口増加というように決定したが、80%で区切ることやそれを超えると離散的にNRRが増加するという設定に関しては根拠はない。離散的にした理由は、モデルを単純化するためである。したがってこの点についてもさまざまな試行実験を行って、80%以外にしたらどうなるか、水準の変化を連続的にしたらどうなるかについて調べてみる必要はあるかもしれない。しかし、この点を複雑化しても、拡散速度は結局は人口増加時のNRRの水準と人口支持力によって決定されるであろうから、本モデルのように単純な仕組みの場合と大きな違いはないものと考えられる。

次に、プログラム作成手法の一部である乱数作成ルーチンについて触れておく。

乱数を発生させるルーチンは、プログラムの開発言語環境で提供されるものを使うことを否定はしきれないが、次のような問題点を持つことになる。まず第一に、多くの場合、言語コンパイラが提供する乱数発生ルーチンはタイマーを用いている。このため、プログラムの実行をするたびに異なる

8) Martin, P. S., "The discovery of America.", *Science*, Vol.179, 1973, pp.969-974.

9) 例えば, Ohtsuka, R., "Low Rate of Population increase of the Gidra Papuans in the Past: a genealogical-demographic analysis.", *American Journal of Physical Anthropology*, Vol.71, 1986, pp.13-23.

乱数を発生する。これでは、プログラムを開発する際にプログラムが正しいのかバグがあるのか非常にわかりにくい。次に、タイマーを使わない乱数発生ルーチンが提供されていて、種数をユーザーが与えられるようなものがあったとしよう。この場合も、ルーチンのソースがわからなければ、乱数の数学的性質がわからず、結果が信用できない。周期はいくつなのか、値域は0あるいは1を含むのかどうか、統計的性質はどのようなものか、等である。ソースが示されていれば、これらの心配については一応の解決をみるであろうが、他のコンピューターシステムへの移植時には、再び問題となろう。このような理由で、乱数発生ルーチンをシミュレーションプログラム自体で備えていることが望ましい。

終わりに、シミュレーションの中で乱数を使う外合の注意点を一つ挙げておく。例えば、本研究では、乱数の種数以外の条件を一定のまま、種数のみを変更して何度もシミュレーションを繰り返すようになっているが、このような場合、乱数発生の系列を2つ用意する必要があるということである。なぜなら、もし1系列しかないとする、ある試行の最後に決定された種数が次の試行の最初の種数に用いられることになるが、これが、前回のものと同じではないという保証がないのである。まったく同じ数でなくとも、発生する順番がいくつか前のものである可能性もある。この場合、プログラムの他の部分にまったく誤りがなくとも、結果は著しく偏ったものとならざるを得ない。(今回の試行実験で実際に起こった。)いくら試行回数を増やしても限られたケースの試行しか計算されないからである。このエラーは、一見なんら問題なくプログラムが動作するため、検出がきわめて困難なものとなるだろう。

## VI まとめ

本研究は、先史人類の移住・拡散過程を調べるためのマイクロシミュレーションモデルを開発した。その最小の構成要素は個々の人間とし、それが集落を形成して六角形の地形に居住する。各人の毎年の生死・出産は乱数により確率的に決定し、このときの人口増加の水準は、人口支持力とNRRによって決定する。集落の人口数が人口支持力に対して一定の水準に達したら、隣接集落のうち受け入れる余裕のあるところへランダムに移住する。

このモデルの利点をまとめると、以下の点が挙げられる。

- 人口支持力は、現存の狩猟採集民のデータと古環境のデータからある程度推定可能であると考えられる(例えば、Hassan (1981))。これにより、遺跡から得られた人口学的データの上でシミュレーションを行うのではなく、それを参照しながら行えるようになる。その結果、必要となる遺跡からの人口学的データとしては対象とする地域、時代を網羅するものでなくともよくなる。
  - 死亡確率や出産確率とこれらの本来と値(未知)との違いが人口増加速度に反映されにくい。これは、セルの人口数と人口支持力との大小関係から、人口増加速度を規定するNRRを決定し、このNRRと死亡確率とから出産確率の水準を決定しているからである。
  - 人口数の偶然変動の影響を捉えることができる。
  - 移住・拡散の過程を表示し易く、視覚的把握が行い易い。
  - 個人ごとに運命を決定していく仕組みであることから、遺伝学的パラメータを導入可能である。
- このモデルについての今後の課題として、以下のようなことを考慮中である。
- 移動先を2つ(以上)先まで行けるようにする。
  - 処女地のNRRを大きくする。
  - 根拠となるデータが得られれば、人口支持力の空間的なばらつきを導入する。
  - このモデルで得られた結果をもとに、集団を最小単位とするシミュレーションを作成する。(大

地域でのシミュレーションを行うため.)

このように、まだまだ改良の余地があるモデルではあるが、基本構造自体は先史人類の移住・拡散を模するための用件を備えているものと考えられる。次のステップとしては、必要なデータの得られる人口集団に対して適用してみて、モデルの妥当性を検討することが必要であろう。

## VII 謝 辞

本研究遂行にあたり、終始ご指導を賜った昭和大学医学部助教授、正木基文先生ならびに東京大学医学部助教授、大塚柳太郎先生に深く感謝の意を表します。なお、本研究の一部は、文部省科学研究費補助金、「重点領域研究」「先史モンゴロイド集団の拡散と適応戦略」(#043;代表:赤沢 威)の援助を受けた。

### [Appendix]

C言語による乱数発生ルーチンの例。  $0 < \text{random}() < 1$  となるようにするため、  $(1/\text{base})/2$  を最後に加えている。また、高速化のため、変数はすべて静的変数とした。(高速化を望まなくても seed だけは静的変数でなくてはならない。)

(例1) 剰余を求める計算を省略しない場合。base を変えられる。

```
static unsigned int seed = 100, prime 1 = 331, prime 2 = 887;
static unsigned long int base = 65536;
static float fbase = 65536.0;
float random (void)
{
    seed = (seed * prime 1 + prime 2) % base;
    return (seed / fbase + 0.000007629395);
}
```

(例2) 剰余を求める計算を省略した場合。周期は 65536 に固定され、変更できない。

```
static unsigned int seed = 100, prime 1 = 331, prime 2 = 887;
static float fbase = 65536.0;
float random (void)
{
    seed = seed * prime 1 + prime 2;
    return (seed / fbase + 0.000007629395);
}
```

## Development of a Simulation Model for Migrations and Dispersals of Prehistoric Human Population

Tamotsu OHBA

A new simulation model has been constructed to estimate demographic processes of prehistoric human populations who migrated and dispersed, particularly to uninhibited habitants; this model simultaneously treats fertility, mortality and migration, taking the carrying capacity of the land into account.

The outlines of simulation model are as follows.

1. The minimum component is an individual person, and each individual's properties are sex and age.
2. Each individual's death is determined in each year by comparing between the age-specific probability of dying and a random number,  $r$  ( $0 < r < 1$ ).
3. Childbirths of each woman of reproductive age are determined in each year by the age-specific probability of childbirth and a random number,  $r$ .
4. Sex ratio at birth is fixed (at 1.05), and each newborn baby's sex is determined by a random number.
5. People live in settlements, and each individual should be an inhabitant of a specific settlement.
6. Each settlement is located in a cell on a hexagonal-likage "land;" the settlement will be referred to as a cell hereafter.
7. Each cell has its own (optimal) carrying capacity.
8. As a parameter of determining the speed of population increase in each cell, net reproduction rate (NRR) is applied. To attain a given NRR of each cell, the probability of childbirth is adjusted.

Preliminary trials have produced satisfactory results. The applicability of this model to historical reconstructions and the techniques to construct micro-simulation model are also discussed.

# 平均世帯主余命の算定方法の検討

山本 千鶴子

### 1. 目的

これまで人々が何年労働に従事するか、労働への参加や労働からの離脱の年齢パターンがどのようになっているか等を知るために、労働力生命表が作成されてきた。その作成にはDurandの方法とWolfbein-Woolの方法の2つが使われてきた。しかし、この2つの方法によって作成されたのは男子のみの労働力生命表であって、女子については作られてこなかった<sup>1)</sup>。また、その応用である世帯主生命表も同様であった。

けれども、最近では女子の労働参加は著しく、また女子を世帯主とする世帯も増加しており、女子の労働力生命表や世帯主生命表を作成する意義は大きい<sup>2)</sup>。そこで労働力生命表の作成方法を比較検討することによって、男女別の世帯主生命表の作成方法と、その結果算定される平均世帯主余命について検討した。

### 2. これまでの平均労働力余命の算定方法

それでは平均労働力余命を、今までどの研究者が、どんな目的で使ってきたのであろうか。一番最初の労働力生命表は1948年にDurandが作っている<sup>3)</sup>。Durandの平均労働力余命は「x歳の生存者が将来何年労働力としてすごすか」を表しており、x歳以上の静止労働力人口( $L_{xx}^M$ )の合計値( $T_{xx}^M$ )をx歳の生存数( $l_x^M$ )で割ったものである。なお、上田耕三は、次にふれるWolfbein-Woolの方法による平均労働力余命の算定において、「年齢の進行とともに労働力率が上昇傾向にあり、頂点に達するまでの間は最高の水準を維持するものとした。これは新たに参加する労働力を考慮に入れていないわけであるから、参加者のない労働力、あるいは無参加労働力と呼ぶことができる。」<sup>4)</sup>と述べている。これに対して、Durandの方法の場合、上記とは逆に、若い年齢での労働力は参加があるので、本稿では「参加型の平均労働力余命」と呼ぶことにした。

それを式で表せば次のとおりである。

1) 女子の労働力参加は複雑なメカニズムがあるため、Wolfbein-Woolの方法は男子のみに適用される方法で女子には適用されないと、館稔・河野稠果は以下の文献で述べている。館稔・河野稠果、「わが国における労働力生命表——方法論からみた比較、検討」、『第3回寿命学研究会年報1958』、1959年参照。

2) Wolfbein-Woolの方法による労働力生命表は男子のみ作成されていたが、最近では女子についても作成されており、以下の文献がある。金子武治、「男女別労働力生命表(試算)——昭和49年度実地調査「ライフ・サイクルに関する人口学的調査」の結果より——」、『人口問題研究』、第133号、1975年1月。石川晃、「男女別労働力生命表：昭和55年」、『人口問題研究』、第168号、1983年10月および「男女別労働力生命表：昭和60年」、『人口問題研究』、第184号、1987年10月。

3) John D. Durand, *The Labor Force in the United States, 1890-1960*, Social Science Research Council, New York 1948.

4) 上田耕三、「労働力としての平均余命」、厚生統計協会、『厚生指標』、第5巻第8号、1958年参照。

$$e_{wx}^M = \sum_n L_{wx}^M / l_x^M = T_{wx}^M / l_x^M$$

Wolfbein と Wool は、1950年に労働力生命表を作った<sup>5)</sup>。彼らの平均労働力余命は「現在労働力となっている人があと何年労働力として過ごすか」を表している。そのため一番高い労働力率 ( ${}_n w_x^M$ ) を示す年齢階級より若い年齢階級では、労働力率がまだ低いのでそのままの値を使うと、これから労働力に加入してくる人達を除外してしまうことになるので、一番高い労働力率を使って年齢ごとの静止労働力人口 ( ${}_n L_{wx}^M = {}_n L_x^M \times {}_n w_x^M$ ) と x 歳以上の静止労働力人口 ( $T_{wx}^M$ )<sup>6)</sup> を作り、労働力人口の平均労働力余命を算出している。いずれにせよ、生命表と年齢別労働力率をもとに、平均労働力余命の測定や労働力から引退後、死亡するまでの期間が測定できるとともに年齢別世帯主率を用いると世帯主への加入率や離脱率を知ることができる。Wolfbein-Wool の方法は現在でも使われている<sup>7)</sup>。これを式で表せば次のとおりである。

$$e_{w_x}^M = \sum_n L_{w_x}^M / l_{w_x}^M = T_{w_x}^M / l_{w_x}^M$$

労働力生命表の作成方法は、以上みてきたように2つの方法が使われてきた<sup>8)</sup>。わが国では男子

5) Seymon L. Wolfbein—Harold Wool, *Tables of Working Life, Length of Working Life of Men*, Bureau of Labor Statistics, U. S. Depart. of Labor, Bulletin No.1001, Washington, August 1950 参照。

6) これを上田耕三(注4参照)は、「無参加定常労働力人口総数」とよび、 $W_x$  に ' をつけて表している。

7) Wolfbein-Wool の方法は次の文献で使われている。Stuart Garfinkle, "Changes in Working Life of Men, 1900 to 2000", *Monthly Labor Review*, Vol.78, No.3, Bureau of Labor Statistics, U. S. Depart. of Labor, March 1955.

Koya Azumi, "The Length of Working Life for Japanese Male, 1930 and 1955", *Monthly Labor Review*, Vol.81, No.12, Bureau of Labor Statistics, U. S. Depart. of Labor, December 1958.

上田耕三, 「労働力としての平均余命」, 厚生統計協会, 『厚生指標』, 第5巻第8号, 1958年。

館絵・河野稠果, 「わが国における労働力生命表——方法論からみた比較, 検討」, 『第3回寿命学研究会年報1958』, 1959年。

河野稠果, 『日本人男子の簡速労働力生命表 昭和30年 昭和25年 昭和5年』, 人口問題研究所, 研究資料第136号, 1960年。

Kono Shigemi, "Abridged Working Life Table Japanese Males, 1930, 1950 and 1955", *Archives of the Population Association of Japan*, No.4, Tokyo, 1963.

河野稠果, 『日本人男子の簡速労働力生命表 昭和35年』, 厚生省人口問題研究所, 研究資料第165号, 1965年9月。

金子武治, 「日本人男子の簡速労働力生命表 昭和40年」, 『人口問題研究』, 第112号, 1969年10月。

金子武治, 「日本人男子の簡速労働力生命表 昭和45年」, 『人口問題研究』, 第127号, 1973年7月。

石川晃, 「日本人男子の簡速労働力生命表: 昭和50年」, 『人口問題研究』, 第149号, 1979年1月。

石川晃, 「有配偶率を用いた結婚の生命表——Wolfbein-Wool, 生命表の応用」, 『人口問題研究』, 第159号, 1981年7月および注2)の金子武治(1975), 石川晃(1983, 1988)参照。

8) 労働力生命表の作成方法には、これら2つの方法以外に各種生命表の理論を応用した方法が使われ、労働力人口の将来推計に用いられている。ちなみに、Krishnan Namboodiri & C. M. Suchindran, *Life Table Techniques and Their Applications*, Academic Press, Inc., 1987によれば以下の参考文献があげられている。

Hoem, J. M. (1977), "A Markov chain model of working life tables", *Scand. Actuar. J.*, 1-20.

Willekens, F. J. (1980), "Multistate analysis: Tables of working life" *Environ. Planning A* 12: 563-588.

U. S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics (1982), *The increment-decrement model*, Bulletin No.2135 (by S. Smith). U. S. Govt. Printing Office, Washington, D. C.

Smith, S., and Horvath, F. (1984), *New Developments in multistate tables of working life*, Annual Meeting of the Population Association of America, Minneapolis.

の労働力率の年齢パターンは単峰型であるのに対して、女子の年齢パターンは双峰型あるいはM字型である<sup>9)</sup>。そのため、Wolfbein-Woolの方法の基本である、労働力率が上昇していく年齢における仮定はなかなか困難である。したがって、男女別に計算するにはDurandの方法が適当であることがわかった。この事は世帯主生命表についても同じである。次に世帯主生命表について見てみよう。

### 3. Durandの方法およびWolfbein-Woolの方法による世帯主生命表

世帯主生命表は、労働力生命表のDurandの方法およびWolfbein-Woolの方法を応用して作成した<sup>10)</sup>。なお、要約指標である平均世帯主余命は作成方法によって次のように異なった意味を持っている。

第1のDurandの方法による平均世帯主余命は「x歳の生存者が将来何年世帯主となって過ごすか」をあらわし、第2のWolfbein-Woolの方法による平均世帯主余命は、「現在世帯主となっている男子があと何年世帯主として過ごすか」を表している。

Durandの方法による1985年の男女別の世帯主生命表は表1、表2<sup>11)</sup>で、その(7)欄が男女年齢別の平均世帯主余命を表わしている。0歳では男子40.74年、女子8.17年となっているが、最も長いのは、

表1 Durandの方法による男子の世帯主生命表  
(全人口対象の参加型) - 1985年 -

(1)	(2)	(3)	(4)=(2)×(3)	(5)	(6)	(7)=(5)/(6)	(8)	(9)=(5)/(8)
年 齢	普通世帯の 世帯主率 $nh_x^M$	第39回簡速 静止人口表 の静止人口 $nL_x^M$	静止世帯主 人 口 $nL_{hx}^M$	X歳以上の 静止世帯主 人 口 $T_{hx}^M$	第39回簡速 静止人口表 の 生 存 数 $l_x^M$	参加型の平 均世帯主余 命 $T_{hx}^M / l_x^M$	一般の生命 表のX歳以 上の静止人 口 $T_x^M$	静止人口を 用いた平均 世帯主率 $T_{hx}^M / T_x^M$
0-9	-	992,313	-	4,073,503	100,000	40.74	7,488,282	0.54398
10-14	0.00003	495,152	14	4,073,503	99,076	41.11	6,991,629	0.58263
15-19	0.04469	494,146	22,083	4,073,489	98,977	41.16	6,495,969	0.62708
20-24	0.26338	492,127	129,618	4,051,406	98,634	41.08	6,000,817	0.67514
25-29	0.45335	490,159	222,214	3,921,788	98,227	39.93	5,506,671	0.71219
30-34	0.65706	488,143	320,740	3,699,574	97,836	37.81	5,014,543	0.73777
35-39	0.77898	485,423	378,136	3,378,835	97,391	34.69	4,524,384	0.74681
40-44	0.87210	481,133	419,597	3,000,699	96,726	31.02	4,036,241	0.74344
45-49	0.90871	474,231	430,939	2,581,102	95,650	26.98	3,550,818	0.72690
50-54	0.93506	462,808	432,755	2,150,163	93,900	22.90	3,069,685	0.70045
55-59	0.94767	445,311	422,007	1,717,408	91,006	18.87	2,595,454	0.66170
60-64	0.92032	421,205	387,641	1,295,401	86,917	14.90	2,132,646	0.60741
65-69	0.86849	386,707	335,851	907,760	81,246	11.17	1,687,335	0.53798
70-74	0.78887	335,479	264,650	571,909	72,850	7.85	1,266,130	0.45170
75-79	0.66979	261,002	174,818	307,259	60,525	5.08	879,424	0.34939
80-84	0.52507	168,283	88,360	132,441	43,187	3.07	543,945	0.24348
85歳以上	0.38445	114,661	44,082	44,082	24,339	1.81	282,944	0.15580

9) 金子武治(1975)は実地調査の結果を用いて、非就業者の中で労働意欲のある女子を就業者に加え、また石川晃(1983, 1988)はM字型の頂点をつないで単峰型の年齢別労働力率を仮定し、女子の労働力生命表を作成している。

10) 山本千鶴子、「世帯主生命表——わが国の世帯統計(3)——」、『人口問題研究』, 第163号, 1982年7月および河野稠果、「家族人口学の展望」、『人口問題研究』, 第170号, 1984年4月参照。

11) Durandの方法による男女別の世帯主生命表も加入・離脱数について算出できるが、ここでは平均世帯主余命についての計算方法の検討のため、それには触れないことにする。



表2 Durandの方法による女子の世帯主生命表  
(全人口対象の参加型) —1985年—

(1)	(2)	(3)	(4)=(2)×(3)	(5)	(6)	(7)=(5)/(6)	(8)	(9)=(5)/(8)
年 齢	普通世帯の 世帯主率 $nh_x^F$	第39回簡速 静止人口表 の静止人口 $nL_x^F$	静止世帯主 人 口 $nL_h^F$	X歳以上の 静止世帯主 人 口 $T_h^F$	第39回簡速 静止人口表 の 生 存 数 $l_x^F$	参加型の平 均世帯主余 命 $T_h^F / l_x^F$	一般の生命 表の X歳以 上の静止人 口 $T_x^F$	静止人口を 用いた平均 世 帯 主 率 $T_h^F / T_x^F$
0-9	-	993,674	-	817,074	100,000	8.17	8,059,922	0.10137
10-14	0.00002	496,186	10	817,074	99,267	8.23	7,066,246	0.11563
15-19	0.02377	495,754	11,785	817,064	99,203	8.24	6,570,060	0.12436
20-24	0.11354	495,056	56,208	805,279	99,087	8.13	6,074,306	0.13257
25-29	0.07379	494,183	36,465	749,072	98,931	7.57	5,579,250	0.13426
30-34	0.06330	493,042	31,208	712,607	98,732	7.22	5,085,067	0.14014
35-39	0.07752	491,460	38,096	681,399	98,472	6.92	4,592,025	0.14839
40-44	0.10129	489,034	49,533	643,303	98,084	6.56	4,100,564	0.15688
45-49	0.12147	485,356	58,954	593,770	97,487	6.09	3,611,530	0.16441
50-54	0.13942	479,757	66,890	534,815	96,592	5.54	3,126,174	0.17108
55-59	0.15806	471,490	74,524	467,926	95,222	4.91	2,646,417	0.17681
60-64	0.18571	459,270	85,292	393,401	93,256	4.22	2,174,927	0.18088
65-69	0.21231	439,699	93,350	308,110	90,209	3.42	1,715,657	0.17959
70-74	0.21127	407,929	86,182	214,759	85,276	2.52	1,275,958	0.16831
75-79	0.18931	354,122	67,039	128,577	77,181	1.67	868,029	0.14813
80-84	0.14290	268,764	38,405	61,539	63,361	0.97	513,907	0.11975
85歳以上	0.09437	245,143	23,133	23,133	43,320	0.53	245,143	0.09437

15歳時で男子41.16年、女子8.24年となっている。

なお、(9)欄は平均余命の中で世帯主となっている割合を示したものである<sup>12)</sup>。この静止人口を用いた平均世帯主率は0歳では男子54.4%、女子は10.1%となり、これを使って男女あわせた静止人口標準化世帯主率(SHR)を算出すると32.1%、その逆数である標準化世帯規模は3.1人となっている(表3参照)。

表3 出生時における世帯に関する指標—1985年—

性 別	平均世帯主余命		静止人口を用いた 平均世帯主率	標準化 世帯規模
	Wolfbein- Woolの方法	Durandの 方 法		
男女計	-	24.9年	32.1%	3.1人
男	71.7年	40.7	54.4	1.8
女	-	8.2	10.1	9.9

なお、Wolfbein-Woolの方法による世帯主生命表は、上述のように一般に男子についてのみ計算可能である。1985年の0歳の平均世帯主余命は71.68年で、年齢が高くなるにつれてそれは短くなっている(表4参照)。

12) 伊藤達也、『世帯構成とその地域性』(昭和60年国勢調査モノグラフシリーズ No.9), pp.113-117 参照。

表4 Wolfbein-Woolの方法による世帯主生命表  
(労働力人口を対象の無参加型) — 1985年男子—

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)=(3)×(4)	(6)	(7)	(8)	(9)=(8)/(7)
年 齢	普通世帯の 世帯主率 $nh_x^M$	無参加型の 世帯主率 $nh_x^{*M}$	第39回簡速 静止人口表 の静止人口 $nL_x^M$	無参加静止 世帯主人口 $nL_{h^*}^{*M}$	第39回簡速 静止人口表 の生存数 $l_x^M$	世 帯 主 生 存 数 $l_{h^*}^M$	X歳以上の 無参加静止 世帯主人口 $T_{h^*}^{*M}$	世 帯 主 平 均 余 命 $e_{h^*}^{*M}$
0-9	-	0.94767	992,313	940,384	100,000	94,767	6,792,774	71.68
10-14	0.00003	0.94767	495,152	469,240	99,076	93,891	5,852,391	62.33
15-19	0.04469	0.94767	494,146	468,287	98,977	93,797	5,383,151	57.39
20-24	0.26338	0.94767	492,127	466,373	98,634	93,472	4,914,864	52.58
25-29	0.45335	0.94767	490,159	464,508	98,227	93,087	4,448,491	47.79
30-34	0.65706	0.94767	488,143	462,598	97,836	92,716	3,983,983	42.97
35-39	0.77898	0.94767	485,423	460,020	97,391	92,294	3,521,385	38.15
40-44	0.87210	0.94767	481,133	455,955	96,726	91,664	3,061,365	33.40
45-49	0.90871	0.94767	474,231	449,414	95,650	90,644	2,605,410	28.74
50-54	0.93506	0.94767	462,808	438,589	93,900	88,986	2,155,997	24.23
55-59	0.94767	0.94767	445,311	422,007	91,006	86,244	1,717,408	19.91
60-64	0.92032	0.92032	421,205	387,641	86,917	81,180	1,295,401	15.96
65-69	0.86849	0.86849	386,707	335,851	81,246	72,667	907,760	12.49
70-74	0.78887	0.78887	335,479	264,650	72,850	60,369	571,909	9.47
75-79	0.66979	0.66979	261,002	174,818	60,525	44,143	307,259	6.96
80-84	0.52507	0.52507	168,283	88,360	43,187	25,801	132,441	5.13
85歳以上	0.38445	0.38445	114,661	44,082	24,339	11,068	44,082	3.98

#### 4. 平均余命と2つの平均世帯主余命の関係

以上のように、2つの平均世帯主余命についてみてきたが、一般の生命表の平均余命と2つの平均世帯主余命との関係はどのようになっているのであろうか。

一般の生命表の0歳時の平均余命は平均生存年数を、Wolfbein-Woolの方法による0歳時の平均世帯主余命は世帯主を引退する平均年数を、そしてDurandの方法による0歳時の平均世帯主余命は世帯主となっている平均年数を表している。したがって、Wolfbein-Woolの方法による0歳時の平均世帯主余命とDurandの方法による0歳時の平均世帯主余命の差は世帯主となる年齢の平均と考えることができる。さらに、一般の生命表の平均余命とWolfbein-Woolの方法による平均世帯主余命との差は世帯主を引退してから死ぬまでのいわゆる「世帯主の親」あるいは「世帯主の祖父母」の期間を表している。このように、一般の生命表とWolfbein-Woolの方法とDurandの方法による2つの世帯主生命表から、世帯主となる平均年齢、世帯主となっている平均年数、世帯主を引退する平均年齢および世帯主を引退した後の平均生存年数を計測することができる。

以上のことをまとめると次のとおりである。

世帯主生命表は、労働力生命表のDurandの方法およびWolfbein-Woolの方法を応用して作られている。Wolfbein-Woolの方法による平均世帯主余命は男子のみ計算可能であるが、今回算出したDurandの方法による平均世帯主余命は男子だけでなく、女子のものも算出できるという特徴がある。この事は、最近の女子を世帯主とする世帯の増加からみても重要なことである。そして女子の平均世帯主余命が算出できたことにより、男女こみの静止人口標準化世帯主率が得られ、それを使うことにより平均世帯主余命の年次別、地域別の比較が可能となってくるのである。

## 日本の出生動向：1988～1989年

廣嶋 清志・坂東里江子

### 1. はじめに

日本の出生動向について、前回（1970～87年）<sup>1)</sup>にひきつづき計算結果を報告する。出生率の計算方法は以下のように前回と基本的に同じである。

- (1) 男子の出生率は非嫡出児については嫡出児の父の年齢分布によって比例配分する。
- (2) 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、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。
- (3) 出生数は外国籍の出生児を含む総出生児数とし、出生率の算定ではこれを分子とし、外国人人口を含む総人口を分母とする<sup>2)</sup>。外国籍の出生児の母および父の年齢別件数は、前回は集計されていなかったため、日本国籍の出生児の母および父の年齢分布により比例配分したが、今回は厚生省大臣官房統計情報部の協力を得て直接に集計した。
- (4) 率の分母となる年齢別人口は総務庁統計局の推計人口を用いたが、10月1日人口ではなく年平均人口とする。
- (5) 女子の14歳以下の出生数は15歳に加えられ、50歳以上の出生数は49歳に加えられる。男子の16歳以下も同様。
- (6) 父または母の年齢不詳の出生数は既知の年齢分布で配分する。

今回、合計出生率（total fertility rate, TFR）の動向を婚姻の動向と婚姻出生率の動向に分解するため、出生力の新たな指標として、「既婚合計出生率」（ever-married total fertility rate, ETFR）を定義した。これは、合計出生率を合計初婚率（total first marriage rate, TFMR）<sup>3)</sup>で割ったもので、年齢別初婚率と年齢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。したがって、 $TFR = TFMR \cdot ETFR$ 。

なお、離婚を考慮して既婚合計出生率の分母から合計離婚率を引くことも考えられるが、そうすると離婚に終わる初婚はすべて出生ゼロという仮定になってしまうので、ここでは採用しない。

従来、年次別の合計出生率を結婚の要因と結婚出生力の要因に分解する場合、年齢別有配偶出生率を用いて要因分析が行われた<sup>4)</sup>。しかし、年齢別有配偶出生率は結婚出生力全体の水準と相異なる動

1) 計算方法などについてくわしくは下記参照。

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。

2) 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。

石川晃、「わが国の出生力に関する主要指標：1989年」、『人口問題研究』、第46巻3号、pp.67-71。

渡邊吉利、「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、pp.104-108。

3) 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、1960年4月、pp.67-82。

4) 阿藤誠、「出生力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。

河野稔果、「最近の出生力の動向について」、『厚生指標』、第37巻11号、1990年10月、pp.3-8。

きを示すことがあり<sup>5)</sup>、またこれを合計したものは夫婦1組の出生力と全く異なる意味をもつ<sup>6)</sup>。このため、結婚出生力の指標としては結婚持続期間別出生率にもとづく合計結婚出生率が用いられてきたが<sup>7)</sup>、合計出生率と直接関連づけられてこなかった。しかし、この合計結婚出生率は上記の既婚合計出生率にかなり近い値になるはずである<sup>8)</sup>。

## 2. 出生数の減少

出生数は1989年に1,254千件となり、1987年の1,354千件からさらに10万件少なくなった(表1)。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、父母の国籍別にみた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父外国人のものはそれぞれ少しずつ増加し、両方合わせて日本国籍出生数の1%近くになった(表2)。しかし、これは夫妻の一方が外国人である婚姻の割合3.21%<sup>9)</sup>に比べて非常に小さい。

1989年の出生数1,254千件は、第2次ベビーブームの始まる1970年の1,948千件と比べて約70万件少なく、その69.5%に低下した(表3)。出生の中心である女子20~34歳人口は<sup>10)</sup>、1970年には第1次ベビーブーム世代を含み14,211千人であるが、1989年には12,139千人、85.4%に減少している。その有配偶率は同じ期間に62.8%から52.1%に、つまり、83.0%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19.8%に、つまり90.8%に低下している。すなわち、出生数の倍数0.695は

5) 廣嶋清志、「有配偶出生力指標の数理的検討——年齢別有配偶出生率の上昇は夫婦出生力の上昇を意味するか——」、『人口問題研究』, 第179号, 1986年7月, pp.35-48.

6) 年次別年齢別有配偶出生率を合計した値は Bongaarts の合計有配偶出生率 (total marital fertility rate, TM) にあたり、彼はさらに有配偶率指数 (Cm, index of proportion married, 年齢別有配偶出生率によって加重平均された有配偶率) を定義して、合計出生率 (TFR) をこれら2つの要素に分解した。すなわち、 $TFR = Cm \cdot TM$ 。この合計有配偶出生率は1985年の日本では6.0という大きな値となるが、出生抑制の程度を計測するために定義されたものである。

John Bongaarts, "A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility, *Population and Development Review*, Vol.4-1, 1978, pp.105-132.

日本の値については下記(p.11)参照。

厚生省人口問題研究所, 『全国日本人人口の再生産に関する指標, 昭和55年~60年』, 研究資料第243号, 1986年12月。

7) 高橋, 大谷は合計結婚出生率 (total marital fertility rate, ただし高橋は「有配偶合計特殊出生率」としている) を結婚持続期間をもとにして定義し, 出産力調査により算出した。

高橋重郷, 「最近の出生力低下の分析——第7次出産力調査結果の分析——」, 『人口問題研究』, 第148号, 1978年10月, pp.44-59.

大谷憲司, 「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」, 『人口問題研究』, 第185号, 1988年1月, pp.36-54.

伊藤はこれを結婚0年から35年間合計し「結婚合計出生率」(total marital fertility rate) とした。

伊藤達也・坂東里江子, 「同居児法による「ひのえうま」の出生変動の計測と分析」, 『人口問題研究』, 第181号, 1981年7月, pp.31-43.

8) 伊藤は調査データなどによらず, 人口動態統計にもとづく初婚表によって結婚持続期間別夫婦組数を推定して, 結婚持続期間別出生率による年次別の合計結婚出生率 (伊藤によれば「結婚合計出生率」) を計算し, これと初婚表による50歳時既婚率との積が合計出生率とほぼ一致することを見出している。ただし, 伊藤の計測した合計結婚出生率は現実の結婚期間別夫婦組数によって計算したものではないので, 低い値 (1985年に1.928) となっており, これは高橋や大谷による合計結婚出生率と基本的に性質が異なる。いわば, 現実の結婚の遅れを結婚出生率に反映させている点が問題である。

伊藤達也・坂東里江子, 「1980年前半における結婚出生力の動向」, 『人口問題研究』, 第189号, 1989年1月, pp.51-69.

9) 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.

10) 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%, 1989年に90.2%である。

表1 日本における国籍別出生児数

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	100.0	99.11	0.89
1960	1,619,175	1,606,041	13,134	100.0	99.19	0.81
1965	1,837,476	1,823,697	13,779	100.0	99.25	0.75
1970	1,947,944	1,934,239	13,705	100.0	99.30	0.70
1975	1,914,707	1,901,440	13,267	100.0	99.31	0.69
1980	1,588,632	1,576,889	11,743	100.0	99.26	0.74
1985	1,437,375	1,431,577	5,798	100.0	99.60	0.40
1986	1,388,878	1,382,946	5,932	100.0	99.57	0.43
1987	1,354,232	1,346,658	7,574	100.0	99.44	0.56
1988	1,321,619	1,314,006	7,613	100.0	99.42	0.58
1989	1,253,981	1,246,802	7,179	100.0	99.43	0.57

1985年より改訂された国籍法が施行された。

表2 父母の国籍別日本国籍出生児数

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	100.0	99.26	0.41	0.33
1988	1,314,006	1,302,832	6,615	4,559	100.0	99.15	0.50	0.35
1989	1,246,802	1,234,626	7,390	4,786	100.0	99.02	0.59	0.38

父日本人母日本人には母日本人の非嫡出児（1989年12,826人）を含む。

0.854×0.830×0.908に分解される。したがって、この間の出生数減少には有配偶出生率の低下よりも有配偶率の低下および女子人口の減少の方が寄与していることがわかる。

1988、1989年の年齢別の出生数をみると第2次ベビーブーム世代がしだいに結婚し、出産し始め、とくに、ひのえうまの1966年生れの22歳、23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。女子21歳以下の出生数は1987年58,765、1988年59,552、1989年60,283と増加している。ただし、これらの年齢では年齢別出生率はあとでみるようにいずれも低下している。

### 3. 合計出生率と既婚合計出生率の低下

1970～1989年における男、女および男女計の合計出生率、既婚合計出生率は表4に示す通りで、合計出生率は男は2.18から1.49へ、女は2.13から1.56へ、男女計では2.16から1.52へ、それぞれ低下した。男では1989年に1.5を切ったことが注目される。

これに対して、既婚合計出生率は男は1980年から1989年にかけて2.15から2.01へ女は1981年の2.15から1989年の2.04と低下したが、男女とも1989年を除きおおむね2.1を越えている。したがって、1980年代に合計出生率が男では1.62から1.49、女で1.73から1.56と非常に低いのは、合計初婚率が70数%程度と初婚の発生が少ないこ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

表3 出生数および出生率の要因分解：1920～1989年

年次	実 数 (1,000人)				率					
	出生数 (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 (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 女子人口 割合 (3)/(4)	20～34歳 有配偶女 子人口割 合 (2)/(4)	20～34歳 出生率 (1)/(3)
1920	2,026	4,720	5,986	55,963	0.0362	0.429	0.788	0.107	0.084	0.338
1925	2,086	5,163	6,419	59,737	0.0349	0.404	0.804	0.107	0.086	0.325
1930	2,085	5,543	7,107	64,450	0.0324	0.376	0.780	0.110	0.086	0.293
1935	2,191	5,834	7,857	69,254	0.0316	0.376	0.742	0.113	0.084	0.279
1940	2,116	5,739	8,304	71,933	0.0294	0.369	0.691	0.115	0.080	0.255
1947	2,679	...	9,546	78,101	0.0343	...	...	0.122	...	0.281
1950	2,338	6,689	10,095	83,200	0.0281	0.349	0.663	0.121	0.080	0.232
1955	1,746	7,117	11,355	89,276	0.0196	0.245	0.627	0.127	0.080	0.154
1960	1,619	7,693	12,079	93,419	0.0173	0.210	0.637	0.120	0.082	0.134
1965	1,837	8,408	12,889	98,275	0.0187	0.219	0.652	0.131	0.086	0.143
1970	1,948	8,927	14,211	103,720	0.0188	0.218	0.628	0.137	0.086	0.137
1975	1,915	9,692	14,497	111,940	0.0171	0.198	0.669	0.130	0.087	0.132
1980	1,589	8,907	13,727	117,060	0.0136	0.178	0.649	0.117	0.076	0.116
1985	1,437	7,217	12,406	121,049	0.0119	0.199	0.582	0.102	0.060	0.116
1986	1,389	6,909	12,103	121,672	0.0114	0.201	0.571	0.099	0.057	0.115
1987	1,354	6,663	12,059	122,264	0.0111	0.203	0.553	0.099	0.054	0.112
1988	1,322	6,453	12,056	122,783	0.0108	0.205	0.535	0.098	0.053	0.110
1989	1,254	6,330	12,139	123,255	0.0102	0.198	0.521	0.098	0.051	0.103

総務庁統計局『国勢調査報告』，厚生省統計情報部『人口動態統計』による。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年は総務庁統計局『労働力調査年報』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。(1)/(3)も同じ。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)。

たものといえる。ただし、1989年の男と女の既婚合計出生率はそれぞれ2.01，2.04となっており、既婚者あるいは夫婦の子供数の減少もみられ、1988年から1989年にかけての合計出生率の低下の要因となっているとみられる。

以上の結果は、出生数について要因分解した表3の結果と一致している。なお、1980年の有配偶出生率の一時的な低下も共通している。

大谷も第9次出産力調査(1987年)の結果を用いた合計結婚出生率(結婚後1年目から15年目までの合計)が1979年を最低として1976～1983年まで2.0以上2.1以下の低い率であったとしている<sup>11)</sup>。

年齢別有配偶出生率についても、全体として1980年に最低で1970～80年に低下、1980～85年に上昇したことが知られている<sup>12)</sup>。

ただし、これらの年次別有配偶出生率の変動は夫婦の完結出生児数の変動と一致するとは限らない。

11) 阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一、「結婚と出産の動向——第9次出産力調査(夫婦調査)の結果から——」、『人口問題研究』，第187号，1988年7月，pp.1-28。

12) 注4文献参照。

表4 性別合計出生率、合計初婚率および既婚合計出生率

年次	男			女			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	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

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.

#### 4. 年齢別出生率の低下, 平均出生年齢の上昇

1970~1989年の性・年齢別出生率を表5, 6, 7に示す。男では少なくとも1975年以後, 36~49歳の出生率が上昇し, それ以下の年齢ではひきつづき低下している(図1)。女では33~39歳は少なくとも1970年以来, 37~41歳は1975年以来, 42~43歳は1980年以来, 出生率の上昇が続いており, 逆にそれ以下の年齢, とくに29歳以下では低下が続いている。

男の年齢別出生率の最高値は, 少なくとも1980年以来30歳(0.13276, 1989年)で, 女子の年齢別出生率の最高値は, 1987年以来ひきつづき28歳(0.16088, 1989年)である。平均出生年齢は男では1989年に31.54歳で1975年以来1.05歳上昇したが, 女では1989年に28.83歳で1975年以来1.35歳上昇し, 女の平均出生年齢の上昇の方が大きい。

図1 年齢別出生率

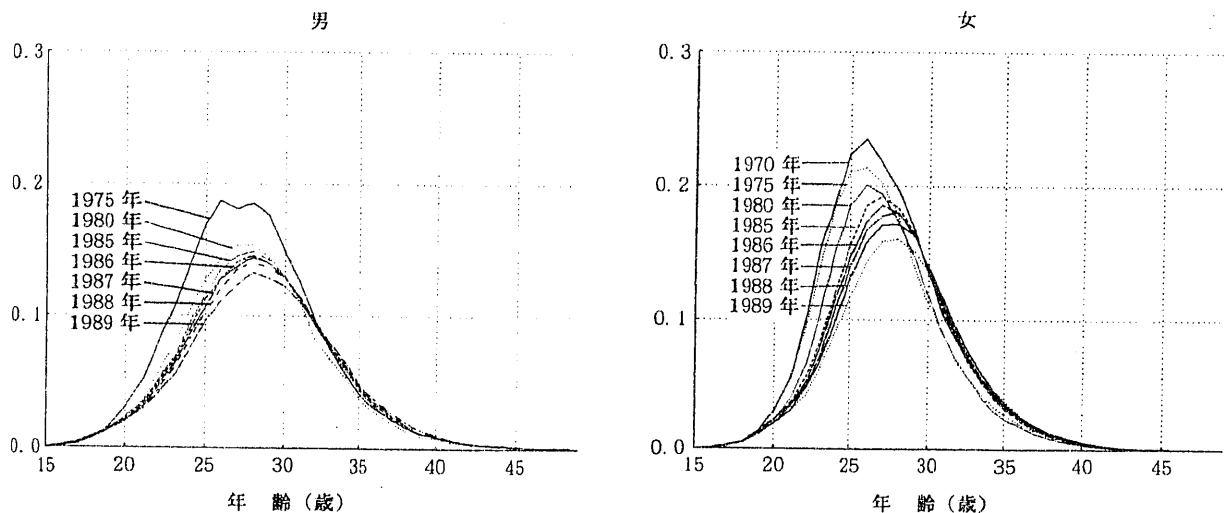


表 5 男子の出生率

年 齢	1970	1975	1980	1985	1986	1987	1988	1989年
総 数	0.03809	0.03493	0.02763	0.02419	0.02256	0.02256	0.02192	0.02072
17	0.00006	0.00002	0.00002	0.00003	0.00002	0.00002	0.00002	0.00002
18	0.00116	0.00076	0.00095	0.00131	0.00133	0.00118	0.00121	0.00114
19	0.00457	0.00274	0.00304	0.00430	0.00377	0.00392	0.00365	0.00347
20	0.01366	0.00741	0.00729	0.00898	0.00889	0.00778	0.00784	0.00786
21	0.02887	0.01645	0.01328	0.01467	0.01453	0.01416	0.01305	0.01327
22	0.05366	0.02998	0.02127	0.02303	0.02148	0.02046	0.02084	0.01923
23	0.08936	0.05083	0.03531	0.03435	0.03286	0.03054	0.02963	0.02900
24	0.12166	0.07866	0.05561	0.05042	0.04876	0.04596	0.04288	0.04064
25	0.17214	0.10884	0.07981	0.06985	0.06721	0.06473	0.06139	0.05529
26	0.22629	0.14023	0.10560	0.09546	0.09049	0.08665	0.08297	0.07579
27	0.25270	0.16971	0.12823	0.11608	0.11334	0.10708	0.10328	0.09587
28	0.26746	0.18800	0.14332	0.13454	0.12729	0.12733	0.11971	0.11079
29	0.24892	0.18143	0.15369	0.14548	0.14099	0.13718	0.13501	0.12335
30	0.20039	0.18606	0.15393	0.14906	0.14578	0.14421	0.13966	0.13276
31	0.14089	0.17590	0.14426	0.14242	0.13978	0.14000	0.13644	0.12833
32	0.10133	0.14833	0.13075	0.12985	0.12826	0.12889	0.12804	0.12261
33	0.06744	0.12413	0.10946	0.11158	0.11178	0.11366	0.11315	0.10998
34	0.04858	0.09757	0.08247	0.09316	0.09372	0.09564	0.09683	0.09451
35	0.03489	0.07488	0.06712	0.07571	0.07653	0.07733	0.08009	0.07926
36	0.02504	0.05592	0.05320	0.05949	0.06154	0.06223	0.06446	0.06496
37	0.01887	0.04151	0.03719	0.04460	0.04494	0.04644	0.04877	0.04889
38	0.01416	0.03066	0.02827	0.03266	0.03396	0.03509	0.03670	0.03739
39	0.01086	0.02289	0.01959	0.02219	0.02463	0.02555	0.02670	0.02759
40	0.00820	0.01590	0.01356	0.01588	0.01613	0.01770	0.01894	0.01988
41	0.00650	0.01139	0.00930	0.01170	0.01133	0.01198	0.01370	0.01430
42	0.00533	0.00891	0.00721	0.00843	0.00857	0.00858	0.00916	0.00994
43	0.00376	0.00632	0.00502	0.00592	0.00599	0.00623	0.00643	0.00674
44	0.00310	0.00439	0.00357	0.00401	0.00414	0.00419	0.00453	0.00461
45	0.00271	0.00331	0.00262	0.00296	0.00302	0.00301	0.00327	0.00331
46	0.00225	0.00241	0.00189	0.00200	0.00218	0.00218	0.00237	0.00237
47	0.00168	0.00174	0.00135	0.00146	0.00147	0.00155	0.00160	0.00170
48	0.00159	0.00126	0.00106	0.00110	0.00115	0.00107	0.00119	0.00127
49	0.00108	0.00111	0.00068	0.00082	0.00083	0.00085	0.00079	0.00091
50	0.00084	0.00081	0.00049	0.00053	0.00063	0.00058	0.00066	0.00065
51	0.00066	0.00062	0.00041	0.00041	0.00043	0.00045	0.00041	0.00049
52	0.00053	0.00055	0.00032	0.00032	0.00033	0.00032	0.00037	0.00041
53	0.00043	0.00033	0.00023	0.00024	0.00025	0.00029	0.00028	0.00026
54	0.00040	0.00027	0.00018	0.00019	0.00018	0.00017	0.00019	0.00020
15 - 19	0.00116	0.00070	0.00080	0.00113	0.00102	0.00102	0.00098	0.00093
20 - 24	0.06144	0.03667	0.02655	0.02629	0.02530	0.02378	0.02285	0.02200
25 - 29	0.23350	0.15764	0.12213	0.11228	0.10786	0.10459	0.10047	0.09222
30 - 34	0.11173	0.14640	0.12417	0.12521	0.12386	0.12448	0.12282	0.11764
35 - 39	0.02076	0.04517	0.04108	0.04693	0.04832	0.04933	0.05134	0.05162
40 - 44	0.00538	0.00938	0.00773	0.00919	0.00923	0.00974	0.01055	0.01109
45 - 49	0.00186	0.00197	0.00152	0.00167	0.00173	0.00173	0.00184	0.00191
50 - 54	0.00057	0.00051	0.00033	0.00034	0.00036	0.00036	0.00038	0.00040
55 - 59	0.00023	0.00014	0.00010	0.00010	0.00010	0.00009	0.00010	0.00011
60 - 64	0.00007	0.00006	0.00002	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003	0.00003
65 - 69	0.00002	0.00002	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
70 - 74	0.00002	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
75 +	0.00003	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
T F R	2.18389	1.99339	1.62227	1.61587	1.58916	1.57583	1.55693	1.48978
平均年齢	28.86	30.49	30.73	31.01	31.12	31.24	31.39	31.54

T F Rは合計出生率、総数は総出生数の男子総人口に対する率、16歳以下の出生は17歳に含む、55歳以上の各歳別出生率は略、平均年齢は率による、1970年は第1子についての年齢分布を全出生児に適用したので、年齢別の率および平均年齢は参考値。



表 6 女子の出生率

年 齢	1970	1975	1980	1985	1986	1987	1988	1989年
総 数	0.03674	0.03380	0.02677	0.02340	0.02248	0.02181	0.02119	0.02003
15	0.00012	0.00005	0.00006	0.00013	0.00011	0.00011	0.00012	0.00013
16	0.00031	0.00040	0.00051	0.00075	0.00070	0.00063	0.00063	0.00057
17	0.00148	0.00183	0.00205	0.00248	0.00235	0.00213	0.00216	0.00208
18	0.00517	0.00531	0.00505	0.00570	0.00552	0.00517	0.00499	0.00477
19	0.01320	0.01271	0.01122	0.01316	0.01158	0.01131	0.01086	0.01071
20	0.02867	0.02794	0.02162	0.02204	0.02184	0.01906	0.01910	0.01846
21	0.05459	0.05483	0.03904	0.03541	0.03382	0.03258	0.02927	0.02900
22	0.09926	0.09371	0.06431	0.05525	0.05088	0.04801	0.04634	0.04098
23	0.15397	0.14074	0.10533	0.08398	0.07912	0.07265	0.06801	0.06359
24	0.18893	0.18637	0.15201	0.11973	0.11470	0.10753	0.09815	0.09020
25	0.22435	0.21108	0.18571	0.15666	0.14703	0.13967	0.13103	0.11666
26	0.23506	0.21375	0.20118	0.18535	0.17311	0.16672	0.15744	0.14302
27	0.21700	0.20246	0.19419	0.19237	0.18609	0.17777	0.17110	0.15880
28	0.19776	0.17820	0.17366	0.18384	0.17957	0.17996	0.17135	0.16088
29	0.16682	0.13862	0.14686	0.16429	0.16379	0.16226	0.16322	0.15121
30	0.13543	0.11258	0.11768	0.13777	0.13861	0.13980	0.13982	0.13660
31	0.10189	0.08788	0.08827	0.10705	0.10932	0.11246	0.11451	0.11206
32	0.08242	0.06579	0.06712	0.08194	0.08440	0.08708	0.09052	0.08991
33	0.06297	0.05002	0.04950	0.06129	0.06266	0.06560	0.06887	0.06947
34	0.04814	0.03646	0.03272	0.04477	0.04547	0.04756	0.05086	0.05152
35	0.03452	0.02645	0.02313	0.03113	0.03275	0.03373	0.03584	0.03733
36	0.02483	0.01886	0.01723	0.02188	0.02299	0.02411	0.02531	0.02605
37	0.01811	0.01370	0.01152	0.01508	0.01529	0.01599	0.01692	0.01762
38	0.01251	0.00975	0.00806	0.01016	0.01059	0.01081	0.01143	0.01206
39	0.00846	0.00675	0.00561	0.00644	0.00694	0.00724	0.00754	0.00783
40	0.00552	0.00450	0.00358	0.00399	0.00394	0.00440	0.00482	0.00491
41	0.00356	0.00277	0.00221	0.00250	0.00251	0.00252	0.00290	0.00289
42	0.00224	0.00188	0.00145	0.00156	0.00145	0.00142	0.00155	0.00169
43	0.00121	0.00102	0.00077	0.00077	0.00081	0.00083	0.00086	0.00091
44	0.00071	0.00049	0.00039	0.00040	0.00041	0.00042	0.00041	0.00038
45	0.00043	0.00024	0.00020	0.00017	0.00019	0.00015	0.00021	0.00017
46	0.00018	0.00010	0.00007	0.00007	0.00006	0.00007	0.00005	0.00007
47	0.00009	0.00005	0.00004	0.00004	0.00003	0.00003	0.00002	0.00002
48	0.00005	0.00002	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
49	0.00007	0.00002	0.00001	0.00001	0.00000	0.00000	0.00001	0.00001
15 - 19	0.00406	0.00406	0.00378	0.00445	0.00405	0.00387	0.00375	0.00365
20 - 24	0.10508	0.10072	0.07646	0.06328	0.06007	0.05597	0.05217	0.04845
25 - 29	0.20820	0.18882	0.18032	0.17650	0.16992	0.16528	0.15883	0.14611
30 - 34	0.08617	0.07055	0.07106	0.08656	0.08809	0.09050	0.09292	0.09191
35 - 39	0.01969	0.01510	0.01311	0.01694	0.01771	0.01838	0.01941	0.02018
40 - 44	0.00265	0.00213	0.00168	0.00184	0.00182	0.00192	0.00211	0.00216
45 - 49	0.00017	0.00009	0.00006	0.00006	0.00006	0.00005	0.00006	0.00006
T F R	2.13004	1.90729	1.73240	1.74816	1.70865	1.67979	1.64626	1.56256
平均年齢	27.75	27.48	27.76	28.26	28.39	28.53	28.69	28.83

T F R は合計出生率。総数は総出生数の女子総人口に対する率。14歳以下の出生は15歳に、50歳以上の出生は49歳に含めた。平均年齢は率による。

表 7 男女計の出生率

年 齢	1970	1975	1980	1985	1986	1987	1988	1989
総 数	0.03740	0.03435	0.02720	0.02379	0.02286	0.02218	0.02155	0.02037
15	0.00006	0.00002	0.00003	0.00006	0.00005	0.00005	0.00006	0.00006
16	0.00015	0.00019	0.00025	0.00037	0.00034	0.00031	0.00031	0.00028
17	0.00076	0.00091	0.00102	0.00122	0.00116	0.00105	0.00106	0.00102
18	0.00315	0.00300	0.00296	0.00345	0.00337	0.00312	0.00305	0.00291
19	0.00887	0.00766	0.00706	0.00864	0.00759	0.00752	0.00716	0.00699
20	0.02116	0.01756	0.01434	0.01538	0.01524	0.01330	0.01333	0.01302
21	0.04174	0.03550	0.02598	0.02485	0.02400	0.02320	0.02099	0.02094
22	0.07650	0.06172	0.04258	0.03887	0.03592	0.03399	0.03335	0.02987
23	0.12174	0.09571	0.07005	0.05881	0.05562	0.05123	0.04846	0.04595
24	0.15544	0.13246	0.10346	0.08462	0.08128	0.07625	0.07000	0.06494
25	0.19845	0.15993	0.13235	0.11276	0.10662	0.10171	0.09562	0.08538
26	0.23072	0.17696	0.15314	0.13998	0.13135	0.12620	0.11971	0.10883
27	0.23470	0.18605	0.16109	0.15391	0.14938	0.14205	0.13677	0.12691
28	0.23242	0.18312	0.15844	0.15899	0.15321	0.15341	0.14525	0.13552
29	0.20769	0.16007	0.15029	0.15481	0.15229	0.14961	0.14899	0.13713
30	0.16777	0.14920	0.13589	0.14347	0.14223	0.14203	0.13974	0.13467
31	0.12131	0.13174	0.11642	0.12486	0.12470	0.12635	0.12558	0.12027
32	0.09184	0.10698	0.09914	0.10601	0.10650	0.10820	0.10945	0.10641
33	0.06520	0.08707	0.07972	0.08656	0.08736	0.08982	0.09125	0.08991
34	0.04836	0.06700	0.05769	0.06909	0.06972	0.07173	0.07402	0.07324
35	0.03470	0.05063	0.04510	0.05353	0.05475	0.05564	0.05809	0.05845
36	0.02493	0.03736	0.03518	0.04078	0.04236	0.04327	0.04498	0.04561
37	0.01849	0.02757	0.02434	0.02993	0.03019	0.03129	0.03293	0.03333
38	0.01334	0.02021	0.01817	0.02149	0.02235	0.02301	0.02413	0.02479
39	0.00967	0.01484	0.01260	0.01433	0.01585	0.01645	0.01717	0.01776
40	0.00687	0.01021	0.00856	0.00992	0.01004	0.01110	0.01192	0.01243
41	0.00503	0.00708	0.00575	0.00708	0.00690	0.00726	0.00833	0.00863
42	0.00379	0.00540	0.00432	0.00498	0.00499	0.00499	0.00536	0.00584
43	0.00247	0.00368	0.00289	0.00334	0.00339	0.00352	0.00363	0.00383
44	0.00188	0.00244	0.00198	0.00220	0.00227	0.00229	0.00246	0.00249
45	0.00153	0.00178	0.00141	0.00156	0.00160	0.00158	0.00173	0.00173
46	0.00114	0.00125	0.00097	0.00103	0.00112	0.00112	0.00121	0.00121
47	0.00080	0.00089	0.00069	0.00075	0.00074	0.00078	0.00081	0.00086
48	0.00072	0.00063	0.00053	0.00055	0.00057	0.00054	0.00060	0.00064
49	0.00049	0.00055	0.00034	0.00041	0.00042	0.00042	0.00040	0.00046
50	0.00037	0.00039	0.00024	0.00026	0.00031	0.00029	0.00033	0.00032
51	0.00031	0.00029	0.00020	0.00020	0.00021	0.00022	0.00020	0.00024
52	0.00024	0.00024	0.00016	0.00016	0.00017	0.00016	0.00018	0.00020
53	0.00020	0.00014	0.00011	0.00012	0.00012	0.00014	0.00014	0.00013
54	0.00018	0.00012	0.00009	0.00009	0.00009	0.00008	0.00009	0.00010
15-19	0.00260	0.00236	0.00226	0.00275	0.00250	0.00241	0.00233	0.00225
20-24	0.08331	0.06859	0.05128	0.04451	0.04241	0.03959	0.03723	0.03495
25-29	0.22079	0.17323	0.15106	0.14409	0.13857	0.13460	0.12927	0.11875
30-34	0.09890	0.10840	0.09778	0.10600	0.10610	0.10763	0.10801	0.10490
35-39	0.02023	0.03012	0.02708	0.03201	0.03310	0.03393	0.03546	0.03599
40-44	0.00401	0.00576	0.00470	0.00550	0.00552	0.00583	0.00634	0.00664
45-49	0.00094	0.00102	0.00079	0.00086	0.00089	0.00089	0.00095	0.00098
50-54	0.00026	0.00024	0.00016	0.00017	0.00018	0.00018	0.00019	0.00020
55-59	0.00011	0.00006	0.00005	0.00005	0.00005	0.00005	0.00005	0.00005
60-64	0.00003	0.00003	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
65-69	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
70-74	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
75+	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
T F R	2.15603	1.94907	1.67587	1.67975	1.64671	1.62557	1.59918	1.52364
平均年齢	28.31	29.02	29.20	29.59	29.72	29.86	30.02	30.16

T F Rは合計出生率または平均子供、総数は総出生数の総人口に対する率（普通出生率）の2倍、平均年齢は率による。14歳以下の出生は15歳に含む。55歳以上の各歳別出生率は略。

# 日本の婚姻動向：1988～1989年

廣嶋 清志・山本 道子

## 1. はじめに

前回<sup>1)</sup>にひきつづき、1988、89年の婚姻動向を報告する。婚姻率の計算方法は以下のとおり前回と基本的に同じである。

- (1) 婚姻年齢は届け出時のもので、年齢別婚姻件数は厚生省大臣官房統計情報部保管表による。
- (2) 婚姻率の分子に夫妻とも外国人である婚姻を含む総婚姻数を用い、分母に外国人を含む総人口を用いる。夫妻とも外国人の年齢別婚姻件数は、前回は集計がないので夫妻の少なくとも一方が日本人である婚姻の年齢分布を適用したが、今回は統計情報部の協力により直接集計した。また、夫妻とも外国人の初婚・再婚別婚姻件数も今回は直接集計した。なお、夫妻の国籍別婚姻数は表1に示す通りで、1989年の日本国内の婚姻総数のうち夫妻の一方が外国人であるものは3.21%である。従来のように、夫妻のどちらか一方が日本人である婚姻を分子として日本人人口を分母にして婚姻率を計算すると、女子については $2.50/99.51=2.5\%$ 過大となる。
- (3) 率の分母人口は総務庁統計局の推計人口によるが、10月1日人口でなく、年平均人口を用いる。
- (4) 年齢不詳は初婚・再婚別に按分した。
- (5) 平均年齢は件数および率について計算した。最高年齢区分（75歳以上）の平均年齢は74歳以下の件数の動きを延長して求めた。
- (6) 合計初婚率、合計再婚率、合計婚姻率はそれぞれ年齢各歳別率の合計により算出する。合計再婚率は離別・死別の別にも計算される。

今回新たに、「合計再婚割合」＝合計再婚率／合計婚姻率および「離別再婚割合」＝合計離別再婚率／合計離婚率の2種の指標も算出した。また、試みに49歳以下について「死別再婚割合」＝合計死別再婚率／合計死別率も算出した。合計再婚割合は婚姻中の再婚の割合を人口の年齢構成の影響を取り除いて計算したものであり、離別再婚割合は年齢別の離婚率と離別再婚率が一定としたときの離別者のうち再婚する者の割合（厳密には、2回以上離婚や再婚をするものがあるので近似的な割合）を意味する。死別再婚割合も同様である。

## 2. 婚姻件数の増加

婚姻件数は1987年の699,163件を底として、わずかながら増加に転じている（表1）。ただし、夫妻とも日本人である婚姻は1988年から1989年にかけて5,000件あまり減少しており、1988年から1989年にかけて増加を維持したのは夫日本人妻外国人の婚姻が5,000件以上増加したのをはじめ、主として外国人と日本人との婚姻が増加したためである。

初婚・再婚別にみると、1988年から1989年にかけて男女とも初婚が減少し（男616,526→614,776、女626,467→626,450）、再婚が増加しており（男94,398→97,007、女84,457→85,333）、初婚の減少を上まわる再婚の増加によって、婚姻数が増加したことがわかる（表3、4）。再婚数の増加は主として

1) 計算方法などについてくわしくは下記参照。

廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻率：1980～1987年」、『人口問題研究』、第46巻1号、1990年4月、pp.67-82。

表1 夫妻の国籍別婚姻数：1965～1989年

年次	実数					割合(%)			
	総数	夫妻とも日本人	夫日本人妻外国人	夫外国人妻日本人	夫妻とも外国人	夫妻とも日本人	夫日本人妻外国人	夫外国人妻日本人	夫妻とも外国人
1965	958,902	950,696	1,067	3,089	4,050	99.14	0.11	0.32	0.42
1970	1,033,952	1,023,859	2,108	3,438	4,547	99.02	0.20	0.33	0.44
1975	945,976	935,583	3,222	2,823	4,348	98.90	0.34	0.30	0.46
1980	778,624	767,441	4,386	2,875	3,922	98.56	0.56	0.37	0.50
1985	739,002	723,669	7,738	4,443	3,152	97.93	1.05	0.60	0.43
1986	714,168	698,433	8,255	4,274	3,206	97.80	1.16	0.60	0.45
1987	699,163	681,589	10,176	4,408	2,990	97.49	1.46	0.63	0.43
1988	710,924	690,844	12,267	4,605	3,208	97.18	1.73	0.65	0.45
1989	711,783	685,473	17,800	5,043	3,467	96.30	2.50	0.71	0.49

日本における婚姻総数。

第1次ベビーブームの41歳、42歳で生じている。

年齢別にみると(表3)、1988年から1989年にかけて男女とも31歳までの多くの年齢で婚姻数の増加がみられる。これは年齢別人口が1988年の31歳あるいは1989年の32歳(1956、57年生まれ)において最小で、それ以下の年齢でこれより大きくなるため、1989年の31歳以下の各年齢別人口が前年に比べてだいたいにおいて増加しているからである。

31歳まで合計した婚姻数は、1987年の男507,971、女601,004から1988年の男511,075、女608,601へそれぞれ増加し、1989年には男510,123、女608,502へとわずかに減少したが、1987年以後増加傾向にあるといえる。1989年にわずかに減少したのは、あとでみるように男では30歳以下、女では26歳以下でさらに年齢別婚姻率が低下しているからである。

### 3. 合計初婚率の低下、合計再婚率の上昇

合計初婚率は男女とも1987年から1988年にかけて一たん上昇したが、1988年から1989年にかけて再び低下し、1989年に男74.0%、女76.7%にとどまっている。合計再婚率にはこのような動きはなく、男女とも1980年以来上昇が続き、1989年に男11.9%、女10.0%に達した(表2)。

合計初婚率は1980年から1989年にかけて男は75.6%から74.0%まで1.6%低下したが、女では84.9%から76.7%まで8.2%も低下している。初婚率の低下は男から始まり、女がそれに続いており、男ではその低下が一応底をついた感があるが、女ではまだ下がり続けている。したがって、男女の合計初婚率を比較すると1980年には女が9.3%高かったが、1989年にはその差は2.6%と縮まっている。

合計再婚率は1980年から1989年にかけて、男は10.6%から11.9%まで1.3%増加し、女は8.3%から10.0%まで1.7%増加した、男女を比較すると男の方が高いが、男女差は2.3%から1.9%まで縮まった。

合計再婚割合(合計婚姻率に占める合計再婚率の割合)は1980年から1989年にかけて男では12.3%から13.8%へ、女では8.9%から11.6%へと上昇した。この再婚の増大は離婚の増大によるものである。いまのところ婚姻の大半が初婚であるので、婚姻率のうごきは初婚率によって決められているといえる。

合計死別再婚率は1980年から1989年にかけて男は1.8%から1.4%へ、女は0.6%から0.5%へ、男女ともおおむね単調に減少している。これは死別人口が減少しているためとみられる。ただし、死

表2 合計婚姻率，合計初婚率，合計再婚率

(‰)

年次	合計婚姻率	合計初婚率	合計再婚率	合計死別再婚率	合計離別再婚率	合計再婚割合	離別再婚割合
総数				男			
1980	861.76	756.00	105.76	18.44	84.91	122.73	514.42
1985	888.87	778.68	110.19	13.00	94.51	123.97	484.10
1986	864.47	753.59	110.88	13.62	95.60	128.26	...
1987	849.07	737.58	111.49	13.70	96.78	131.31	520.41
1988	860.98	746.27	114.71	13.75	102.02	133.23	564.96
1989	858.87	740.23	118.64	13.59	105.81	138.13	...
49歳以下							
1980	827.29	752.21	75.08	5.82	70.31	90.75	507.76
1985	855.82	775.76	80.06	3.64	77.43	93.55	483.09
1986	831.04	750.69	80.35	3.38	78.13	96.69	...
1987	815.58	734.44	81.14	3.08	79.12	99.49	520.87
1988	827.52	742.94	84.58	2.88	81.70	102.21	550.91
1989	823.31	736.69	86.62	2.73	83.88	105.21	...
総数				女			
1980	931.13	848.61	82.52	6.01	75.11	88.62	469.11
1985	920.78	829.50	91.27	4.55	85.82	99.12	443.97
1986	888.92	795.05	93.87	4.47	88.09	105.60	...
1987	865.83	770.86	94.97	4.11	89.65	109.69	483.99
1988	873.67	775.07	98.59	4.40	94.20	112.85	520.90
1989	866.85	766.71	100.13	4.53	95.71	115.51	...
49歳以下							
1980	915.82	843.42	72.40	4.53	70.11	79.05	480.01
1985	905.09	825.06	80.03	3.37	78.89	88.42	454.49
1986	872.18	790.79	81.39	3.23	80.58	93.32	...
1987	849.17	766.62	82.54	2.98	81.89	97.20	494.00
1988	856.62	770.80	85.82	2.34	83.48	100.18	515.12
1989	849.18	762.44	86.74	2.42	84.32	102.15	...

合計婚姻率＝合計初婚率＋合計再婚率，合計再婚率＝合計死別再婚率＋合計離別再婚率。ただし，次の理由で合計再婚率とその2区分の計は1980, 85, 86, 87年の総数と49歳以下で，また1988, 89年の総数で一致しない。

1980, 85, 86, 87年の合計死別再婚率，合計離別再婚率のデータは合計再婚率のものと同じでない（年齢不詳が多い）。最高年齢区分の処理が死別と離別の別に行われている。

合計再婚割合＝合計再婚率／合計婚姻率，離別再婚割合＝合計離別再婚率／合計離婚率。合計離婚率は注2文献による。

別者に対する再婚割合はこれではわからない。そこで，仮に1980年および1989年の「合計死別率」（男については女の，女については男の15～49歳の年齢別死亡率の合計）男31.0‰，女60.0‰および男24.0‰，女46.0‰に対する合計死別再婚率（49歳以下）の割合（＝死別再婚割合）を計算してみると，1980年男5.82／31.0＝18.8％，女4.53／60.0＝7.6％，1989年男2.73／24.0＝11.4％，女2.42／46.0＝5.3％となる。つまり，49歳以下の死別再婚割合は1980年から1989年にかけて低下し

ているものといえる。1980～85年についても同様である（1980年については男 $3.64/27.0=13.5\%$ 、女 $3.37/52.5=6.4\%$ ）。

これに対して、合計離別再婚率は1980年から1989年にかけて男は8.5%から10.6%に、女は7.5%から9.6%に上昇した。男女ともその上昇の程度はほぼ同じである。これはそれぞれ離別人口の増加によるとみられる。そこで、合計離婚率<sup>2)</sup>で合計離別再婚率を割って、離別再婚割合を計算すると、1980年から1988年にかけて男は $84.91/165.06=51.4\%$ から $102.02/180.58=56.5\%$ 、女は $75.11/160.11=46.9\%$ から $94.20/180.84=52.1\%$ にそれぞれ上昇しており、男では半分から6割近くへ、女でも半分以上へと離別からの再婚割合が上昇しつつあるものといえる。ただし、1980～85年には離別再婚割合は男女とも低下している。

高橋の多相生命表<sup>3)</sup>によると、1980年から1985年にかけて死別再婚割合（49歳以下）は男27.0%から20.4%、女5.8%から5.2%へとそれぞれ低下しており、離別再婚割合も男75.2%から71.6%、女63.5%から60.0%へとそれぞれ低下している。死別および離別からの再婚割合が男の方が高いこと、1980～85年の再婚割合がそれぞれ低下していることは、今回の計算結果と共通し、その値のレベルは大体同じであるが、それぞれ多相生命表による方が少し高い。

#### 4. 年齢別婚姻率の低下

年齢別婚姻率の頂点は男では1986年以前から26歳（78‰、1989年）、女では1987年以後25歳（105‰、1989年）にあるが、男は1990年には27歳に移行しそうである（表3）。1987年から89年にかけて、男子では29歳以下の各年齢において低下、30歳以上において上昇し、女子では25歳以下で低下、26歳以上で上昇しており、これらの年齢がここ数年、率の上昇・下降の分岐点になっている。その結果、婚姻年齢は男女ともそれぞれ高くなっている。初婚率については全婚姻の率とほぼ同傾向であるが、再婚率では男・女とも多くの年齢でさらに若干上昇した（表4）。

#### 5. 平均婚姻年齢の上昇

平均婚姻年齢は初婚（1989年男子28.66歳、女子26.16歳）にくらべ再婚（同男子43.76歳、女子37.87歳）において高く、さらに再婚を死別・離別にわけると死別からの再婚（1989年男子63.37歳、女子49.24歳）の方が離別からのもの（同男子41.55歳、女子37.38歳）より高い。

年次間の変化をみると、初婚・再婚とも、また男・女とも1985年から1989年にかけて平均年齢はさらに上昇している（表5、6）。再婚を死別・離別にわけてもそれぞれほぼ同様に年齢が上昇した（表7、8）。なお、男の死別再婚年齢は件数と率でいちじるしく差がある。死別が少なくなり高年齢の再婚率が相対的に高くなり死別再婚年齢を率によって計算する、つまり各年齢とも同じ加重で平均するのは無理が出てきたとみられる。

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.66-88.

3) 高橋重郷、「結婚の多相生命表：1980年、1985年」、『人口問題研究』、第45巻3号、1989年10月、pp.41-55.

表3 年齢(各歳・5歳階級)別人口, 婚姻数および婚姻率: 男

年 齢	1988年			1989年		
	平均人口	婚姻数	婚姻率(%)	平均人口	婚姻数	婚姻率(%)
15	1,053,656	—	—	1,046,619	—	—
16	1,033,718	—	—	1,052,567	—	—
17	1,007,637	—	—	1,032,920	—	—
18	983,753	2,464	2.50	1,007,502	2,468	2.45
19	964,992	5,240	5.43	982,810	5,329	5.42
20	947,646	11,364	11.99	963,651	11,841	12.29
21	887,716	15,782	17.78	945,551	17,164	18.15
22	791,630	21,087	26.64	886,753	22,894	25.82
23	888,028	34,154	38.46	791,578	30,039	37.95
24	843,687	44,975	53.31	888,164	46,019	51.81
25	815,815	57,622	70.63	843,634	57,154	67.75
26	790,453	62,729	79.36	815,266	63,333	77.68
27	783,430	60,670	77.44	790,147	61,298	77.58
28	791,135	58,719	74.22	783,176	57,575	73.51
29	796,106	53,949	67.77	790,820	52,158	65.95
30	778,796	46,090	59.18	795,597	46,269	58.16
31	776,622	36,230	46.65	778,270	36,582	47.00
32	815,290	30,068	36.88	776,131	28,830	37.15
33	842,430	24,413	28.98	814,879	24,090	29.56
34	857,480	19,913	23.22	841,916	20,213	24.01
35	910,712	17,058	18.73	856,758	16,498	19.26
36	966,949	14,541	15.04	909,916	13,868	15.24
37	1,036,306	12,533	12.09	966,169	11,946	12.36
38	1,124,648	11,377	10.12	1,035,298	10,850	10.48
39	1,202,649	10,155	8.44	1,123,355	9,797	8.72
40	1,190,695	8,607	7.23	1,201,120	8,847	7.37
41	1,033,474	6,359	6.15	1,189,237	7,594	6.39
42	750,146	3,749	5.00	1,031,910	5,868	5.69
43	822,423	3,699	4.50	748,837	3,592	4.80
44	934,109	3,987	4.27	820,900	3,497	4.26
45	930,384	3,425	3.68	931,926	3,685	3.95
46	945,096	3,187	3.37	928,006	3,278	3.53
47	909,248	2,734	3.01	942,366	3,125	3.32
48	822,801	2,396	2.91	906,444	2,731	3.01
49	762,044	1,934	2.54	820,166	2,200	2.68
50歳以上	16,032,241	19,712	1.23	16,416,754	21,148	1.29
合計	47,823,942	710,924	860.98	48,457,113	711,783	858.87
平均年齢		30.31	30.56		30.41	30.77
15-19	5,043,755	7,704	1.53	5,122,418	7,797	1.52
20-24	4,358,708	127,362	29.22	4,475,697	127,957	28.59
25-29	3,976,939	293,689	73.85	4,023,043	291,519	72.46
30-34	4,070,618	156,714	38.50	4,006,793	155,985	38.93
35-39	5,241,264	65,665	12.53	4,891,496	62,960	12.87
40-44	4,730,847	26,401	5.58	4,992,004	29,398	5.89
45-49	4,369,571	13,676	3.13	4,528,908	15,019	3.32
50-54	4,027,592	7,968	1.98	3,997,922	8,649	2.16
55-59	3,649,839	5,310	1.45	3,707,418	5,654	1.53
60-64	2,934,939	3,052	1.04	3,095,699	3,383	1.09
65-69	1,901,432	1,583	0.83	2,026,225	1,668	0.82
70-74	1,663,102	931	0.56	1,654,818	899	0.54
75歳以上	1,855,337	868	0.47	1,934,673	895	0.46

婚姻率の合計欄は合計婚姻率。平均年齢は件数および率によるもの。いずれも年齢各歳の値による。合計婚姻率は合計初婚率と合計再婚率の合計による。

表3 (つづき) 年齢(各歳・5歳階級)別人口, 婚姻数および婚姻率: 女

年 齢	1988年			1989年		
	平均人口	婚姻数	婚姻率(%)	平均人口	婚姻数	婚姻率(%)
15	1,003,671	—	—	994,724	—	—
16	981,932	851	0.87	1,002,168	828	0.83
17	956,419	2,733	2.86	980,691	2,661	2.71
18	932,054	7,107	7.63	956,630	7,105	7.43
19	915,808	13,760	15.03	930,751	14,031	15.08
20	902,807	25,014	27.71	914,379	25,447	27.83
21	850,685	34,414	40.45	901,351	36,420	40.41
22	762,133	46,091	60.48	849,677	48,331	56.88
23	855,407	73,182	85.55	761,078	60,471	79.45
24	812,886	84,709	104.21	854,076	85,864	100.53
25	788,760	85,413	108.29	811,709	85,357	105.16
26	769,436	73,266	95.22	787,701	74,569	94.67
27	764,339	54,391	71.16	768,797	55,742	72.51
28	774,304	40,964	52.90	763,704	41,887	54.85
29	781,566	30,405	38.90	773,935	30,898	39.92
30	765,188	21,287	27.82	781,140	22,704	29.07
31	762,487	15,014	19.69	764,912	16,187	21.16
32	800,361	12,140	15.17	762,230	12,234	16.05
33	824,787	10,189	12.35	800,024	10,108	12.63
34	844,404	8,523	10.09	824,490	8,797	10.67
35	900,972	7,396	8.21	843,823	7,196	8.53
36	957,550	6,714	7.01	900,385	6,340	7.04
37	1,025,412	5,975	5.83	956,833	5,790	6.05
38	1,113,715	5,932	5.33	1,024,619	5,395	5.27
39	1,191,047	5,491	4.61	1,112,696	5,255	4.72
40	1,177,080	4,995	4.24	1,189,957	4,963	4.17
41	1,020,712	3,766	3.69	1,176,142	4,368	3.71
42	747,933	2,397	3.20	1,020,124	3,613	3.54
43	828,265	2,467	2.98	747,236	2,309	3.09
44	942,698	2,843	3.02	827,047	2,506	3.03
45	938,714	2,596	2.77	941,221	2,588	2.75
46	952,129	2,559	2.69	937,314	2,404	2.56
47	918,752	2,170	2.36	950,535	2,388	2.51
48	834,242	1,895	2.27	917,124	2,112	2.30
49	774,527	1,576	2.03	832,644	1,717	2.06
50歳以上	19,305,823	12,697	0.66	19,738,295	13,196	0.67
合計	50,479,004	710,924	873.67	51,100,162	711,783	866.85
平均年齢		27.40	27.37		27.48	27.51
15-19	4,789,884	24,451	5.10	4,864,964	24,625	5.06
20-24	4,183,918	263,410	62.96	4,280,561	256,534	59.93
25-29	3,878,405	284,440	73.34	3,905,846	288,453	73.85
30-34	3,997,227	67,153	16.80	3,932,796	70,030	17.81
35-39	5,188,695	31,508	6.07	4,838,356	29,976	6.20
40-44	4,716,688	16,468	3.49	4,960,506	17,759	3.58
45-49	4,418,365	10,796	2.44	4,578,838	11,209	2.45
50-54	4,113,517	6,232	1.52	4,083,494	6,433	1.58
55-59	3,796,600	3,468	0.91	3,854,569	3,658	0.95
60-64	3,315,788	1,669	0.50	3,413,082	1,759	0.52
65-69	2,669,888	811	0.30	2,799,793	800	0.29
70-74	2,358,764	328	0.14	2,376,820	335	0.14
75歳以上	3,051,266	189	0.06	3,210,537	211	0.07

婚姻率の合計は合計婚姻率。平均年齢は件数および率によるもの。いずれも年齢各歳の値による。合計婚姻率は合計初婚率と合計再婚率の合計による。



表4 年齢各歳（各歳・5歳階級）別初婚数，初婚率および再婚数，再婚率：男

年 齢	1988年		1989年		1988年		1989年	
	初婚数	初婚率(‰)	初婚数	初婚率(‰)	再婚数	再婚率(‰)	再婚数	再婚率(‰)
15	—	—	—	—	—	—	—	—
16	—	—	—	—	—	—	—	—
17	—	—	—	—	—	—	—	—
18	2,463	2.50	2,466	2.45	1	0.00	2	0.00
19	5,232	5.42	5,314	5.41	8	0.01	15	0.02
20	11,302	11.93	11,786	12.23	62	0.07	55	0.06
21	15,635	17.61	16,977	17.95	147	0.17	187	0.20
22	20,761	26.23	22,580	25.46	326	0.41	314	0.35
23	33,581	37.81	29,485	37.25	573	0.65	554	0.70
24	44,186	52.37	45,126	50.81	789	0.94	893	1.01
25	56,475	69.23	56,057	66.45	1,147	1.41	1,097	1.30
26	61,219	77.45	61,752	75.74	1,510	1.91	1,581	1.94
27	58,869	75.14	59,346	75.11	1,801	2.30	1,952	2.47
28	56,584	71.52	55,249	70.54	2,135	2.70	2,326	2.97
29	51,318	64.46	49,482	62.57	2,631	3.30	2,676	3.38
30	43,077	55.31	43,125	54.20	3,013	3.87	3,144	3.95
31	33,175	42.72	33,315	42.81	3,055	3.93	3,267	4.20
32	26,705	32.76	25,557	32.93	3,363	4.12	3,273	4.22
33	20,722	24.60	20,579	25.25	3,691	4.38	3,511	4.31
34	16,069	18.74	16,452	19.54	3,844	4.48	3,761	4.47
35	13,124	14.41	12,759	14.89	3,934	4.32	3,739	4.36
36	10,488	10.85	9,917	10.90	4,053	4.19	3,951	4.34
37	8,223	7.94	8,053	8.34	4,310	4.16	3,893	4.03
38	6,613	5.88	6,560	6.34	4,764	4.24	4,290	4.14
39	5,427	4.51	5,407	4.81	4,728	3.93	4,390	3.91
40	4,080	3.43	4,315	3.59	4,527	3.80	4,532	3.77
41	2,612	2.53	3,242	2.73	3,747	3.63	4,352	3.66
42	1,350	1.80	2,172	2.10	2,399	3.20	3,696	3.58
43	1,198	1.46	1,208	1.61	2,501	3.04	2,384	3.18
44	1,124	1.20	990	1.21	2,863	3.06	2,507	3.05
45	849	0.91	943	1.01	2,576	2.77	2,742	2.94
46	709	0.75	759	0.82	2,478	2.62	2,519	2.71
47	530	0.58	635	0.67	2,204	2.42	2,490	2.64
48	401	0.49	499	0.55	1,995	2.42	2,232	2.46
49	312	0.41	329	0.40	1,622	2.13	1,871	2.28
50歳以上	2,111	0.13	2,337	0.14	17,601	1.10	18,811	1.15
合 計	616,526	746.27	614,776	740.23	94,398	114.71	97,007	118.64
平均年齢	28.63	28.57	28.65	28.66	41.29	43.54	41.52	43.76
15-19	7,695	1.53	7,780	1.52	9	0.00	17	0.00
20-24	125,465	28.78	125,954	28.14	1,897	0.44	2,003	0.45
25-29	284,465	71.53	281,887	70.07	9,224	2.32	9,632	2.39
30-34	139,748	34.33	139,029	34.70	16,966	4.17	16,956	4.23
35-39	43,876	8.37	42,697	8.73	21,789	4.16	20,263	4.14
40-44	10,364	2.19	11,927	2.39	16,037	3.39	17,471	3.50
45-49	2,801	0.64	3,165	0.70	10,875	2.49	11,854	2.62
50-54	976	0.24	1,095	0.27	6,992	1.74	7,554	1.89
55-59	548	0.15	560	0.15	4,762	1.30	5,094	1.37
60-64	303	0.10	329	0.11	2,749	0.94	3,054	0.99
65-69	156	0.08	205	0.10	1,427	0.75	1,463	0.72
70-74	72	0.04	82	0.05	859	0.52	817	0.49
75歳以上	56	0.03	66	0.03	812	0.44	829	0.43

初婚率，再婚率の合計欄は合計初婚率および合計再婚率。

表4 (つづき) 年齢各歳(各歳・5歳階級)別初婚数, 初婚率および再婚数, 再婚率: 女

年 齢	1988年		1989年		1988年		1989年	
	初婚数	初婚率(%)	初婚数	初婚率(%)	再婚数	再婚率(%)	再婚数	再婚率(%)
15	—	—	—	—	—	—	—	—
16	851	0.87	828	0.83	—	—	—	—
17	2,725	2.85	2,651	2.70	8	0.01	10	0.01
18	7,070	7.59	7,063	7.38	37	0.04	42	0.04
19	13,631	14.88	13,911	14.95	129	0.14	120	0.13
20	24,719	27.38	25,162	27.52	295	0.33	285	0.31
21	33,867	39.81	35,921	39.85	547	0.64	499	0.55
22	45,284	59.42	47,495	55.90	807	1.06	836	0.98
23	71,851	84.00	59,320	77.94	1,331	1.56	1,151	1.51
24	82,998	102.10	84,066	98.43	1,711	2.10	1,798	2.11
25	83,130	105.39	83,163	102.45	2,283	2.89	2,194	2.70
26	70,634	91.80	71,812	91.17	2,632	3.42	2,757	3.50
27	51,342	67.17	52,609	68.43	3,049	3.99	3,133	4.08
28	37,508	48.44	38,418	50.31	3,456	4.46	3,469	4.54
29	26,756	34.23	27,237	35.19	3,649	4.67	3,661	4.73
30	17,642	23.06	18,895	24.19	3,645	4.76	3,809	4.88
31	11,575	15.18	12,705	16.61	3,439	4.51	3,482	4.55
32	8,665	10.83	8,726	11.45	3,475	4.34	3,508	4.60
33	6,717	8.14	6,819	8.52	3,472	4.21	3,289	4.11
34	5,085	6.02	5,374	6.52	3,438	4.07	3,423	4.15
35	3,961	4.40	3,985	4.72	3,435	3.81	3,211	3.81
36	3,268	3.41	3,107	3.45	3,446	3.60	3,233	3.59
37	2,573	2.51	2,544	2.66	3,402	3.32	3,246	3.39
38	2,362	2.12	2,137	2.09	3,570	3.21	3,258	3.18
39	1,995	1.68	1,929	1.73	3,496	2.94	3,326	2.99
40	1,663	1.41	1,642	1.38	3,332	2.83	3,321	2.79
41	1,124	1.10	1,328	1.13	2,642	2.59	3,040	2.58
42	684	0.91	995	0.98	1,713	2.29	2,618	2.57
43	611	0.74	584	0.78	1,856	2.24	1,725	2.31
44	651	0.69	601	0.73	2,192	2.33	1,905	2.30
45	587	0.63	560	0.59	2,009	2.14	2,028	2.15
46	527	0.55	461	0.49	2,032	2.13	1,943	2.07
47	459	0.50	500	0.53	1,711	1.86	1,888	1.99
48	436	0.52	392	0.43	1,459	1.75	1,720	1.88
49	357	0.46	346	0.42	1,219	1.57	1,371	1.65
50歳以上	3,157	0.16	3,162	0.16	9,540	0.49	10,034	0.51
合計	626,467	775.07	626,450	766.71	84,457	98.59	85,333	100.13
平均年齢	26.02	26.06	26.06	26.16	37.68	37.70	37.89	37.87
15-19	24,277	5.07	24,453	5.03	174	0.04	172	0.04
20-24	258,719	61.84	251,965	58.86	4,691	1.12	4,569	1.07
25-29	269,371	69.45	273,239	69.96	15,069	3.89	15,214	3.90
30-34	49,684	12.43	52,519	13.35	17,469	4.37	17,511	4.45
35-39	14,159	2.73	13,702	2.83	17,349	3.34	16,274	3.36
40-44	4,733	1.00	5,150	1.04	11,735	2.49	12,609	2.54
45-49	2,366	0.54	2,259	0.49	8,430	1.91	8,950	1.95
50-54	1,411	0.34	1,390	0.34	4,821	1.17	5,043	1.23
55-59	873	0.23	887	0.23	2,595	0.68	2,771	0.72
60-64	499	0.15	501	0.15	1,170	0.35	1,258	0.37
65-69	237	0.09	236	0.08	574	0.21	564	0.20
70-74	81	0.03	81	0.03	247	0.10	254	0.11
75歳以上	56	0.02	67	0.02	133	0.04	144	0.04

初婚率, 再婚率の合計欄は合計初婚率および合計再婚率。

表5 年齢5歳階級別累積婚姻率および合計婚姻率

(‰)

年 齢	男				女			
	1980年	1985年	1988年	1989年	1980年	1985年	1988年	1989年
15-19	7.69	9.26	7.93	7.87	30.98	31.15	26.37	26.04
20-24	190.57	171.34	148.18	146.02	455.42	381.93	318.40	305.11
25-29	394.05	395.72	369.42	362.48	318.69	362.66	366.48	367.10
30-34	162.94	187.56	194.91	195.88	63.27	74.70	85.13	89.58
35-39	43.21	56.56	64.42	66.06	24.83	28.96	30.98	31.61
40-44	17.65	22.48	27.15	28.49	13.31	15.27	17.13	17.55
45-49	11.17	12.89	15.51	16.50	9.33	10.42	12.12	12.19
50-54	8.63	8.96	9.88	10.84	6.51	6.98	7.56	7.90
55-59	7.68	7.05	7.26	7.61	3.99	4.12	4.55	4.72
60-64	5.92	5.41	5.15	5.40	2.41	2.38	2.50	2.56
65-69	4.76	3.95	4.14	4.08	1.34	1.36	1.50	1.42
70-74	3.65	2.98	2.86	2.77	0.78	0.61	0.72	0.73
75歳以上	3.78	4.49	4.10	4.47	0.27	0.23	0.22	0.34
合計婚姻率								
49歳以下	827.29	855.82	827.52	823.31	915.82	905.09	856.62	849.18
総 数	861.76	888.87	860.98	858.87	931.13	920.77	873.66	866.84
平均年齢	29.70	30.06	30.56	30.72	26.28	26.80	27.37	27.51

平均年齢は年齢各歳の率による。1980、85年の合計婚姻率、平均年齢は第46巻1号の値を訂正した。

表6 年齢5歳階級別累積初婚率および合計初婚率

(‰)

年 齢	男				女			
	1980年	1985年	1988年	1989年	1980年	1985年	1988年	1989年
15-19	7.67	9.24	7.93	7.85	30.84	31.00	26.19	25.86
20-24	188.77	169.20	145.95	143.71	450.05	376.31	312.71	299.64
25-29	381.68	384.71	357.80	350.42	298.40	344.04	347.04	347.55
30-34	141.28	166.52	174.12	174.74	43.97	53.38	63.23	67.29
35-39	25.10	35.90	43.59	45.28	11.91	13.21	14.11	14.65
40-44	5.71	7.79	10.41	11.24	4.92	4.57	4.88	4.99
45-49	1.99	2.40	3.14	3.46	3.34	2.55	2.66	2.46
50-54	1.09	0.97	1.21	1.37	2.35	1.86	1.71	1.70
55-59	0.83	0.64	0.75	0.75	1.37	1.21	1.15	1.14
60-64	0.54	0.55	0.52	0.53	0.76	0.75	0.74	0.73
65-69	0.43	0.37	0.41	0.50	0.40	0.37	0.44	0.42
70-74	0.35	0.17	0.22	0.25	0.22	0.17	0.18	0.17
75歳以上	0.56	0.22	0.23	0.14	0.09	0.08	0.06	0.11
合計初婚率								
49歳以下	752.21	775.76	742.94	736.69	843.42	825.06	770.80	762.44
総 数	756.00	778.68	746.27	740.23	848.61	829.50	775.07	766.71
平均年齢	27.75	28.14	28.57	28.66	25.27	25.65	26.06	26.16

平均年齢は年齢各歳の率による。1980年、85年の平均年齢は第46巻1号の値を訂正した。

表7 年齢5歳階級別累積再婚率および合計再婚率

(‰)

年 齢	男				女			
	1980年	1985年	1988年	1989年	1980年	1985年	1988年	1989年
15-19	0.02	0.03	0.01	0.02	0.14	0.16	0.19	0.18
20-24	1.80	2.14	2.22	2.31	5.37	5.62	5.69	5.47
25-29	12.37	11.01	11.62	12.06	20.29	18.62	19.44	19.55
30-34	21.65	21.03	20.79	21.14	19.30	21.31	21.90	22.29
35-39	18.12	20.67	20.84	20.79	12.92	15.75	16.87	16.96
40-44	11.94	14.70	16.73	17.25	8.39	10.70	12.28	12.55
45-49	9.18	10.49	12.37	13.04	5.99	7.87	9.46	9.74
50-54	7.55	7.99	8.67	9.47	4.16	5.12	5.85	6.19
55-59	6.84	6.41	6.51	6.86	2.62	2.91	3.40	3.58
60-64	5.38	4.86	4.64	4.87	1.65	1.63	1.76	1.83
65-69	4.33	3.58	3.74	3.58	0.94	0.99	1.06	1.00
70-74	3.30	2.81	2.64	2.52	0.57	0.44	0.55	0.55
75歳以上	3.28	4.47	3.94	4.72	0.18	0.15	0.16	0.23
合計再婚率								
49歳以下	75.08	80.06	84.58	86.62	72.40	80.03	85.82	86.74
総 数	105.76	110.19	114.71	118.64	82.52	91.27	98.59	100.13
平均年齢	43.66	43.74	43.74	43.76	36.65	37.27	37.70	37.87

平均年齢は各歳の率による。1980、85年の平均年齢は第46巻1号の値を訂正した。

表8 年齢5歳階級別累積死別・離別再婚率：男

(‰)

年 齢	1980年		1985年		1988年		1989年	
	死 別	離 別	死 別	離 別	死 別	離 別	死 別	離 別
15-19	-	0.02	0.00	0.03	-	0.01	-	0.02
20-24	0.02	1.79	0.01	2.20	0.01	2.21	0.01	2.31
25-29	0.22	12.20	0.12	10.95	0.08	11.54	0.08	11.98
30-34	0.82	21.00	0.47	20.70	0.36	20.43	0.34	20.80
35-39	1.27	17.02	0.82	20.17	0.66	20.18	0.60	20.19
40-44	1.55	10.86	0.98	13.95	0.77	15.96	0.73	16.52
45-49	1.95	7.42	1.24	9.43	1.00	11.37	0.98	12.06
50-54	2.56	4.99	1.70	6.23	1.35	7.32	1.30	8.17
55-59	2.97	3.63	1.91	4.25	1.60	4.91	1.50	5.36
60-64	2.30	2.68	1.77	2.77	1.63	3.01	1.48	3.39
65-69	1.92	1.85	1.49	1.67	1.41	2.33	1.38	2.20
70-74	1.44	1.00	1.10	1.14	1.18	1.46	1.07	1.45
75歳以上	1.44	0.45	1.40	1.03	3.70	1.30	4.13	1.34
合計再婚率								
49歳以下	5.82	70.31	3.64	77.43	2.88	81.70	2.73	83.88
総 数	18.44	84.91	13.00	94.51	13.75	102.02	13.59	105.81
平均年齢(件数)	50.64	37.57	52.32	39.12	54.43	40.20	54.59	40.51
平均年齢(率)	55.98	39.82	57.56	40.64	62.33	41.40	63.37	41.55

平均年齢は各歳の件数および率による。1980年、85年の率の平均年齢は第46巻1号の値を訂正した。1989年の死別の最高年齢区分の平均年齢は、年齢別件数の延長方法を変えて求めた。

表8 (つづき) 年齢5歳階級別累積死別・離別再婚率：女

(%)

年 齢	1980年		1985年		1988年		1989年	
	死 別	離 別	死 別	離 別	死 別	離 別	死 別	離 別
15-19	-	0.15	-	0.19	-	0.19	-	0.18
20-24	0.11	5.35	0.06	5.58	0.05	5.64	0.05	5.42
25-29	0.61	19.56	0.39	18.35	0.32	19.11	0.28	19.27
30-34	0.92	18.98	0.67	21.25	0.49	21.40	0.51	21.79
35-39	1.13	13.02	0.69	16.01	0.45	16.42	0.50	16.46
40-44	0.93	8.07	0.78	10.56	0.43	11.85	0.47	12.08
45-49	0.83	4.98	0.77	6.95	0.60	8.86	0.60	9.13
50-54	0.62	2.64	0.51	3.86	0.62	5.22	0.65	5.55
55-59	0.38	1.34	0.32	1.76	0.43	2.97	0.50	3.08
60-64	0.25	0.61	0.18	0.77	0.36	1.40	0.30	1.53
65-69	0.11	0.28	0.11	0.37	0.35	0.72	0.24	0.77
70-74	0.07	0.10	0.04	0.14	0.22	0.33	0.21	0.34
75歳以上	0.05	0.03	0.01	0.02	0.08	0.09	0.22	0.22
合計再婚率								
49歳以下	4.53	70.11	3.37	78.89	2.34	83.48	2.42	84.32
総 数	6.01	75.11	4.55	85.82	4.40	94.20	4.53	95.71
平均年齢(件数)	40.70	34.37	42.45	36.03	47.08	37.27	46.93	37.50
平均年齢(率)	42.71	34.99	43.50	36.04	48.87	37.18	49.24	37.38

平均年齢は各歳の件数および率による。1980年、85年の率の平均年齢は第46巻1号の値を訂正した。

図1 年齢別初婚率

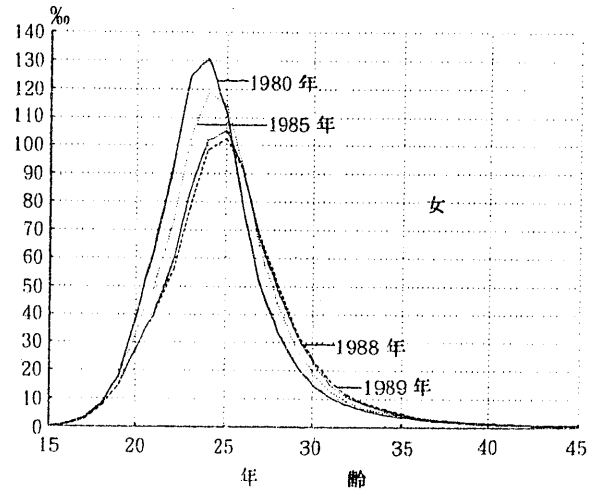
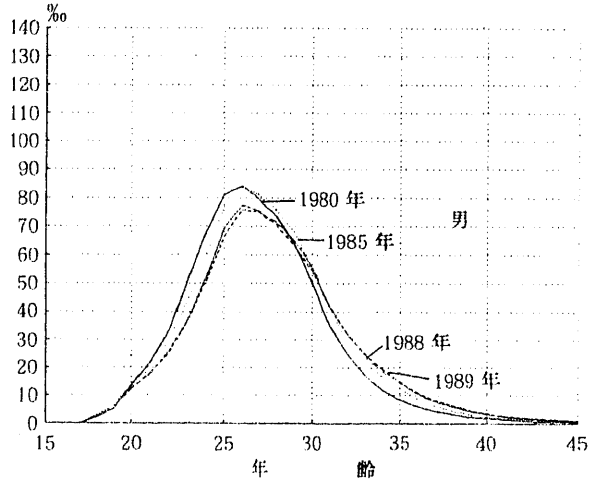


图2 年龄别再婚率

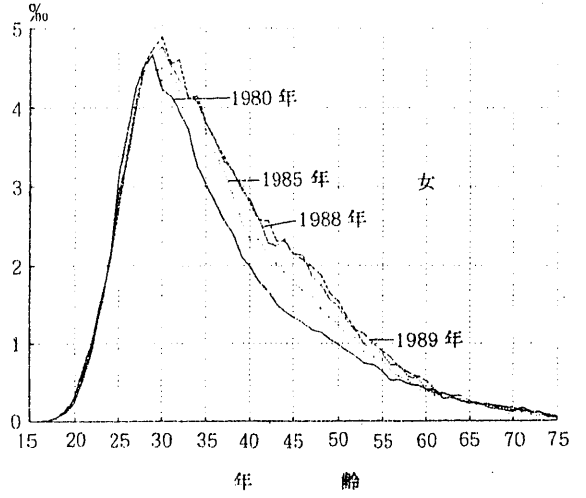
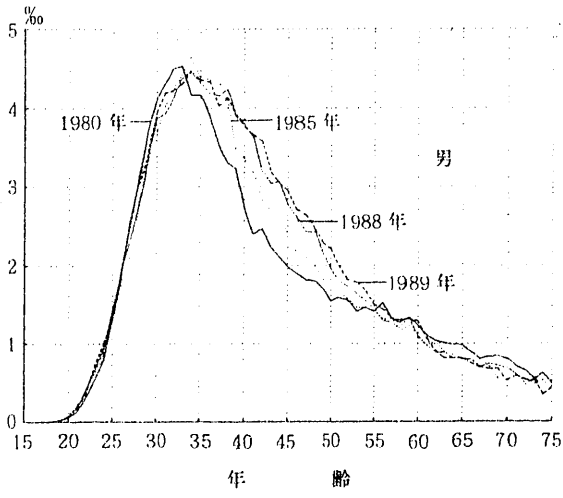


图3 年龄别死别再婚率

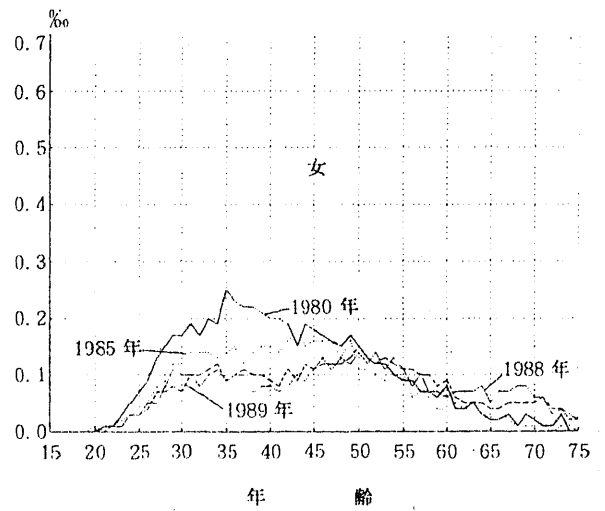
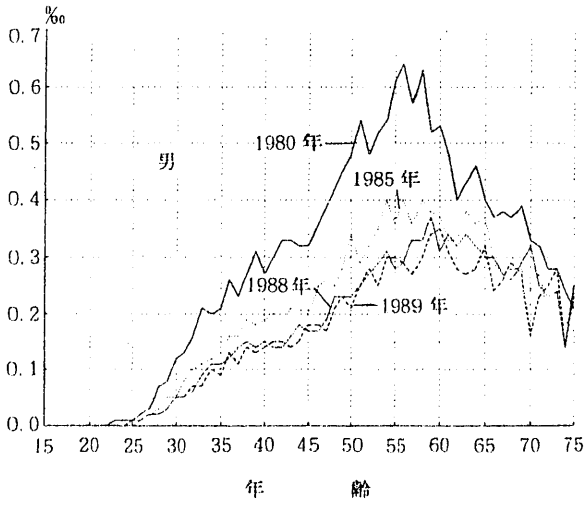
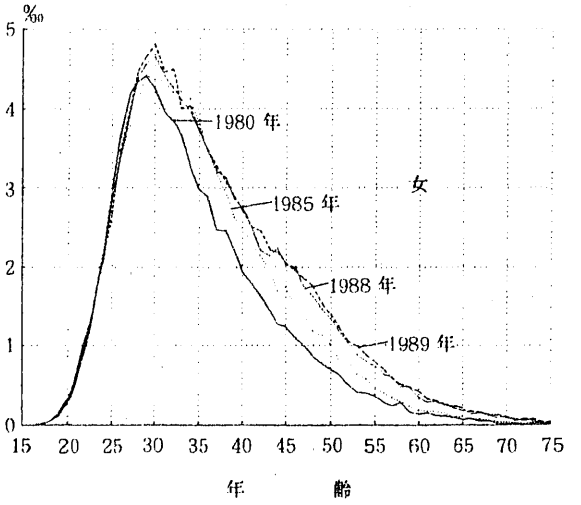
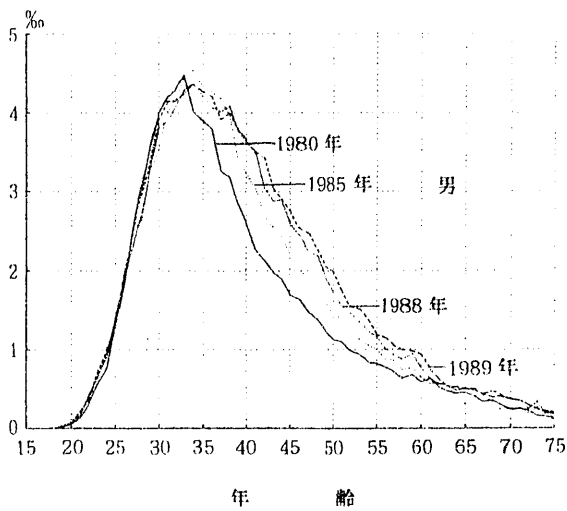


图4 年龄别离婚别再婚率



# 職業別就業者の生命表：1985年

石川 晃

## 1 はじめに

職業には、常時危険な職業や頭腦的職業、人に対する職業などさまざまな職業があり、職場の環境もそれぞれ異なっている。そのような職業環境の違いは、就業者個人の生活のリズムや行動様式も異ならせ、そのことは健康状態や死亡状況にも影響を及ぼすと思われる。また、同一の職業に従事しているものは、質的な条件も類似しており、それらが各職業の就業者集団の死亡状況に格差を生じさせている。

一方、一国の死亡水準はそれら職業集団から構成され、各集団における死亡状況が、全体のそれを決定する。すでに世界のトップにまで達しているわが国の平均寿命の推移や今後の動向を分析するうえで、社会経済的屬性による死亡状況の解析は重要なものとなっている。

本稿は、職業別就業者の生命表を作成し、職業間の死亡格差を明らかにするとともに、死亡格差の生じる原因を死因構造の比較によって明らかにしようとするものである。また従来より作成された職業別生命表<sup>1)</sup>と併せ、死亡状況の動向について分析を行うものである。なお従来は男子就業者についての生命表を作成してきたが、今回は女子における就業者および無職についても同様に作成し、その分析を行った。

## 2 生命表作成方法

職業別就業者の生命表は、職業・年齢別就業人口および死亡数を基に、普通生命表と同じ方法で計算できる。職業別就業人口は、「国勢調査」により1985年10月1日現在のものが得られ、死亡数については、1985年4月1日から86年3月31日までの1年間に発生したものを基に「人口動態職業・産業別統計<sup>2)</sup>」として発表されている。さらに「人口動態職業・産業別統計」には、生命表作成に必要な職業・年齢別就業者の死亡率が既に計算され掲載されている。本生命表は、その死亡率を用いて作成したものである。なお、女子の職業別就業者については、職業に偏りがありさらに少数であるため就業者総数および無職のものにとどめた。

また、小集団の生命表を作成する場合、分母（人口）および分子（死亡）とも少数であり、その結果計算された死亡率は、偶然の変動を受けやすく、不安定なものになってしまう。今回の職業別就業者の場合、高学歴化を反映し10歳代（15～19歳）および20歳代前半の就業者が極端に少なく、また全年齢を通してみても、職業によっては少数集団のものがある。生命表は、その集団の死亡の水準を表す指標（実際の死亡状況）としての目的と、死亡秩序に基づいた仮説的人口モデルを示す目的の2種類がある。たとえば、ある少数集団における特定の年齢で死亡率がゼロとなった場合を考えてみると、その率をそのまま用いて生命表を作成すれば、死亡水準を忠実に表したものであり死亡指標としては正確である。一方、人口モデルとして考えた場合、その年齢内での死亡の発生がないものとして処理

1) 石川晃、「昭和55年職業別男子就業者の生命表」、『人口問題研究』、第173号、1985年1月には、1970年、75年、80年の3か年について掲載しており、今回の時系列比較にはそれを用いている。

2) 厚生省大臣官房統計情報部、『昭和60年度 人口動態職業・産業別統計 人口動態統計特殊報告』、1989年3月。

することは論理的に矛盾し、偶然の変動を取り除かれなければならない。すなわち、実際には死亡の発生が起こらなかつたにもかかわらず、死亡の発生を生じさせることになる。今回の生命表作成では、それら論理的矛盾を少なくし、なお実際の死亡状況を変化させない程度の補整を行った。

具体的な作業手順を示すとつぎのとおりである。

「人口動態職業・産業別統計」に掲載の職業別就業者の年齢別死亡率は、15歳から64歳まで5歳階級、65歳以上については一括に得られる。しかし若年齢における死亡率は少数のため、不安定なものとなっている。そこで、「完全生命表<sup>3)</sup>」を用いて次のように補整をおこなった。

「完全生命表」による0歳から14歳における ${}_n d_x$ および ${}_n L_x$ を用い、中央死亡率 ${}_n m_x$ を

$${}_n m_x = {}_n d_x / {}_n L_x \quad (n=5, x=0, 5, 10)$$

によって求める。

「人口動態職業・産業別統計」に掲載の職業別就業者の年齢別中央死亡率 ${}_n m_x$ (15歳以上)と完全生命表による ${}_n m_x$ (0~14歳)とを合せ、Grevilleのスムージング係数を用い、補整を行う。

死亡率 ${}_n q_x$ は、補整された ${}_n m_x$ を用い次式によって求める。

$${}_n q_n = \frac{{}_n m_x}{\frac{1}{n} + {}_n m_x \left\{ \frac{1}{2} + \frac{n}{12} \left( {}_n m_x - \frac{1}{n} \ln \frac{{}_n m_{x+n}}{{}_n m_x} \right) \right\}}, \quad n=5, x=15, 20, \dots, 60$$

つぎに、死亡数 ${}_n d_x$ を求める。

$${}_n d_x = l_x \times {}_n q_x, \quad l_{x+n} = l_x - {}_n d_x \quad (\text{ただし } l_0 = 100,000)$$

${}_n d_x$ を、GrevilleのInterpolation係数により、各歳の $d_x$ を求める。

以下、 $q_x = d_x / l_x$ ,  $l_{x+1} = l_x - d_x$ により求める。

高年齢(65歳以上)の中央死亡率 ${}_n m_x$ は、一括されたものであり、それを基に生命表関数を導き出すことには無理がある。そこで、職業の相違が死亡状況に格差を生じさせるのは概ね60歳程度までで、それ以上の年齢においてはそれまでの年齢での影響を受けるが、さらに超高年齢に達すると職業の影響を受けず各職業とも同じ死亡率に到達するものと仮定した<sup>4)</sup>。

すなわち、「完全生命表」による1985年の男女別 $q_x$ は、男子107歳、女子108歳まで計算がされており、それら最終年齢をA E, 死亡率 $q_x^*$ , 求める職業別死亡率を $q_x^{\circ}$ とすると、

59歳時の比 $R = q_{59}^{\circ} / q_{59}^*$ とし、

$$q_x^{\circ} = q_x^* \times \left( x + \frac{(1-R)(x-59)}{(A E - 59)} \right)$$

によって求める。

以上のように求められた60歳以上の死亡率と、既に求めた59歳以下のそれを合せ、スムージング処理を行うことにより、つなぎ目の段差を無くし滑らかな曲線とした。

あとは、 $L_x = (l_x + l_{x+1}) / 2$ ,  $e_x = (\sum L_x) / l_x$ により求める。

特定死因を除去した生命表については、死因 $i$ を除去した死亡率を ${}_n q_x^{(-i)}$ , 死因 $i$ による死亡数を ${}_n D_x^i$ とすると、

$${}_n q_x^{(-i)} = 1 - \exp \left\{ (1 - {}_n D_x^i / {}_n D_x) \ln (l_{x+n} / l_x) \right\}$$

3) 厚生省大臣官房統計情報部、『第16回生命表』, 1987年6月。

4) 1980年(前注1)石川晃,「昭和55年職業別男子就業者の生命表」では、51~59歳(職業別死亡率)および91~99歳(一般:簡速静止人口表)を用い、4次回帰式を求め、65~110歳までを補間(補外)した。



表1 職業別男子就業者の生命表：1985年

$x$	$l_x$	$nq_x$	$nd_x$	$nL_x$	$T_x$	$e_x$
0-4	100,000	0.00810	810	496,626	7,744,047	77.44
5-9	99,190	0.00129	128	495,605	7,247,421	73.07
10-14	99,062	0.00100	99	495,085	6,751,816	68.16
就業者総数						
15-19	98,963	0.00214	212	494,311	6,256,731	63.22
20-24	98,751	0.00273	269	493,105	5,762,419	58.35
25-29	98,482	0.00320	316	491,633	5,269,314	53.51
30-34	98,166	0.00364	358	489,969	4,777,681	48.67
35-39	97,809	0.00527	515	487,855	4,287,712	43.84
40-44	97,294	0.00898	873	484,471	3,799,857	39.06
45-49	96,420	0.01492	1,438	478,767	3,315,386	34.38
50-54	94,982	0.02268	2,155	469,826	2,836,619	29.86
55-59	92,827	0.03153	2,927	457,145	2,366,793	25.50
60-64	89,901	0.04637	4,168	439,775	1,909,648	21.24
65+	85,732	1.00000	85,732	1,469,872	1,469,872	17.14

$x$	$l_x$	$nq_x$	$e_x$
無職			
15-19	98,963	0.00259	45.62
20-24	98,706	0.00744	40.73
25-29	97,971	0.01631	36.02
30-34	96,374	0.03105	31.57
35-39	93,382	0.05627	27.49
40-44	88,127	0.08958	23.97
45-49	80,232	0.12051	21.07
50-54	70,564	0.13883	18.61
55-59	60,768	0.13997	16.21
60-64	52,262	0.15928	13.46
65+	43,938	1.00000	10.52

$x$	$l_x$	$nq_x$	$e_x$	$l_x$	$nq_x$	$e_x$	$l_x$	$nq_x$	$e_x$	$l_x$	$nq_x$	$e_x$																																																												
<table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr> <td style="width: 25%;"></td> <td style="width: 25%;">専門的・技術的 職業従事者</td> <td style="width: 25%;">管理的職業従事者</td> <td style="width: 25%;">事務従事者</td> <td style="width: 25%;">販売従事者</td> </tr> <tr> <td>15-19</td> <td>98,963 0.00176 63.74</td> <td>98,963 0.00563 64.29</td> <td>98,963 0.00223 63.88</td> <td>98,963 0.00194 62.12</td> </tr> <tr> <td>20-24</td> <td>98,789 0.00198 58.85</td> <td>98,406 0.00735 59.64</td> <td>98,742 0.00291 59.01</td> <td>98,771 0.00228 57.23</td> </tr> <tr> <td>25-29</td> <td>98,593 0.00216 53.96</td> <td>97,682 0.00689 55.06</td> <td>98,454 0.00342 54.18</td> <td>98,546 0.00244 52.36</td> </tr> <tr> <td>30-34</td> <td>98,380 0.00233 49.08</td> <td>97,009 0.00485 50.43</td> <td>98,117 0.00385 49.35</td> <td>98,305 0.00255 47.48</td> </tr> <tr> <td>35-39</td> <td>98,151 0.00380 44.18</td> <td>96,538 0.00376 45.66</td> <td>97,740 0.00544 44.54</td> <td>98,054 0.00397 42.59</td> </tr> <tr> <td>40-44</td> <td>97,778 0.00700 39.34</td> <td>96,176 0.00575 40.82</td> <td>97,209 0.00935 39.76</td> <td>97,665 0.00820 37.75</td> </tr> <tr> <td>45-49</td> <td>97,094 0.01234 34.60</td> <td>95,622 0.01073 36.04</td> <td>96,299 0.01522 35.11</td> <td>96,864 0.01584 33.04</td> </tr> <tr> <td>50-54</td> <td>95,896 0.02017 30.00</td> <td>94,597 0.01679 31.40</td> <td>94,833 0.02185 30.62</td> <td>95,331 0.02655 28.53</td> </tr> <tr> <td>55-59</td> <td>93,961 0.03028 25.56</td> <td>93,008 0.02355 26.90</td> <td>92,761 0.02800 26.24</td> <td>92,800 0.03912 24.23</td> </tr> <tr> <td>60-64</td> <td>91,116 0.04606 21.28</td> <td>90,817 0.03543 22.48</td> <td>90,163 0.04020 21.92</td> <td>89,169 0.05746 20.11</td> </tr> <tr> <td>65+</td> <td>86,920 1.00000 17.18</td> <td>87,599 1.00000 18.21</td> <td>86,539 1.00000 17.73</td> <td>84,046 1.00000 16.18</td> </tr> </table>														専門的・技術的 職業従事者	管理的職業従事者	事務従事者	販売従事者	15-19	98,963 0.00176 63.74	98,963 0.00563 64.29	98,963 0.00223 63.88	98,963 0.00194 62.12	20-24	98,789 0.00198 58.85	98,406 0.00735 59.64	98,742 0.00291 59.01	98,771 0.00228 57.23	25-29	98,593 0.00216 53.96	97,682 0.00689 55.06	98,454 0.00342 54.18	98,546 0.00244 52.36	30-34	98,380 0.00233 49.08	97,009 0.00485 50.43	98,117 0.00385 49.35	98,305 0.00255 47.48	35-39	98,151 0.00380 44.18	96,538 0.00376 45.66	97,740 0.00544 44.54	98,054 0.00397 42.59	40-44	97,778 0.00700 39.34	96,176 0.00575 40.82	97,209 0.00935 39.76	97,665 0.00820 37.75	45-49	97,094 0.01234 34.60	95,622 0.01073 36.04	96,299 0.01522 35.11	96,864 0.01584 33.04	50-54	95,896 0.02017 30.00	94,597 0.01679 31.40	94,833 0.02185 30.62	95,331 0.02655 28.53	55-59	93,961 0.03028 25.56	93,008 0.02355 26.90	92,761 0.02800 26.24	92,800 0.03912 24.23	60-64	91,116 0.04606 21.28	90,817 0.03543 22.48	90,163 0.04020 21.92	89,169 0.05746 20.11	65+	86,920 1.00000 17.18	87,599 1.00000 18.21	86,539 1.00000 17.73	84,046 1.00000 16.18
	専門的・技術的 職業従事者	管理的職業従事者	事務従事者	販売従事者																																																																				
15-19	98,963 0.00176 63.74	98,963 0.00563 64.29	98,963 0.00223 63.88	98,963 0.00194 62.12																																																																				
20-24	98,789 0.00198 58.85	98,406 0.00735 59.64	98,742 0.00291 59.01	98,771 0.00228 57.23																																																																				
25-29	98,593 0.00216 53.96	97,682 0.00689 55.06	98,454 0.00342 54.18	98,546 0.00244 52.36																																																																				
30-34	98,380 0.00233 49.08	97,009 0.00485 50.43	98,117 0.00385 49.35	98,305 0.00255 47.48																																																																				
35-39	98,151 0.00380 44.18	96,538 0.00376 45.66	97,740 0.00544 44.54	98,054 0.00397 42.59																																																																				
40-44	97,778 0.00700 39.34	96,176 0.00575 40.82	97,209 0.00935 39.76	97,665 0.00820 37.75																																																																				
45-49	97,094 0.01234 34.60	95,622 0.01073 36.04	96,299 0.01522 35.11	96,864 0.01584 33.04																																																																				
50-54	95,896 0.02017 30.00	94,597 0.01679 31.40	94,833 0.02185 30.62	95,331 0.02655 28.53																																																																				
55-59	93,961 0.03028 25.56	93,008 0.02355 26.90	92,761 0.02800 26.24	92,800 0.03912 24.23																																																																				
60-64	91,116 0.04606 21.28	90,817 0.03543 22.48	90,163 0.04020 21.92	89,169 0.05746 20.11																																																																				
65+	86,920 1.00000 17.18	87,599 1.00000 18.21	86,539 1.00000 17.73	84,046 1.00000 16.18																																																																				
<table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr> <td style="width: 25%;"></td> <td style="width: 25%;">農林漁業作業者</td> <td style="width: 25%;">採掘作業者</td> <td style="width: 25%;">運輸・通信従事者</td> <td style="width: 25%;">技能工、生産工程作業者 及び労務作業者</td> </tr> <tr> <td>15-19</td> <td>98,963 0.00369 60.55</td> <td>98,963 0.01081 46.74</td> <td>98,963 0.00252 63.44</td> <td>98,963 0.00200 65.27</td> </tr> <tr> <td>20-24</td> <td>98,598 0.00582 55.77</td> <td>97,893 0.01804 42.21</td> <td>98,714 0.00346 58.59</td> <td>98,765 0.00245 60.40</td> </tr> <tr> <td>25-29</td> <td>98,023 0.00758 51.08</td> <td>96,127 0.02386 37.94</td> <td>98,372 0.00421 53.78</td> <td>98,523 0.00278 55.54</td> </tr> <tr> <td>30-34</td> <td>97,281 0.00902 46.45</td> <td>93,834 0.03041 33.81</td> <td>97,958 0.00468 49.00</td> <td>98,249 0.00308 50.69</td> </tr> <tr> <td>35-39</td> <td>96,403 0.01157 41.85</td> <td>90,980 0.03733 29.79</td> <td>97,499 0.00583 44.22</td> <td>97,947 0.00443 45.84</td> </tr> <tr> <td>40-44</td> <td>95,287 0.01638 37.31</td> <td>87,584 0.04767 25.84</td> <td>96,931 0.00863 39.46</td> <td>97,513 0.00741 41.03</td> </tr> <tr> <td>45-49</td> <td>93,727 0.02332 32.88</td> <td>83,409 0.06664 22.00</td> <td>96,095 0.01356 34.78</td> <td>96,791 0.01173 36.31</td> </tr> <tr> <td>50-54</td> <td>91,541 0.03132 28.61</td> <td>77,850 0.09683 18.39</td> <td>94,792 0.02061 30.22</td> <td>95,656 0.01683 31.71</td> </tr> <tr> <td>55-59</td> <td>88,673 0.03952 24.45</td> <td>70,312 0.13928 15.08</td> <td>92,838 0.02932 25.80</td> <td>94,046 0.02208 27.21</td> </tr> <tr> <td>60-64</td> <td>85,168 0.05504 20.35</td> <td>60,519 0.19341 12.10</td> <td>90,116 0.04396 21.50</td> <td>91,969 0.03308 22.77</td> </tr> <tr> <td>65+</td> <td>80,481 1.00000 16.38</td> <td>48,814 1.00000 9.39</td> <td>86,155 1.00000 17.37</td> <td>88,927 1.00000 18.45</td> </tr> </table>														農林漁業作業者	採掘作業者	運輸・通信従事者	技能工、生産工程作業者 及び労務作業者	15-19	98,963 0.00369 60.55	98,963 0.01081 46.74	98,963 0.00252 63.44	98,963 0.00200 65.27	20-24	98,598 0.00582 55.77	97,893 0.01804 42.21	98,714 0.00346 58.59	98,765 0.00245 60.40	25-29	98,023 0.00758 51.08	96,127 0.02386 37.94	98,372 0.00421 53.78	98,523 0.00278 55.54	30-34	97,281 0.00902 46.45	93,834 0.03041 33.81	97,958 0.00468 49.00	98,249 0.00308 50.69	35-39	96,403 0.01157 41.85	90,980 0.03733 29.79	97,499 0.00583 44.22	97,947 0.00443 45.84	40-44	95,287 0.01638 37.31	87,584 0.04767 25.84	96,931 0.00863 39.46	97,513 0.00741 41.03	45-49	93,727 0.02332 32.88	83,409 0.06664 22.00	96,095 0.01356 34.78	96,791 0.01173 36.31	50-54	91,541 0.03132 28.61	77,850 0.09683 18.39	94,792 0.02061 30.22	95,656 0.01683 31.71	55-59	88,673 0.03952 24.45	70,312 0.13928 15.08	92,838 0.02932 25.80	94,046 0.02208 27.21	60-64	85,168 0.05504 20.35	60,519 0.19341 12.10	90,116 0.04396 21.50	91,969 0.03308 22.77	65+	80,481 1.00000 16.38	48,814 1.00000 9.39	86,155 1.00000 17.37	88,927 1.00000 18.45
	農林漁業作業者	採掘作業者	運輸・通信従事者	技能工、生産工程作業者 及び労務作業者																																																																				
15-19	98,963 0.00369 60.55	98,963 0.01081 46.74	98,963 0.00252 63.44	98,963 0.00200 65.27																																																																				
20-24	98,598 0.00582 55.77	97,893 0.01804 42.21	98,714 0.00346 58.59	98,765 0.00245 60.40																																																																				
25-29	98,023 0.00758 51.08	96,127 0.02386 37.94	98,372 0.00421 53.78	98,523 0.00278 55.54																																																																				
30-34	97,281 0.00902 46.45	93,834 0.03041 33.81	97,958 0.00468 49.00	98,249 0.00308 50.69																																																																				
35-39	96,403 0.01157 41.85	90,980 0.03733 29.79	97,499 0.00583 44.22	97,947 0.00443 45.84																																																																				
40-44	95,287 0.01638 37.31	87,584 0.04767 25.84	96,931 0.00863 39.46	97,513 0.00741 41.03																																																																				
45-49	93,727 0.02332 32.88	83,409 0.06664 22.00	96,095 0.01356 34.78	96,791 0.01173 36.31																																																																				
50-54	91,541 0.03132 28.61	77,850 0.09683 18.39	94,792 0.02061 30.22	95,656 0.01683 31.71																																																																				
55-59	88,673 0.03952 24.45	70,312 0.13928 15.08	92,838 0.02932 25.80	94,046 0.02208 27.21																																																																				
60-64	85,168 0.05504 20.35	60,519 0.19341 12.10	90,116 0.04396 21.50	91,969 0.03308 22.77																																																																				
65+	80,481 1.00000 16.38	48,814 1.00000 9.39	86,155 1.00000 17.37	88,927 1.00000 18.45																																																																				
<table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr> <td style="width: 25%;"></td> <td style="width: 25%;">保安職業従事者</td> <td style="width: 25%;">サービス職業従事者</td> </tr> <tr> <td>15-19</td> <td>98,963 0.00177 64.74</td> <td>98,963 0.00212 60.34</td> </tr> <tr> <td>20-24</td> <td>98,788 0.00197 59.85</td> <td>98,753 0.00298 55.46</td> </tr> <tr> <td>25-29</td> <td>98,593 0.00222 54.96</td> <td>98,459 0.00402 50.62</td> </tr> <tr> <td>30-34</td> <td>98,375 0.00268 50.08</td> <td>98,062 0.00512 45.82</td> </tr> <tr> <td>35-39</td> <td>98,111 0.00423 45.20</td> <td>97,561 0.00767 41.04</td> </tr> <tr> <td>40-44</td> <td>97,697 0.00731 40.38</td> <td>96,812 0.01371 36.34</td> </tr> <tr> <td>45-49</td> <td>96,983 0.01192 35.66</td> <td>95,485 0.02329 31.80</td> </tr> <tr> <td>50-54</td> <td>95,827 0.01795 31.06</td> <td>93,261 0.03497 27.50</td> </tr> <tr> <td>55-59</td> <td>94,107 0.02504 26.58</td> <td>90,000 0.04660 23.40</td> </tr> <tr> <td>60-64</td> <td>91,751 0.03787 22.19</td> <td>85,806 0.06493 19.42</td> </tr> <tr> <td>65+</td> <td>88,276 1.00000 17.96</td> <td>80,235 1.00000 15.58</td> </tr> </table>														保安職業従事者	サービス職業従事者	15-19	98,963 0.00177 64.74	98,963 0.00212 60.34	20-24	98,788 0.00197 59.85	98,753 0.00298 55.46	25-29	98,593 0.00222 54.96	98,459 0.00402 50.62	30-34	98,375 0.00268 50.08	98,062 0.00512 45.82	35-39	98,111 0.00423 45.20	97,561 0.00767 41.04	40-44	97,697 0.00731 40.38	96,812 0.01371 36.34	45-49	96,983 0.01192 35.66	95,485 0.02329 31.80	50-54	95,827 0.01795 31.06	93,261 0.03497 27.50	55-59	94,107 0.02504 26.58	90,000 0.04660 23.40	60-64	91,751 0.03787 22.19	85,806 0.06493 19.42	65+	88,276 1.00000 17.96	80,235 1.00000 15.58																								
	保安職業従事者	サービス職業従事者																																																																						
15-19	98,963 0.00177 64.74	98,963 0.00212 60.34																																																																						
20-24	98,788 0.00197 59.85	98,753 0.00298 55.46																																																																						
25-29	98,593 0.00222 54.96	98,459 0.00402 50.62																																																																						
30-34	98,375 0.00268 50.08	98,062 0.00512 45.82																																																																						
35-39	98,111 0.00423 45.20	97,561 0.00767 41.04																																																																						
40-44	97,697 0.00731 40.38	96,812 0.01371 36.34																																																																						
45-49	96,983 0.01192 35.66	95,485 0.02329 31.80																																																																						
50-54	95,827 0.01795 31.06	93,261 0.03497 27.50																																																																						
55-59	94,107 0.02504 26.58	90,000 0.04660 23.40																																																																						
60-64	91,751 0.03787 22.19	85,806 0.06493 19.42																																																																						
65+	88,276 1.00000 17.96	80,235 1.00000 15.58																																																																						

ただし、65歳以上  $T_{65}^{(-i)}$  は、

$$T_{65}^{(-i)} = l_{65}^{(-i)} \times \frac{T_{65}}{(1 - {}_{\infty}D_{65}^i / {}_{\infty}D_{65}) \times l_{65}}$$

によって求める。

なお死因別死亡確率は、 $\{\sum ({}_n d_x \times {}_n D_x^i / {}_n D_x)\} / l_x$ により求める。

### 3 結果の概要

#### (1) 平均余命

1985年男子就業者（および無職）の生命表は表1のとおりである。就業者総数の15歳時平均余命は、63.22年となり、これは一般（完全生命表）の60.54年に比べ2.68年高い結果となった。ちなみに男子就業者の平均寿命（出生時平均余命）は、15歳未満について一般の死亡率を用いて算出すると、77.44年となった。一方無職の15歳時平均余命は、45.62年であり一般との差は-14.92年、就業者と比較すると-17.60年と大きな差がみられた。職業別に就業者の15歳時平均余命についてみると、「技能工、生産工程作業員および労務作業員」の65.27年が最も長命で、ついで「保安職業従事者」、「管理的職業従事者」の順になった。逆に短命な職業は、「採掘作業員」で46.74年と他の職業と比べ大きな隔たりがみられた。

同様に1985年女子の就業者および無職の生命表では（表2）、職業者の15歳時平均余命は68.90年、無職のそれは63.62年と、就業者の方が5.28年長命である。男子の場合は就業者と無職の差は17.60年であったので、女子の方がその差は僅かである。

1970年以降の男子15歳時平均余命の推移をみると（表3）、全体的に余命は伸びているものの、1975年～80年に「サービス職業従事者」が僅かに下がり、また「採掘作業員」は1975年以降減少し、1975年から85年にかけて9年程度も短命となった。1985年で最も長命な「技能工、生産工程作業員および労務作業員」は、それ以前は必ずしも最長とはいえず、1970年と75年では4位、80年に3位であった。ちなみに、1970年以降の最長職業は、1970年「管理的職業従事者」、1975年「保安職業従事者」、1980年「管理的職業従事者」、そして1985年に「技能工、生産工程作業員および労務作業員」となり、僅差ではあるが首位が入れ替わってきている。それら職業就業者が概ね長命な職業といえそうである。

表2 女子の就業者および無職者の生命表：1985年

$x$	$l_x$	$nq_x$	$nd_x$	${}_n L_x$	$T_x$	$\dot{e}_x$
0-4	100,000	0.00678	678	497,118	8,323,730	83.24
5-9	99,322	0.00075	74	496,407	7,826,612	78.80
10-14	99,248	0.00065	65	496,087	7,330,205	73.86
就業者総数						
15-19	99,183	0.00058	58	495,770	6,834,118	68.90
20-24	99,125	0.00090	89	495,423	6,338,348	63.94
25-29	99,036	0.00140	138	494,850	5,842,925	59.00
30-34	98,898	0.00176	174	494,071	5,348,075	54.08
35-39	98,724	0.00241	238	493,057	4,854,004	49.17
40-44	98,485	0.00356	351	491,609	4,360,947	44.28
45-49	98,135	0.00556	546	489,408	3,869,338	39.43
50-54	97,589	0.00869	848	485,964	3,379,930	34.63
55-59	96,741	0.01290	1,248	480,770	2,893,966	29.91
60-64	95,492	0.02109	2,014	472,877	2,413,196	25.27
65+	93,478	1.00000	93,478	1,940,319	1,940,319	20.76

$x$	$l_x$	$nq_x$	$\dot{e}_x$
無職			
15-19	99,183	0.00103	63.62
20-24	99,081	0.00164	58.68
25-29	98,919	0.00252	53.77
30-34	98,670	0.00385	48.90
35-39	98,289	0.00646	44.08
40-44	97,655	0.01040	39.35
45-49	96,640	0.01571	34.73
50-54	95,122	0.02232	30.25
55-59	92,999	0.03021	25.88
60-64	90,189	0.04478	21.60
65+	86,151	1.00000	17.49

表3 職業別男子就業者の15歳時平均余命の推移：1970～85年

(年)

職業	15歳時平均余命					伸び		
	1970年	1975年	1980年	1985年	順位	1970～75年	1975～80年	1980～85年
一般 <sup>1)</sup>	55.97	58.03	59.35	60.54	—	2.06	1.32	1.19
15歳以上就業者総数	57.79	59.50	60.50	63.22	—	1.71	1.00	2.72
専門的・技術的職業従事者	59.10	60.52	60.52	63.74	5	1.42	0.00	3.22
管理的職業従事者	60.39	60.63	62.12	64.29	3	0.24	1.49	2.17
事務従事者	57.72	59.49	60.91	63.88	4	1.77	1.42	2.97
販売従事者	56.87	58.68	59.97	62.12	7	1.81	1.29	2.15
農林漁業作業者	56.17	57.71	58.74	60.55	8	1.54	1.03	1.81
採掘作業者	52.69	55.09	51.14	46.74	10	2.40	- 3.95	- 4.40
運輸・通信従事者	57.56	59.55	60.12	63.44	6	1.99	0.57	3.32
技能工、生産工程作業者 <sup>2)</sup>	58.25	60.04	61.56	65.27	1	1.79	1.52	3.71
保安職業従事者	59.82	60.98	61.79	64.74	2	1.16	0.81	2.95
サービス職業従事者	57.20	59.39	58.63	60.34	9	2.19	- 0.76	1.71
無職	…	41.08	44.52	45.62	—	…	3.44	1.10
[参考：女子]								
15歳以上就業者総数	…	…	…	68.90	—	…	…	…
無職	…	…	…	63.62	—	…	…	…

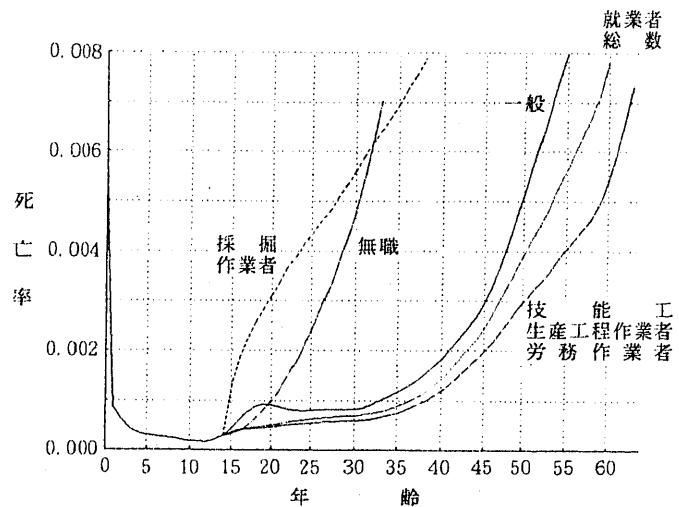
- 1) 厚生省大臣官房統計情報部『完全生命表』による。  
 2) 労務作業者を含む。

一方、短命な職業は1970年以降一貫して「採掘作業者」であり、1980年以降余命が減少したため他の職業との差はますます大きくなってきている。「採掘作業者」について短命な職業は、ほとんど差がなく、あえて挙げるならば1970年、75年「農林漁業作業者」、1980年、85年「サービス職業従事者」である。

(2) 死亡率

1985年における男子職業別就業者のうち、最も長命な職業である「技能工、生産工程作業者および労務作業者」、逆に短命な職業の「採掘作業者」と、さらに一般、就業者総数、無職について年齢別死亡率を比較してみると図1のようになった。まず就業者総数についてみると、15歳時以降一般の死亡率を下回っている。「技能工、生産工程作業者および労務作業者」は、さらにそれより低く、高年齢になるにしたがい就業者総数との差は若干広がっている。「採掘作業者」をみると、若年齢で一気に高死亡率となり、他の就業者のものと異なった傾向を示している。また無職も若年齢より急

図1 職業別男子就業者の $q_x$ 曲線の比較：1985年



激に高率になるが、20歳代までは「採掘作業  
 者」より低いものの、30歳を過ぎたあたり  
 から「採掘作業」よりも高率となる。

一方女子の年齢別死亡率をみると（図  
 2）、一般の死亡率に比べ、就業者総数は  
 低く、無職は高い結果となり、また一般の  
 死亡率曲線に対し就業者総数と無職は、ほ  
 ぼ同じ間隔で推移している。このように女  
 子の無職は高率を示すが、男子の場合のよ  
 うな極端な高率は示してはいない。

### (3) 生存率

死亡率の変化は、平均余命に影響を及ぼ  
 す。死亡率が高ければ平均余命は短くなり、  
 逆に死亡率が低ければ長命となる。しかし、  
 平均余命は特定の年齢以上の死亡率の総合  
 的な指標であり、たとえば15歳時における  
 平均余命とは、15歳以上の死亡率の総合的  
 な指標であるといえる。そこには当然就業  
 可能年齢を過ぎた高齢者の死亡状況も含  
 まれることになる。そこで就業者の死亡  
 状況を生産年齢（15～64歳）間の生存率  
 を求め比較をしてみることにする。

表4は、職業別就業者の15歳から65歳に  
 なるまでの生存率（ $l_{65}/l_{15}$ ）を示したも  
 のである。まず男子について1985年をみ  
 ると、15歳のものが65歳に到達する確率  
 は、一般では82%であるのに対し、就  
 業者総数は87%と5%程度上廻っている。  
 無職は44%と極端に低く半数にも満たな  
 い結果となった。職業別には「採掘作業  
 者」が49%と低い以外は概ね8割代にな  
 っている。最も高い値を示すのは「技能  
 工、生産工程作業員および労務作業員」  
 の90%、「採掘作業員」以外で低い値を示  
 すのは「サービス職業従事者」の81%と、  
 15歳時平均余命の傾向と同じになった。

ちなみに、女子の場合就業者総数は94%  
 と、無職の87%と比べると、その差は7%  
 程度のもとなった。女子の場合には就業、  
 無職のいずれの場合にも9割程度となっ  
 た。

以上のように15歳時平均余命と15歳  
 から65歳までの生存率とはほぼ同じ傾向  
 がみられた。図3はその両指標の相関に  
 ついてみたものである。その結果、概ね  
 回帰線上にあるが、男子無職

図2 女子就業者及び無職の $q_x$ 曲線：1985年

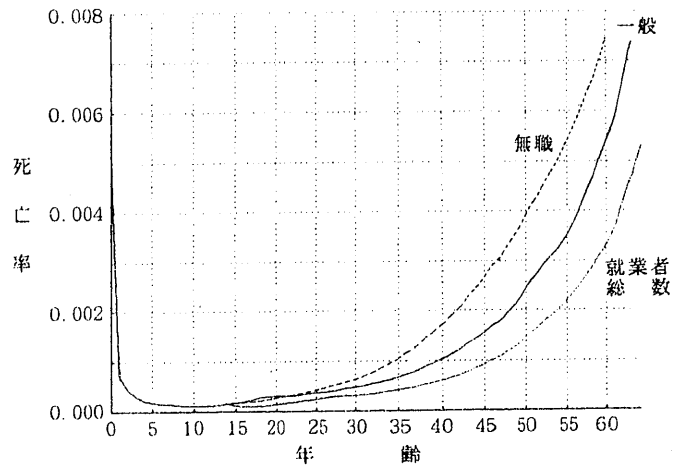


表4 職業別男子、15歳から65歳までの生存率の推移 (%)

職業	1970年	1975年	1980年	1985年
一般 <sup>1)</sup>	73.9	78.3	80.5	82.0
15歳以上就業者総数	78.3	82.0	83.6	86.6
専門的・技術的職業従事者	82.1	85.0	83.7	87.8
管理的職業従事者	86.0	86.2	88.3	88.5
事務従事者	77.7	81.9	84.6	87.4
販売従事者	75.0	79.1	81.7	84.9
農林漁業作業員	74.1	77.5	79.2	81.3
採掘作業員	64.9	70.6	58.7	49.3
運輸・通信従事者	78.1	82.7	83.0	87.1
技能工、生産工程作業員 <sup>2)</sup>	79.8	83.6	86.6	89.9
保安職業従事者	84.1	86.2	87.0	89.2
サービス職業従事者	76.3	81.6	77.8	81.1
無職	...	31.7	39.2	44.4
[参考：女子]				
15歳以上就業者総数	...	...	...	94.2
無職	...	...	...	86.9

1) 厚生省大臣官房統計情報部『完全生命表』による。

2) 労務作業員を含む。

と女子就業者がやや回帰線から離れているのが注目される。回帰線からの隔たりが生じる原因は、他の集団と比較してその集団の64歳までの死亡状況とそれ以上の高年齢の死亡状況との傾向に差があることによる。男子無職と女子就業者が回帰線より下に位置するという事は、15歳以上の死亡率に対し、15歳から64歳までの死亡率の水準が高く、そのことから相対的に高年齢での死亡水準が低いことを示している。すなわち、高年齢での死亡率曲線の傾き（上昇率）が他の集団に比べ緩やかなことがわかる。

#### (4) 死因構造

職業別就業者の死亡水準に格差がみられ、また年齢別死亡率の傾向も異なっている。このような職業間の死亡状況の差は、何によってもたらされたのかを死因構造によってみることにする。まず、特定死因を除去した場合の（15歳時）平均余命の伸びを比較することにより、各死因がどの程度それぞれの集団の死亡水準に影響を及ぼしているかを計測してみよう（表5）。男子について死因順位1位である悪性新生物を除去した場合、一般では5.9年平均余命の伸長がみられるが、就業者総数では8.7年、無職は4.5年とそれぞれ伸び、悪性新生物は無職よりも就業者に対する影響が大きい。同様に各死因をみてみると、主要9死因のうちほとんどの死因で無職に比べ就業者の伸び年の方が高く、逆のケースは自殺、肝硬変（慢性肝疾患）、腎炎（ネフローゼ）の3死因のみとなった。しかし就業者に比べ無職の平均余命の方が低く、仮に同じ年数の伸びであったとしても、その死因が及ぼす影響の度合いは当然平均余命の低い無職の方が高くなる。そこで平均余命に対する伸び率によって比較すると、就業者総数が無職に比べ高い伸び率になったのは、悪性新生物と脳血管疾患の2死因のみとなり、自殺、肝硬変の2死因がその逆で、それ以外の死因では概ね差が生じない結果となった。以上のように就業者と無職の死因構造を比較した結果、無職は就業者に比べると自殺と肝硬変の影響が顕著に高く、そのことから多分に精神的あるいは生活上の不摂生、不養生が影響を及ぼしているといえそうである。

同様に職業別の死因構造についてみると、「採掘作業員」が他の職業に比べ死因構造が異なっていることがわかる。「採掘作業員」は、不慮の事故と自殺の影響が高く、とくに不慮の事故については擡んで高い。逆に3大死因では低い結果となった。そのため、最も影響の多い死因は悪性新生物であるが、ついで不慮の事故による死亡が2位となっている。また「農林漁業作業員」についても「採掘作業員」ほどではないがほぼ同様の傾向がみられる。職業別就業者の死因構造全体を概観すると、死亡水準の低い職業では概ね3大死因の影響が高く、死亡水準の高い職業は不慮の事故ならびに自殺の影響が高い傾向がみられた。

一方女子の就業者と無職を比べると、就業者の3大死因の影響ではそれほど差がないが、無職の場合には悪性新生物の影響が顕著に高く、心疾患および脳血管疾患では、就業者に比べ低い。さらに肺炎（気管支炎）と高血圧性疾患では就業者の方が高く、逆に自殺、肝硬変では無職が高い結果となった。

つぎに、各職業就業者の死因構造を死亡確率によって比較してみよう（表6）。まず、就業者総数をみると悪性新生物で死亡する確率は33%、心疾患は18%、脳血管疾患は16%と、3大死因で死亡する確率は67%にも達する。ちなみに3大死因での死亡確率は、無職で55%、職業で最も割合の多い「保安職業従事者」が69%、割合の少ない「採掘作業員」が53%であった。3大死因以外で職業別の

図3 15歳時平均余命と15歳から65歳までの生存率の相関：1985年

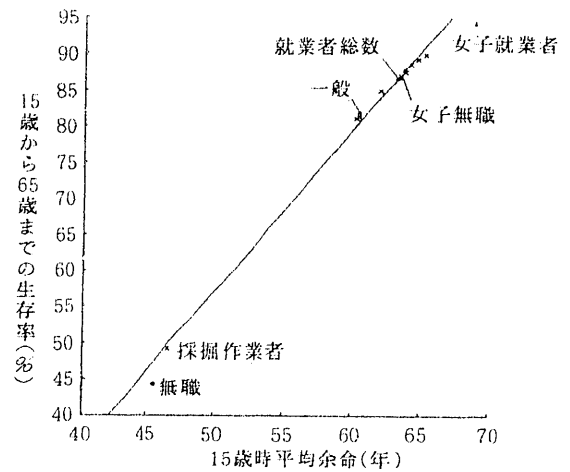


表5 職業別男子の特定死因を除去した場合の(15歳時)平均余命の伸び:1985年

職業	悪性 新生物	心疾患	脳血管 疾患	肺炎お よび気 管支炎	不慮の 事故, 有害作 用	自殺	慢性肝 疾患及 び肝硬 変	腎炎及 ネフ ローゼ	高血圧 性疾患
平均余命の伸び(年)									
一般 <sup>1)</sup>	5.94	3.88	3.42	1.50	0.82	0.62	0.46	0.30	0.23
15歳以上就業者総数	8.67	4.00	3.38	1.24	1.13	0.62	0.45	0.28	0.20
専門的・技術的職業従事者	8.89	4.15	3.00	1.33	0.78	0.45	0.40	0.31	0.22
管理的職業従事者	11.09	4.17	2.89	1.39	0.75	0.59	0.48	0.36	0.17
事務従事者	10.48	4.01	3.16	1.37	0.82	0.52	0.56	0.27	0.21
販売従事者	8.84	3.82	2.95	1.21	0.81	0.53	0.50	0.27	0.17
農林漁業作業	7.60	3.73	3.67	1.01	1.75	1.17	0.39	0.22	0.20
採掘作業	4.96	1.72	1.72	0.45	4.11	1.20	0.46	0.10	0.10
運輸・通信従事者	9.40	4.33	2.70	1.15	1.24	0.59	0.65	0.34	0.16
技能工, 生産工程作業 <sup>2)</sup>	9.33	4.10	3.63	1.24	1.35	0.55	0.45	0.35	0.23
保安職業従事者	11.34	4.03	2.93	0.61	1.68	0.57	0.48	0.12	0.22
サービス職業従事者	8.07	4.15	2.96	1.17	1.01	0.61	0.63	0.27	0.16
無職	4.50	2.92	2.14	0.90	0.80	1.65	1.12	0.29	0.12
〔参考:女子〕									
15歳以上就業者総数	6.30	5.61	5.89	1.39	0.58	0.46	0.34	0.41	0.51
無職	12.89	3.12	2.88	0.55	0.45	0.85	0.66	0.35	0.12
平均余命に対する伸び率(%)									
一般 <sup>1)</sup>	9.8	6.4	5.7	2.5	1.4	1.0	0.8	0.5	0.4
15歳以上就業者総数	13.7	6.3	5.3	2.0	1.8	1.0	0.7	0.4	0.3
専門的・技術的職業従事者	14.0	6.5	4.7	2.1	1.2	0.7	0.6	0.5	0.3
管理的職業従事者	17.2	6.5	4.5	2.2	1.2	0.9	0.7	0.6	0.3
事務従事者	16.4	6.3	5.0	2.2	1.3	0.8	0.9	0.4	0.3
販売従事者	14.2	6.2	4.7	1.9	1.3	0.8	0.8	0.4	0.3
農林漁業作業	12.6	6.2	6.1	1.7	2.9	1.9	0.6	0.4	0.3
採掘作業	10.6	3.7	3.7	1.0	8.8	2.6	1.0	0.2	0.2
運輸・通信従事者	14.8	6.8	4.2	1.8	1.9	0.9	1.0	0.5	0.3
技能工, 生産工程作業 <sup>2)</sup>	14.3	6.3	5.6	1.9	2.1	0.8	0.7	0.5	0.3
保安職業従事者	17.5	6.2	4.5	0.9	2.6	0.9	0.7	0.2	0.3
サービス職業従事者	13.4	6.9	4.9	1.9	1.7	1.0	1.0	0.4	0.3
無職	9.9	6.4	4.7	2.0	1.8	3.6	2.4	0.6	0.3
〔参考:女子〕									
15歳以上就業者総数	9.1	8.1	8.5	2.0	0.8	0.7	0.5	0.6	0.7
無職	20.3	4.9	4.5	0.9	0.7	1.3	1.0	0.5	0.2

1) 厚生省大臣官房統計情報部『完全生命表』による。

2) 労務作業を含む。

うち高い確率を示しているのは「採掘作業」の不慮の事故が17%、自殺が5%と高く、一万無職の自殺が7%、肝硬変が6%などがあげられる。

以上のように各職業別の死因構造をみてきた結果、死亡率の高い無職あるいは「採掘作業」に共通していることは、3大死因での死亡確率が比較的低く、自殺が高い。また「採掘作業」は不慮の

表6 職業別男子の主要死因別死亡確率：1985年

(%)

職業	悪性 新生物	心疾患	脳血管 疾患	肺炎お よび気 管支炎	不慮の 事故、 有害作 用	自殺	慢性肝 疾患及 び肝硬 変	腎炎及 びネフ ローゼ	高血圧 疾患
一般 <sup>1)</sup>	26.6	19.0	17.3	8.6	3.4	2.4	2.3	1.8	1.4
15歳以上就業者総数	32.7	18.1	15.8	6.6	4.6	2.4	2.2	1.5	1.1
専門的・技術的職業従事者	33.4	18.8	14.4	7.1	3.2	1.7	2.0	1.7	1.2
管理的職業従事者	37.0	18.0	13.2	6.9	2.7	2.0	2.3	1.9	0.9
事務従事者	36.4	17.7	14.6	7.1	3.2	1.9	2.8	1.4	1.2
販売従事者	34.4	18.3	14.7	6.8	3.6	2.0	2.6	1.6	1.0
農林漁業作業 者	30.3	17.3	17.3	5.7	6.9	4.1	1.9	1.2	1.2
採掘作業 者	28.6	11.9	12.4	4.2	17.1	5.3	3.3	0.6	1.1
運輸・通信従 事者	34.3	19.2	12.9	6.1	4.5	2.2	3.4	1.9	0.9
技能工、生産工 程作業 <sup>2)</sup>	32.9	17.6	16.0	6.2	5.4	2.0	2.2	1.8	1.2
保安職業従事 者	37.9	17.7	13.6	3.2	7.6	2.2	2.4	0.6	1.2
サービス職業従 事者	32.9	19.8	15.0	6.8	4.3	2.3	3.2	1.6	1.0
無職 〔参考：女子〕	24.6	16.9	13.7	6.4	3.8	7.0	6.0	1.9	1.0
15歳以上就業者 総数	22.9	21.0	21.8	6.2	2.4	1.8	1.6	1.9	2.4
無職	41.5	14.5	13.6	2.9	2.1	3.7	3.5	1.8	0.6

1) 厚生省大臣官房統計情報部『完全生命表』による。

2) 労務作業者を含む。

事故が高く、無職は肝硬変が高めとなった。ちなみに「採掘作業」から不慮の事故を除いたとしても15歳時平均余命は50.85年であり、まだ他の職業のそれには及ばない。しかし、事故による死亡の危険性は他の職業に比べて高く、職場環境が死亡に影響を及ぼしている顕著な例であろう。

#### 4 職業別生命表の問題点

職業間の死亡水準の差の生じる原因には、その職場の環境やそれに伴う生活様式等の相違によってもたらされるものと、集団の人的資質に起因するものとが考えられる。たとえば、就業者と無職の集団の死亡格差の生じる原因について考えてみよう。就業者と無職の死亡率を比較すると、就業者の死亡水準の方が低い結果となった。そのことは、働くこと、あるいは体を鍛えることが長寿の一因であることとも一致している。しかし、本来病弱あるいは健康にすぐれないものが無職の集団に属しやすく、その結果、高死亡率になっていることも考えられる。また、就業者と無職の差を男女別に比較すると、男子の方が格差が大きく、そのことは男子の場合、無職のうち健康に優れないものの占める割合は、女子よりも多く、また女子の無職の原因は、健康とはそれほど関係が強くないため、そのような結果になったと思われる。そのように、ある特定の集団に、健康状態の優れないものが偏る傾向があれば、当然高死亡率となってしまう。

また、死亡届けの記載は「死亡した時の職業」であるため、離職や退職による無職への移動原因が疾病に起因するものであるとしたら、現職期間中よりも離職や退職後の死亡の確率の方が当然高い結果となる。ちなみに、横山ら<sup>5)</sup>は生命保険データを用いて「生前の主たる職業」によるデータを用い

5) 横山英世・野崎貞彦・鈴木一年・塚本宏、「平均余命からみた職業別死亡状況の検討」、『厚生指標』、第36巻第8号、1989年8月。

分析を行っている。それによると必ずしも無職が短命とはなっていない<sup>6)</sup>。

そのようなことは、就業者と無職の場合に限らず、職業あるいは職種によっても考え得ることであり、分析を行う際には注意を要する。また、「死亡者の職業」の申告は、その家族あるいは親族によって行われるため、多分に正確性を欠く可能性が高く、また分類不能の職業（不詳）が多い結果となっている。さらに国勢調査の申告と、死亡届け出の申告に、ある程度の誤差があることも考慮する必要があるだろう。

## 5 おわりに

各職業ごとに生命表を作成し、その死亡水準や年齢別死亡状況さらに死因構造について比較を行った。その結果、平均余命を就業者と無職について比較すると、就業者の方が長く、その差は女子より男子の方が大きい。また、男子の職業別に死亡水準をみると、死亡率の低い職業は、「技能工、生産工程作業員および労務作業員」、「保安職業従事者」、「管理的職業従事者」であり、時系列でも比較的安定している。逆に高死亡率の職業は「採掘作業員」であり、近年死亡率が上昇してきている。以上のような職業就業者別死亡水準に格差がみられ、年齢別にもそれぞれの特徴が認められた。また、職業間格差を生じさせる原因を死因構造によって比較をした結果、「無職」や「採掘作業員」のような死亡率の低い集団は、3大死因（悪性新生物、心疾患、脳血管疾患）での死亡確率は比較的低く、自殺が高いことが分かった。

今後の課題として、職業別生命表の問題点の改善や生命表作成方法の検討、さらに死亡格差の地域特性、職場、生活影響の相違が健康や死亡及ぼす影響等の分析が挙げられよう。また、一国の死亡水準すなわち平均寿命伸長の要因分析として、職業別死亡率変化の寄与度および産業・職業構造の変遷との関係などの分析を行うことにより、死亡水準の今後の動向予測はもとより、平均寿命の限界値を探る一手段として活用できると思われる。

---

6) 横山らの分析に用いたデータは、生命保険加入契約者および契約者の死亡発生状況を基にしたもので、職業は契約時のものである。そのため「生前の主たる職業」に比較的近い。しかし、生命保険の加入時には健康の診査が行われ、そのことにより対照者すなわち保険加入者からは健康に優れないものが除かれてしまう可能性が高い。また、保険料の支払能力等経済的な要素も加味する必要があるだろう。そのため、本稿の結果との違いが生じたものと考えられる。



## 書評・紹介

趙 利 濟 著

### 『アジア太平洋地域の経済発展と人口転換』

時潮社, 1989年, B 5判, 278ページ

ここ数年来, アジア太平洋地域に関する関心は日本においてのみならず, 国際的にも急速にたかまってきている。アジア太平洋地域の地域概念は漠然としており一定の定義はない。政治的に, 経済的に, あるいは地理的にも包括される地域は明確ではない。しかし, いずれにしても21世紀は太平洋の時代あるいはアジアの時代と呼ばれてきた。太平洋岸に面したアジア地域, 特に東アジアや東南アジアの経済成長力は, 世界のいずれの地域よりもダイナミックであるということは, 国際的にも一般に認められている事実である。アジア太平洋地域の地域区分は別の問題として, このように呼ばれる地域に関する最大の関心は経済開発にあり, したがって, 発表される研究書の多くは経済発展に関するものであったと思われる。近代化を代表する経済発展の背後には人口転換があり, 経済発展と深いかかわりをもっている。経済発展を阻害するものも人口変数であり, 経済発展を促進するものも人口変数である。したがって, 経済発展と人口変数との関係についての研究は極めて重要であるにもかかわらず, その組織的研究が欠如していることはアジア太平洋地域研究の大きな欠陥といえよう。このようなアジア太平洋地域研究の欠陥を見事に補填したのが趙利濟博士(Cho Lee-jay)の本書である。著者は周知のように, ハワイの東西センター副総長, そして同センターの人口研究所長であると同時に東アジア, 東南アジアの経済と人口の関係の研究について国際的に, 指導的役割を演じている専門家である。人口・経済・社会と広く学際的に, そして国際的に現地と親しみ, 現地の専門家と深い交流をもつ著者ならではの著書といえるであろう。

本書は第1章のアジア・太平洋地域における人口展望から始まって, 第12章 アジア・太平洋地域の産業転換と人口動態で終わっている。人口から出発して, 産業転換と人口動態の関係で結ばれていることが最大の特徴である。中国, 韓国, 太平洋地域諸国の出生力分析は, アジアの開発途上国における出生力低下の現状とその展望を行ったものであり, 出生力の決定における伝統的, 文化的背景は開発途上国の出生力転換を論ずる場合, 特に留意されなければならない点であり, 著者はインドネシアのジャワとバリについてこの問題をとりあげている。また, 経済発展において教育がどのように重要な役割を演じるかを, アセアン諸国, 東アジア諸国, 北アメリカ, オセアニアといった文字通り環太平洋諸国についての比較分析を行っている。いわゆる人間資源の問題として興味深い実証的研究が第9章で行われている。第10章では特にアジアにおける都市化の現状と, 将来の展望を展開している。各国についてのプライマシー指数の計算結果は興味深いところである(p.207)。第11章の環太平洋地域論は最終章につながる役割を果たしているのである。ここで注目すべき第1の指摘は, この太平洋沿岸地域諸国では地域共同体としての相互作用と協調の必要性に対する認識の増大にともなって, 新しい対応が求められてくるが, その中で特に産業転換と人口転換の両者に対応していくための“波動的調整”が重要な課題となるということである。第2に, この地域の開発途上国が韓国や台湾のような新興工業国の率いる楽隊車(“bandwagon”)に乗り込もうとして生ずる“密集効果”(crowding effect), 第3に, 日米の科学革命の役割を指摘し, 最後にこれらの国の制度的処理の困難な問題の重要性があげられている(p.243)。最終章の第12章には本書の結論でもあり, 著者のもっとも重要な主張の理論的根拠が示されている意味で特に興味深い。いずれにしても, アジア太平洋地域がこの地域のみならず, 世界的な関心の対象となっている今日, 本書は新しい重要な文献を追加したといえよう。

(内野澄子記)

# 統計

## 第43回簡速静止人口表

(1989年4月～1990年3月)

### はじめに

第43回簡速静止人口表は、1989年4月1日から90年3月31日までの死亡統計と1989年10月1日現在の日本人人口の推計を用いて算定した。静止人口表の作成方法は、第38回静止人口表と同様に各歳別に各関数を計算する方法を用いた。主要な結果をここに収録するが、作成方法および結果の詳細については、人口問題研究所の研究資料第250号および第266号を参照されたい。

### 主要結果

出生時の平均余命(平均寿命)は、男子が75.69年であり、女子は81.50年となった。前回と比べ男子は0.04年の伸び、女子は0.02年といずれも小さな伸びにとどまった。平均寿命の男女差は5.81年で、昨年(1988年)の5.83年に比べ0.02年のわずかな縮小となった。前回と比べ平均寿命にはほとんど伸びがみられず、人口問題研究所の簡速静止人口表の時系列としては横ばい傾向であるが、厚生省統計情報部作成の平成元年(1989年)簡易生命表の男子75.91年、女子81.77年に比べると、人口問題研究所の平均寿命は男子で0.22年短く、女子で0.27年短くなっている。これは対象期間の死亡水準違いに基づくものであり、統計情報部簡易生命表では1989年1月～12月が対象期間であるのに対し、人口問題研究所の簡速静止人口表の対象期間は1989年4月～90年3月となっており、1990年に入ってから1月～3月までの死亡水準が前年(1989年)1月～3月よりも高まったことによる。

各年齢の平均余命の伸びは、参考表に示したように、男女とも40歳台まではわずかながら伸びがみられるのに対し、50歳以降では前回よりも低下している。

20歳まで生存する確率は、男子98.8%、女子99.2%、65歳まで生存する確率は男子82.5%、女子91.1%、85歳まででは男子26.7%、女子47.4%である。出生したもののうち、生存者と死亡者の割合が半々になる年齢(確率寿命)は、前回と同じく男子78歳、女子84歳であった。(渡邊吉利・坂東里江子)

静止人口表(生命表)における記号の名称と定義

記号	名 称	定 義
${}_nL_x$	$x$ 歳の生存年数(静止人口)	$\int_0^n l(x+t) dt$
$T_x$	$x$ 歳以後の生存延べ年数 (静止人口の合計)	$\int_0^\omega l(x+t) dt$
$l_x$	$x$ 歳の生存数	$l_0 \times \prod_{t=0}^{x-1} P_t$
${}_nd_x$	$x$ 歳から $x+n-1$ 歳の死亡数	$l_x - l_{x+n}$
${}_np_x$	$x$ 歳から $x+n$ 歳までの生存率	$\frac{l_{x+n}}{l_x}$
${}_nq_x$	$x$ 歳から $x+n$ 歳までの死亡率	$\frac{{}_nd_x}{l_x}$
$\overset{\circ}{e}_x$	$x$ 歳の平均余命	$\frac{T_x}{l_x}$

参考表1 出生時の平均余命 ( $e_0$ ) の推移

期 間	出生時の平均余命			年平均の伸び	
	男	女	男女差	男	女
1947年 4月 ~ 48年 3月	51.54	55.28	3.74		
1950年 4月 ~ 51年 3月	57.91	61.13	3.22	2.12	1.95
1955年 4月 ~ 56年 3月	63.63	67.76	4.13	1.14	1.33
1960年 4月 ~ 61年 3月	65.33	70.15	4.82	0.34	0.48
1965年 4月 ~ 66年 3月	68.09	73.30	5.21	0.55	0.63
1970年 4月 ~ 71年 3月	69.76	75.00	5.24	0.33	0.34
1975年 4月 ~ 76年 3月	71.75	76.98	5.23	0.40	0.40
1980年 4月 ~ 81年 3月	73.46	78.93	5.47	0.34	0.39
1985年 4月 ~ 86年 3月	74.88	80.60	5.72	0.28	0.33
1986年 4月 ~ 87年 3月	75.42	81.25	5.84	0.53	0.65
1987年 4月 ~ 88年 3月	75.56	81.35	5.79	0.14	0.10
1988年 4月 ~ 89年 3月	75.65	81.48	5.83	0.09	0.13
1989年 4月 ~ 90年 3月	75.69	81.50	5.81	0.04	0.02

資料：付表1

参考表2 年齢別余命 ( $e_x$ ) の比較：第43回と第42回

年齢 $x$	男			女		
	第43回	第42回	差	第43回	第42回	差
0	75.692	75.652	0.040	81.501	81.481	0.020
1	75.063	75.025	0.038	80.847	80.840	0.007
2	74.120	74.082	0.038	79.900	79.890	0.010
3	73.160	73.121	0.039	78.933	78.923	0.010
4	72.190	72.150	0.040	77.955	77.945	0.010
0 - 4	75.692	75.652	0.040	81.501	81.481	0.020
5 - 9	71.213	71.173	0.040	76.972	76.962	0.010
10 - 14	66.291	66.253	0.038	72.029	72.015	0.014
15 - 19	61.347	61.310	0.037	67.070	67.058	0.012
20 - 24	56.533	56.501	0.032	62.146	62.134	0.012
25 - 29	51.746	51.718	0.028	57.241	57.226	0.015
30 - 34	46.931	46.906	0.025	52.341	52.329	0.012
35 - 39	42.117	42.092	0.025	47.457	47.447	0.010
40 - 44	37.349	37.336	0.013	42.617	42.611	0.006
45 - 49	32.694	32.687	0.007	37.839	37.834	0.005
50 - 54	28.167	28.172	- 0.005	33.132	33.132	0.000
55 - 59	23.844	23.877	- 0.033	28.521	28.534	- 0.013
60 - 64	19.805	19.857	- 0.052	24.025	24.043	- 0.018
65 - 69	15.989	16.028	- 0.039	19.662	19.690	- 0.028
70 - 74	12.427	12.466	- 0.039	15.519	15.563	- 0.044
75 - 79	9.267	9.328	- 0.061	11.694	11.766	- 0.072
80 - 84	6.621	6.740	- 0.119	8.335	8.483	- 0.148
85 - 89	4.624	4.774	- 0.150	5.700	5.902	- 0.202
90 - 94	3.226	3.292	- 0.066	3.802	3.962	- 0.160
95 - 99	2.279	2.208	0.071	2.509	2.573	- 0.064
100 +	1.604	1.432	0.172	1.606	1.612	- 0.006

第1表 年齢（5歳・各歳）別の結果

(1) 男 Male

第43回簡速静止人口表

年 齢 $x$	静 止 人 口		生 存 数 $l_x$	死 亡 数 $d_x$	生 存 率 $p_x$	死 亡 率 $q_x$	平均余命 $e_x$
	$L_x$	$T_x$					
0	99,570	7,569,196	100,000	488	0.99512	0.00488	75.692
1	99,456	7,469,626	99,512	76	0.99923	0.00077	75.063
2	99,407	7,370,170	99,436	55	0.99945	0.00055	74.120
3	99,360	7,270,763	99,381	40	0.99959	0.00041	73.160
4	99,324	7,171,403	99,341	32	0.99968	0.00032	72.190
0 - 4	497,117	7,569,196	100,000	691	0.99309	0.00691	75.692
5 - 9	496,237	7,072,080	99,309	114	0.99886	0.00114	71.213
10 - 14	495,781	6,575,843	99,196	86	0.99913	0.00087	66.291
15 - 19	494,892	6,080,062	99,110	314	0.99682	0.00318	61.347
20 - 24	492,973	5,585,170	98,795	387	0.99607	0.00393	56.533
25 - 29	491,124	5,092,197	98,407	367	0.99627	0.00373	51.746
30 - 34	489,205	4,601,073	98,040	411	0.99581	0.00419	46.931
35 - 39	486,826	4,111,868	97,629	570	0.99416	0.00584	42.117
40 - 44	483,126	3,625,042	97,059	956	0.99014	0.00986	37.349
45 - 49	477,037	3,141,916	96,102	1,491	0.98447	0.01553	32.694
50 - 54	467,454	2,664,879	94,610	2,451	0.97409	0.02591	28.167
55 - 59	451,479	2,197,425	92,159	4,000	0.95660	0.04340	23.844
60 - 64	427,346	1,745,946	88,159	5,688	0.93548	0.06452	19.805
65 - 69	393,504	1,318,600	82,471	8,029	0.90263	0.09737	15.989
70 - 74	344,508	925,096	74,441	11,795	0.84158	0.15842	12.427
75 - 79	274,251	580,588	62,648	16,379	0.73854	0.26146	9.267
80 - 84	182,726	306,337	46,268	19,537	0.57776	0.42224	6.621
85 - 89	90,016	123,611	26,732	16,318	0.38957	0.61043	4.624
90 - 94	28,328	33,595	10,414	8,104	0.22191	0.77809	3.226
95 - 99	4,886	5,267	2,311	2,073	0.10299	0.89701	2.279
100 +	381	381	238	238	0.00000	1.00000	1.604

第1表 年齢（5歳・各歳）別の結果（つづき）

(2) 女 Female

年 齢 $x$	静 止 人 口		生 存 数 $l_x$	死 亡 数 $d_x$	生 存 率 $p_x$	死 亡 率 $q_x$	平均余命 $e_x$
	$L_x$	$T_x$					
0	99,617	8,150,111	100,000	423	0.99577	0.00423	81.501
1	99,529	8,050,494	99,577	65	0.99935	0.00065	80.847
2	99,490	7,950,965	99,512	42	0.99958	0.00042	79.900
3	99,455	7,851,475	99,470	28	0.99972	0.00028	78.933
4	99,431	7,752,020	99,442	21	0.99979	0.00021	77.955
0 - 4	497,522	8,150,111	100,000	579	0.99421	0.00579	81.501
5 - 9	496,899	7,652,590	99,421	78	0.99923	0.00077	76.972
10 - 14	496,579	7,155,691	99,344	58	0.99942	0.00058	72.029
15 - 19	496,174	6,659,112	99,286	118	0.99881	0.00119	67.070
20 - 24	495,449	6,162,938	99,168	156	0.99842	0.00158	62.146
25 - 29	494,620	5,667,489	99,011	181	0.99817	0.00183	57.241
30 - 34	493,607	5,172,869	98,830	229	0.99768	0.00232	52.341
35 - 39	492,189	4,679,262	98,601	352	0.99643	0.00357	47.457
40 - 44	489,981	4,187,073	98,249	543	0.99447	0.00553	42.617
45 - 49	486,666	3,697,092	97,706	807	0.99173	0.00827	37.839
50 - 54	481,625	3,210,426	96,898	1,220	0.98741	0.01259	33.132
55 - 59	474,108	2,728,801	95,678	1,831	0.98087	0.01913	28.521
60 - 64	462,905	2,254,693	93,848	2,717	0.97105	0.02895	24.025
65 - 69	445,630	1,791,788	91,131	4,389	0.95183	0.04817	19.662
70 - 74	416,987	1,346,158	86,741	7,287	0.91599	0.08401	15.519
75 - 79	369,308	929,171	79,454	12,280	0.84543	0.15457	11.694
80 - 84	289,497	559,863	67,173	19,742	0.70609	0.29391	8.335
85 - 89	178,572	270,366	47,430	23,286	0.50907	0.49093	5.700
90 - 94	73,760	91,794	24,145	16,957	0.29770	0.70230	3.802
95 - 99	16,559	18,034	7,188	6,270	0.12771	0.87229	2.509
100 +	1,475	1,475	918	918	0.00000	1.00000	1.606

第2表 年齢(各歳)別の結果

(1) 男 Male

第43回簡速静止人口表

年 齢 $x$	静 止 人 口		生 存 数 $l_x$	死 亡 数 $d_x$	生 存 率 $p_x$	死 亡 率 $q_x$	平均余命 $e_x^0$
	$L_x$	$T_x$					
0日	1,910	7,569,196	100,000	205	0.99795	0.00205	75.692
1週	5,734	7,567,286	99,795	68	0.99932	0.00068	75.828
4月	9,002	7,561,552	99,727	45	0.99955	0.00045	75.823
2月	8,328	7,552,550	99,682	27	0.99973	0.00027	75.766
3月	24,837	7,544,222	99,655	71	0.99929	0.00071	75.703
6月	49,759	7,519,385	99,584	72	0.99928	0.00072	75.508
0年	99,570	7,569,196	100,000	488	0.99512	0.00488	75.692
1年	99,456	7,469,626	99,512	76	0.99923	0.00077	75.063
2年	99,407	7,370,170	99,436	55	0.99945	0.00055	74.120
3年	99,360	7,270,763	99,381	40	0.99959	0.00041	73.160
4年	99,324	7,171,403	99,341	32	0.99968	0.00032	72.190
5年	99,295	7,072,079	99,309	28	0.99972	0.00028	71.213
6年	99,269	6,972,784	99,281	25	0.99975	0.00025	70.233
7年	99,245	6,873,515	99,256	23	0.99977	0.00023	69.250
8年	99,223	6,774,270	99,234	20	0.99980	0.00020	68.266
9年	99,205	6,675,047	99,214	18	0.99982	0.00018	67.279
10年	99,188	6,575,842	99,196	16	0.99984	0.00016	66.291
11年	99,172	6,476,654	99,180	15	0.99985	0.00015	65.302
12年	99,157	6,377,482	99,165	15	0.99985	0.00015	64.312
13年	99,142	6,278,325	99,150	17	0.99983	0.00017	63.321
14年	99,122	6,179,183	99,133	23	0.99977	0.00023	62.332
15年	99,093	6,080,061	99,110	35	0.99965	0.00035	61.347
16年	99,051	5,980,968	99,075	51	0.99949	0.00051	60.368
17年	98,992	5,881,917	99,024	66	0.99933	0.00067	59.399
18年	98,919	5,782,925	98,958	78	0.99921	0.00079	58.438
19年	98,837	5,684,006	98,879	84	0.99915	0.00085	57.484
20年	98,753	5,585,169	98,795	84	0.99915	0.00085	56.533
21年	98,670	5,486,416	98,711	81	0.99918	0.00082	55.581
22年	98,591	5,387,746	98,629	77	0.99922	0.00078	54.626
23年	98,516	5,289,155	98,552	73	0.99925	0.00075	53.669
24年	98,443	5,190,639	98,479	72	0.99927	0.00073	52.708
25年	98,371	5,092,196	98,407	72	0.99927	0.00073	51.746
26年	98,298	4,993,825	98,335	73	0.99926	0.00074	50.784
27年	98,225	4,895,527	98,262	73	0.99925	0.00075	49.821
28年	98,152	4,797,302	98,189	74	0.99925	0.00075	48.858
29年	98,078	4,699,150	98,115	75	0.99924	0.00076	47.894
30年	98,002	4,601,072	98,040	77	0.99922	0.00078	46.931
31年	97,924	4,503,070	97,963	79	0.99920	0.00080	45.967
32年	97,844	4,405,146	97,885	81	0.99917	0.00083	45.003
33年	97,761	4,307,302	97,803	85	0.99913	0.00087	44.041
34年	97,674	4,209,541	97,719	89	0.99908	0.00092	43.078
35年	97,582	4,111,867	97,629	95	0.99902	0.00098	42.117
36年	97,483	4,014,285	97,534	103	0.99895	0.00105	41.158
37年	97,376	3,916,802	97,431	112	0.99885	0.00115	40.201
38年	97,257	3,819,426	97,318	124	0.99873	0.00127	39.247
39年	97,128	3,722,169	97,195	136	0.99860	0.00140	38.296
40年	96,985	3,625,041	97,059	150	0.99845	0.00155	37.349
41年	96,826	3,528,056	96,908	168	0.99826	0.00174	36.406
42年	96,647	3,431,230	96,740	190	0.99804	0.00196	35.469
43年	96,446	3,334,583	96,550	213	0.99780	0.00220	34.537
44年	96,222	3,238,137	96,337	235	0.99756	0.00244	33.613
45年	95,977	3,141,915	96,102	255	0.99735	0.00265	32.694
46年	95,713	3,045,938	95,848	272	0.99716	0.00284	31.779
47年	95,431	2,950,225	95,576	292	0.99694	0.00306	30.868
48年	95,126	2,854,794	95,283	319	0.99665	0.00335	29.961
49年	94,790	2,759,668	94,964	353	0.99628	0.00372	29.060

第2表 年齢(各歳)別の結果

(1) 男 Male (つづき)

第43回簡速静止人口表

年 齢 $x$	静 止 人 口		生 存 数 $l_x$	死 亡 数 $d_x$	生 存 率 $p_x$	死 亡 率 $q_x$	平均余命 $e_x$
	$L_x$	$T_x$					
50	94,417	2,664,878	94,610	394	0.99583	0.00417	28.167
51	94,001	2,570,461	94,216	437	0.99536	0.00464	27.283
52	93,541	2,476,460	93,779	484	0.99484	0.00516	26.407
53	93,031	2,382,919	93,295	537	0.99424	0.00576	25.542
54	92,464	2,289,888	92,758	599	0.99355	0.00645	24.687
55	91,832	2,197,424	92,159	667	0.99276	0.00724	23.844
56	91,130	2,105,592	91,492	736	0.99196	0.00804	23.014
57	90,361	2,014,462	90,757	802	0.99116	0.00884	22.196
58	89,527	1,924,101	89,954	866	0.99037	0.00963	21.390
59	88,629	1,834,574	89,088	929	0.98957	0.01043	20.593
60	87,667	1,745,945	88,159	995	0.98872	0.01128	19.805
61	86,639	1,658,278	87,164	1,061	0.98782	0.01218	19.025
62	85,543	1,571,639	86,103	1,132	0.98686	0.01314	18.253
63	84,373	1,486,096	84,971	1,209	0.98577	0.01423	17.489
64	83,124	1,401,723	83,762	1,291	0.98458	0.01542	16.735
65	81,785	1,318,599	82,471	1,386	0.98319	0.01681	15.989
66	80,352	1,236,814	81,084	1,482	0.98172	0.01828	15.253
67	78,817	1,156,462	79,602	1,590	0.98003	0.01997	14.528
68	77,167	1,077,645	78,012	1,713	0.97804	0.02196	13.814
69	75,383	1,000,478	76,299	1,858	0.97565	0.02435	13.113
70	73,446	925,095	74,441	2,018	0.97290	0.02710	12.427
71	71,345	851,649	72,424	2,187	0.96981	0.03019	11.759
72	69,073	780,304	70,237	2,357	0.96644	0.03356	11.110
73	66,630	711,231	67,880	2,530	0.96273	0.03727	10.478
74	64,014	644,601	65,350	2,703	0.95864	0.04136	9.864
75	61,218	580,587	62,648	2,892	0.95384	0.04616	9.267
76	58,228	519,369	59,756	3,089	0.94831	0.05169	8.691
77	55,041	461,141	56,667	3,284	0.94204	0.05796	8.138
78	51,661	406,100	53,383	3,472	0.93495	0.06505	7.607
79	48,103	354,439	49,910	3,642	0.92702	0.07298	7.102
80	44,380	306,336	46,268	3,795	0.91797	0.08203	6.621
81	40,519	261,956	42,473	3,923	0.90764	0.09236	6.168
82	36,565	221,438	38,550	3,973	0.89694	0.10306	5.744
83	32,595	184,873	34,577	3,958	0.88554	0.11446	5.347
84	28,667	152,278	30,619	3,888	0.87303	0.12697	4.973
85	24,839	123,611	26,732	3,759	0.85939	0.14061	4.624
86	21,170	98,772	22,973	3,568	0.84468	0.15532	4.300
87	17,725	77,602	19,405	3,313	0.82926	0.17074	3.999
88	14,561	59,877	16,092	3,008	0.81310	0.18690	3.721
89	11,721	45,316	13,084	2,670	0.79596	0.20404	3.463
90	9,225	33,595	10,414	2,318	0.77744	0.22256	3.226
91	7,094	24,370	8,097	1,945	0.75981	0.24019	3.010
92	5,328	17,276	6,152	1,591	0.74132	0.25868	2.808
93	3,901	11,948	4,561	1,268	0.72198	0.27802	2.620
94	2,780	8,047	3,293	982	0.70179	0.29821	2.444
95	1,923	5,267	2,311	738	0.68074	0.31926	2.280
96	1,290	3,344	1,573	537	0.65885	0.34115	2.126
97	836	2,054	1,036	377	0.63613	0.36387	1.982
98	523	1,218	659	255	0.61258	0.38742	1.848
99	314	695	404	166	0.58821	0.41179	1.722
100+	381	381	238	238	0.00000	1.00000	1.604

第2表 年齢(各歳)別の結果

(2) 女 Female

第43回簡速静止人口表

年 齡 $x$	静 止 人 口		生 存 数 $l_x$	死 亡 数 $d_x$	生 存 率 $p_x$	死 亡 率 $q_x$	平均余命 $e_x$
	$L_x$	$T_x$					
0日	1,911	8,150,111	100,000	177	0.99823	0.00177	81.501
1週	5,736	8,148,200	99,823	64	0.99936	0.00064	81.626
4	9,016	8,142,464	99,759	36	0.99964	0.00036	81.621
2月	8,332	8,133,448	99,723	26	0.99974	0.00026	81.560
3	24,849	8,125,116	99,697	59	0.99941	0.00059	81.498
6	49,773	8,100,267	99,638	61	0.99939	0.00061	81.297
0年	99,617	8,150,111	100,000	423	0.99577	0.00423	81.501
1	99,529	8,050,494	99,577	65	0.99935	0.00065	80.847
2	99,490	7,950,965	99,512	42	0.99958	0.00042	79.900
3	99,455	7,851,475	99,470	28	0.99972	0.00028	78.933
4	99,431	7,752,020	99,442	21	0.99979	0.00021	77.955
5	99,412	7,652,589	99,421	18	0.99982	0.00018	76.972
6	99,395	7,553,177	99,403	17	0.99983	0.00017	75.985
7	99,378	7,453,782	99,386	16	0.99984	0.00016	74.998
8	99,364	7,354,404	99,371	14	0.99986	0.00014	74.010
9	99,350	7,255,040	99,357	13	0.99987	0.00013	73.020
10	99,338	7,155,690	99,344	11	0.99989	0.00011	72.029
11	99,327	7,056,352	99,333	11	0.99989	0.00011	71.037
12	99,316	6,957,025	99,322	11	0.99989	0.00011	70.045
13	99,305	6,857,709	99,311	12	0.99988	0.00012	69.053
14	99,293	6,758,404	99,299	13	0.99987	0.00013	68.061
15	99,279	6,659,111	99,286	16	0.99984	0.00016	67.070
16	99,261	6,559,832	99,270	20	0.99980	0.00020	66.081
17	99,239	6,460,571	99,250	24	0.99976	0.00024	65.094
18	99,212	6,361,332	99,226	28	0.99972	0.00028	64.110
19	99,183	6,262,120	99,198	30	0.99969	0.00031	63.127
20	99,152	6,162,937	99,168	31	0.99968	0.00032	62.146
21	99,121	6,063,785	99,137	31	0.99968	0.00032	61.166
22	99,090	5,964,664	99,105	31	0.99969	0.00031	60.185
23	99,059	5,865,574	99,074	31	0.99969	0.00031	59.204
24	99,027	5,766,515	99,043	32	0.99968	0.00032	58.222
25	98,995	5,667,488	99,011	33	0.99967	0.00033	57.241
26	98,961	5,568,493	98,978	35	0.99965	0.00035	56.260
27	98,926	5,469,532	98,944	36	0.99963	0.00037	55.279
28	98,888	5,370,606	98,907	38	0.99961	0.00039	54.300
29	98,850	5,271,718	98,869	39	0.99960	0.00040	53.320
30	98,809	5,172,868	98,830	41	0.99959	0.00041	52.341
31	98,768	5,074,059	98,789	42	0.99957	0.00043	51.363
32	98,724	4,975,291	98,746	45	0.99955	0.00045	50.385
33	98,678	4,876,567	98,702	48	0.99951	0.00049	49.407
34	98,628	4,777,889	98,654	53	0.99947	0.00053	48.431
35	98,572	4,679,261	98,601	58	0.99941	0.00059	47.457
36	98,511	4,580,689	98,543	64	0.99935	0.00065	46.484
37	98,444	4,482,178	98,479	70	0.99929	0.00071	45.514
38	98,371	4,383,734	98,409	77	0.99922	0.00078	44.546
39	98,291	4,285,363	98,332	83	0.99916	0.00084	43.581
40	98,205	4,187,072	98,249	90	0.99908	0.00092	42.617
41	98,110	4,088,867	98,159	100	0.99898	0.00102	41.656
42	98,005	3,990,757	98,059	109	0.99889	0.00111	40.698
43	97,892	3,892,752	97,950	118	0.99879	0.00121	39.742
44	97,769	3,794,860	97,832	126	0.99871	0.00129	38.790
45	97,639	3,697,091	97,706	134	0.99862	0.00138	37.839
46	97,500	3,599,452	97,571	145	0.99852	0.00148	36.891
47	97,349	3,501,952	97,427	158	0.99837	0.00163	35.944
48	97,182	3,404,603	97,268	176	0.99819	0.00181	35.002
49	96,996	3,307,421	97,092	194	0.99800	0.00200	34.065

第2表 年齢(各歳)別の結果

(2) 女 Female (つづき)

第43回簡速静止人口表

年 齡 $x$	静 止 人 口		生 存 数 $l_x$	死 亡 数 $d_x$	生 存 率 $p_x$	死 亡 率 $q_x$	平均余命 $e_x$
	$L_x$	$T_x$					
50	96,794	3,210,425	96,898	211	0.99782	0.00218	33.132
51	96,575	3,113,531	96,687	226	0.99766	0.00234	32.203
52	96,342	3,017,056	96,461	241	0.99751	0.00249	31.277
53	96,092	2,920,714	96,220	259	0.99731	0.00269	30.355
54	95,822	2,824,622	95,961	283	0.99705	0.00295	29.435
55	95,525	2,728,800	95,678	311	0.99675	0.00325	28.521
56	95,200	2,633,275	95,367	338	0.99646	0.00354	27.612
57	94,849	2,538,075	95,029	364	0.99617	0.00383	26.708
58	94,471	2,443,226	94,665	393	0.99585	0.00415	25.809
59	94,063	2,348,755	94,272	425	0.99550	0.00450	24.915
60	93,620	2,254,692	93,848	461	0.99509	0.00491	24.025
61	93,141	2,161,072	93,387	498	0.99467	0.00533	23.141
62	92,624	2,067,931	92,889	537	0.99422	0.00578	22.262
63	92,065	1,975,307	92,352	582	0.99369	0.00631	21.389
64	91,455	1,883,242	91,769	639	0.99304	0.00696	20.522
65	90,783	1,791,787	91,131	707	0.99224	0.00776	19.662
66	90,039	1,701,004	90,423	781	0.99136	0.00864	18.812
67	89,217	1,610,965	89,642	866	0.99034	0.00966	17.971
68	88,304	1,521,748	88,777	963	0.98915	0.01085	17.141
69	87,287	1,433,444	87,813	1,072	0.98779	0.01221	16.324
70	86,159	1,346,157	86,741	1,185	0.98634	0.01366	15.519
71	84,913	1,259,998	85,556	1,307	0.98472	0.01528	14.727
72	83,540	1,175,085	84,249	1,441	0.98289	0.01711	13.948
73	82,025	1,091,545	82,808	1,592	0.98078	0.01922	13.182
74	80,350	1,009,520	81,216	1,762	0.97831	0.02169	12.430
75	78,493	929,170	79,454	1,958	0.97536	0.02464	11.694
76	76,426	850,677	77,496	2,179	0.97188	0.02812	10.977
77	74,125	774,251	75,317	2,427	0.96777	0.03223	10.280
78	71,560	700,126	72,890	2,707	0.96286	0.03714	9.605
79	68,704	628,566	70,182	3,009	0.95712	0.04288	8.956
80	65,534	559,862	67,173	3,329	0.95044	0.04956	8.335
81	62,032	494,328	63,844	3,680	0.94236	0.05764	7.743
82	58,190	432,296	60,164	3,997	0.93356	0.06644	7.185
83	54,057	374,106	56,167	4,260	0.92415	0.07585	6.661
84	49,684	320,050	51,907	4,476	0.91376	0.08624	6.166
85	45,122	270,366	47,430	4,639	0.90220	0.09780	5.700
86	40,429	225,244	42,791	4,735	0.88936	0.11064	5.264
87	35,681	184,816	38,057	4,747	0.87527	0.12473	4.856
88	30,965	149,135	33,310	4,668	0.85985	0.14015	4.477
89	26,375	118,170	28,642	4,497	0.84301	0.15699	4.126
90	22,001	91,794	24,145	4,235	0.82458	0.17542	3.802
91	17,948	69,794	19,910	3,855	0.80640	0.19360	3.506
92	14,306	51,845	16,055	3,423	0.78680	0.21320	3.229
93	11,113	37,539	12,632	2,959	0.76574	0.23426	2.972
94	8,392	26,426	9,673	2,485	0.74315	0.25685	2.732
95	6,141	18,034	7,188	2,020	0.71897	0.28103	2.509
96	4,341	11,893	5,168	1,586	0.69314	0.30686	2.301
97	2,953	7,552	3,582	1,198	0.66561	0.33439	2.108
98	1,926	4,599	2,384	867	0.63632	0.36368	1.929
99	1,198	2,673	1,517	599	0.60523	0.39477	1.762
100 +	1,475	1,475	918	918	0.00000	1.00000	1.606



# 全国人口の再生産に関する主要指標：1989年

1989年日本の全国人口の再生産に関する主要指標を、1989年1月から12月までの出生・死亡統計（確定数）、1989年10月1日現在の日本人人口の推計結果および第43回簡速静止人口表の数値に基づいて算出した。その内容は1930年全国人口を標準人口とする標準化人口動態率、女子の人口再生産率ならびに女子の安定人口諸指標である。各指標の定義については、研究資料の第243号（1986年12月刊）を参照されたい。なお、女子の安定人口構造諸指標のうち年齢構造係数については、昨年に引き続き今回も、女子の年齢構造係数だけでなく男子の年齢構造係数を計算・掲載した。本統計は日本人女子の出生力に関するものであるが、日本における外国人をも含む出生力の動向に関しては本号掲載の廣嶋・坂東「日本の出生動向：1988～1989年」を参照されたい。

主要結果は次のとおりである。1989年の出生数は1,246,802であり、ここ数年来の出生数減少の記録をさらに更新した。死亡数は前年までとは変わり減少して788,594となった。1989年の普通出生率は10.18%、普通死亡率は6.44%、自然増加率は3.74%となり、普通出生率と自然増加率は前年に引き続き戦後のもっとも低い水準の記録を更新した。前年に比べ普通出生率は0.59ポイント、自然増加率は0.53ポイントと比較的大きな低下となり、普通死亡率も前年より0.06ポイントと小幅ながら低下した。

標準化人口動態率をみると、出生率は前年の11.66%から0.64ポイント低下して11.02%となり、死亡率は前年の2.90%から0.11ポイント低下して2.79%であった。また標準化自然増加率は8.23%となった。

人口再生産率は、1985年以降の低下傾向がさらに続いている。1989年の合計特殊出生率についてみると、前年の1.656から0.084ポイント低下して1.572となった。それに伴い、総再生産率は0.764、純再生産率は0.756とそれぞれ低下した。こうした人口再生産率低下の動向は、日本社会における結婚、出産、育児といった世代の再生産をめぐる環境の整備について一定の考慮・再検討を促すものといえよう。

女子人口の安定人口動態率をみると、増加率は-9.69%、出生率は7.94%といずれも前年より低下し、死亡率は17.63%と増加した。1989年の女子の安定人口世代間隔は28.92年である。安定人口年齢構造の女子における65歳以上人口割合は29.90%と1989年の実際人口の13.71%の2倍以上となっている。（渡邊吉利・坂東里江子）

第1表 年次別標準化人口動態率：1925年～1989年（付 普通人口動態率）

Table 1. Standardized and Crude Vital Rates: 1925-1989

年次 Year	標準化人口動態率 (%) Standardized vital rates			1930年を基準とした指数 (%) Index of standardized vital rates (1930=100)			〔参考〕普通人口動態率 (%) Crude vital rates		
	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc. rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc. rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc. rate
1925	35.27	20.24	15.03	109.0	111.4	106.0	34.92	20.27	14.65
1930	32.35	18.17	14.18	100.0	100.0	100.0	32.35	18.17	14.18
1940	27.74	16.80	10.94	85.7	92.5	77.2	28.95	16.24	12.71
1947	30.87	15.40	15.47	95.4	84.8	109.1	34.54	14.68	19.86
1950	25.47	11.03	14.44	78.7	60.7	101.8	28.27	10.95	17.32
1955	16.88	7.70	9.18	52.2	42.4	64.7	19.52	7.82	11.70
1960	14.69	7.02	7.67	45.4	38.6	54.1	17.30	7.61	9.69
1965	15.74	5.99	9.75	48.7	33.0	68.8	18.67	7.17	11.50
1970	15.26	5.22	10.04	47.2	28.7	70.8	18.76	6.91	11.85
1975	14.32	4.25	10.07	44.3	23.4	71.0	17.09	6.31	10.78
1979	13.07	3.60	9.47	40.4	19.8	66.8	14.23	5.97	8.26
1980	12.76	3.62	9.14	39.4	19.9	64.5	13.56	6.21	7.35
1981	12.55	3.48	9.07	38.8	19.2	64.0	13.05	6.15	6.90
1982	12.75	3.31	9.44	39.4	18.2	66.6	12.84	6.03	6.81
1983	12.95	3.31	9.64	40.0	18.2	68.0	12.70	6.23	6.47
1984	12.96	3.20	9.76	40.1	17.6	68.8	12.46	6.19	6.27
1985	12.53	3.06	9.47	38.7	16.8	66.8	11.90	6.25	5.65
1986	12.26	2.99	9.27	37.9	16.5	65.4	11.43	6.21	5.22
1987	11.95	2.88	9.07	36.9	15.9	64.0	11.08	6.18	4.90
1988	11.66	2.90	8.76	36.0	16.0	61.8	10.77	6.50	4.27
1989	11.02	2.79	8.23	34.1	15.4	58.0	10.18	6.44	3.74

1930年全国人口を標準人口に採り、Newsholme-Stevensonの任意標準人口標準化法の直接法による。総務庁統計局の国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生・死亡数によって算出。率算出の基礎人口は、1940年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を、1947年以降は日本人人口を用いている。なお、1940年以前および1973年以降は沖縄県を含んでいる。

第2表 年次別女子の人口再生産率：1925～1989年  
Table 2. Reproduction Rates for Female : 1925 - 1989

年次 Year	合計特殊 出生率 TFR	総 再生産率 GRR	純 再生産率 NRR	再生産 残存率 (3) / (2)	静止粗 再生産率 (1) / (3)	(1) - (5)	1930年を基準とした指数 Index of reproduction rates (1930=100)		
							合計特殊 出生率 TFR	総 再生産率 GRR	純 再生産率 NRR
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)			
1925	5.107	2.511	1.559	0.621	3.276	1.831	108.4	109.3	102.5
1930	4.713	2.297	1.521	0.662	3.099	1.614	100.0	100.0	100.0
1940	4.113	2.006	1.437	0.716	2.862	1.251	87.3	87.3	94.5
1947	4.541	2.208	1.717	0.778	2.645	1.896	96.4	96.1	112.9
1950	3.650	1.772	1.511	0.853	2.416	1.234	77.4	77.1	99.3
1955	2.369	1.152	1.058	0.918	2.239	0.130	50.3	50.2	69.6
1960	2.004	0.975	0.921	0.945	2.176	-0.172	42.5	42.4	60.6
1965	2.139	1.042	1.008	0.967	2.122	0.017	45.4	45.4	66.3
1970	2.135	1.031	1.004	0.974	2.126	0.009	45.3	44.9	66.0
1975	1.909	0.926	0.908	0.981	2.102	-0.193	40.5	40.3	59.7
1979	1.769	0.858	0.845	0.985	2.093	-0.324	37.5	37.4	55.6
1980	1.747	0.848	0.835	0.985	2.091	-0.344	37.1	36.9	54.9
1981	1.741	0.846	0.833	0.986	2.089	-0.348	36.9	36.8	54.8
1982	1.770	0.861	0.849	0.986	2.085	-0.315	37.6	37.5	55.8
1983	1.801	0.875	0.864	0.987	2.084	-0.283	38.2	38.1	56.8
1984	1.811	0.882	0.870	0.987	2.081	-0.270	38.4	38.4	57.2
1985	1.764	0.858	0.848	0.988	2.081	-0.317	37.4	37.4	55.8
1986	1.723	0.837	0.827	0.988	2.084	-0.361	36.6	36.4	54.4
1987	1.691	0.822	0.812	0.988	2.083	-0.392	35.9	35.8	53.4
1988	1.656	0.806	0.796	0.989	2.080	-0.423	35.1	35.1	52.4
1989	1.572	0.764	0.756	0.989	2.080	-0.508	33.4	33.3	49.7

注：国勢調査人口およびそれに基づく推計人口，人口動態統計による出生数ならびに生命表の生残数（ $L_x^f$ ）によって算出。率算出の基礎人口は，1940年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を，1947年以降は日本人人口を用いている。なお，1940年以前および1973年以降は沖縄県を含む。

第3表 年次別女子の安定人口動態率，平均世代間隔および年齢構造係数：1925年～1989年  
(付 女子の実際人口年齢構造係数)

Table 3. Intrinsic Vital Rates, Average Length of Generation of Stable Population and Age Composition of Stable and Actual Populations for Female : 1925 - 1989

年次 Year	安定人口動態率(%) Intrinsic vital rates			安定人口 平均世代 間隔(年) Ave. len. of gen.	安定人口年齢構造係数(%) Age composition of stable population			〔参考〕 実際人口年齢構造係数(%) Age composition of actual population		
	増加率 Increase rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate		0 - 14	15 - 64	65 +	0 - 14	15 - 64	65 +
1925	15.19	35.95	20.76	29.24	37.57	57.77	4.66	36.54	57.73	5.73
1930	14.19	32.87	18.68	29.56	35.79	58.83	5.38	36.45	58.11	5.44
1940	11.99	28.60	16.61	30.22	33.59	60.36	6.05	35.71	58.84	5.45
1947	18.09	32.12	14.03	29.89	36.34	58.42	5.24	34.04	60.50	5.47
1950	14.12	25.30	11.18	29.23	32.07	60.87	7.07	34.11	60.24	5.65
1955	1.95	15.86	13.91	28.77	22.23	64.15	13.62	32.10	61.89	6.02
1960	-2.95	12.72	15.67	27.86	18.81	64.63	16.57	28.82	64.80	6.39
1965	0.30	13.80	13.50	27.68	20.23	63.72	18.05	24.64	68.43	6.93
1970	0.16	13.42	13.26	27.73	19.80	63.06	17.14	22.94	69.26	7.80
1975	-3.51	11.25	14.76	27.47	17.12	61.92	20.95	23.35	67.79	8.86
1979	-6.09	9.84	15.93	27.73	15.31	60.60	24.03	22.82	67.10	10.07
1980	-6.48	9.61	16.08	27.79	15.00	60.23	24.77	22.52	67.11	10.37
1981	-6.53	9.54	16.07	27.88	14.91	60.00	25.09	22.43	66.89	10.68
1982	-5.84	9.77	15.60	27.98	15.19	59.79	25.02	21.99	67.03	10.98
1983	-5.22	10.01	15.23	28.06	15.49	59.78	24.72	21.57	67.16	11.27
1984	-4.94	10.06	14.99	28.17	15.54	59.47	24.99	21.11	67.37	11.52
1985	-5.84	9.64	15.47	28.32	15.00	59.18	25.81	20.61	67.38	12.01
1986	-6.68	9.18	15.86	28.45	14.39	58.40	27.22	20.04	67.60	12.36
1987	-7.27	8.92	16.19	28.60	14.05	58.22	27.73	19.40	67.77	12.83
1988	-7.91	8.64	16.55	28.76	13.68	57.93	28.40	18.72	68.01	13.26
1989	-9.69	7.94	17.63	28.92	12.74	57.35	29.90	18.04	68.24	13.71

第4表 女子の年齢(各歳・5歳階級)別人口, 出生数, 出生率および生残数ならびに人口再生産率: 1989年  
 Table 4. Population, Number of Births and Specific Fertility Rates by Age,  
 and Reproduction Rates for Female: 1989

年 齢 $x$ (1)	女子人口 $P_x^F$ (2)	出 生 数			出 生 率		生 残 数 (静止人口) $L_x^F$ (8)	期待女兒数 $(8) \times (7)$ 10万 (9)	〔参考〕 1988年 出生率
		総 数 $B_x$ (3)	男 $B_x^M$ (4)	女 $B_x^F$ (5)	出生率 (3) / (2) (6)	女兒出生率 (5) / (2) (7)			
15	985,376	125	61	64	0.00013	0.00006	99,279	0.00006	0.00012
16	1,002,778	568	293	275	0.00057	0.00027	99,261	0.00027	0.00063
17	980,203	2,035	1,039	996	0.00208	0.00102	99,239	0.00101	0.00215
18	957,973	4,541	2,357	2,184	0.00474	0.00228	99,212	0.00226	0.00499
19	926,420	9,929	5,092	4,837	0.01072	0.00522	99,183	0.00518	0.01082
20	912,220	16,828	8,711	8,117	0.01845	0.00890	99,152	0.00882	0.01926
21	890,805	26,049	13,395	12,653	0.02924	0.01420	99,121	0.01408	0.02759
22	897,296	34,674	17,719	16,954	0.03864	0.01890	99,090	0.01872	0.05012
23	699,055	48,169	24,872	23,298	0.06891	0.03333	99,059	0.03301	0.06668
24	866,548	76,654	39,690	36,964	0.08846	0.04266	99,027	0.04224	0.09814
25	806,529	94,175	48,481	45,693	0.11677	0.05665	98,995	0.05608	0.13077
26	783,852	112,006	57,431	54,576	0.14289	0.06962	98,961	0.06890	0.15790
27	761,807	121,406	62,221	59,186	0.15937	0.07769	98,926	0.07686	0.17265
28	752,351	122,131	62,793	59,339	0.16233	0.07887	98,888	0.07799	0.17320
29	761,147	116,392	59,415	56,978	0.15292	0.07486	98,850	0.07400	0.16282
30	778,270	106,144	54,679	51,465	0.13638	0.06613	98,809	0.06534	0.13955
31	761,974	85,148	43,804	41,344	0.11175	0.05426	98,768	0.05359	0.11693
32	741,688	68,076	34,924	33,152	0.09179	0.04470	98,724	0.04413	0.09173
33	784,170	55,187	28,283	26,904	0.07038	0.03431	98,678	0.03386	0.06904
34	816,935	42,183	21,787	20,397	0.05164	0.02497	98,628	0.02462	0.05198
35	819,463	31,274	15,960	15,313	0.03816	0.01869	98,572	0.01842	0.03644
36	879,929	23,288	11,972	11,315	0.02647	0.01286	98,511	0.01267	0.02577
37	933,414	16,736	8,496	8,240	0.01793	0.00883	98,444	0.00869	0.01727
38	997,210	12,290	6,354	5,936	0.01232	0.00595	98,371	0.00586	0.01173
39	1,077,504	8,654	4,483	4,171	0.00803	0.00387	98,291	0.00380	0.00752
40	1,187,404	5,807	2,978	2,829	0.00489	0.00238	98,205	0.00234	0.00476
41	1,185,023	3,382	1,725	1,657	0.00285	0.00140	98,110	0.00137	0.00260
42	1,130,532	1,712	886	826	0.00151	0.00073	98,005	0.00072	0.00162
43	710,793	668	336	332	0.00094	0.00047	97,892	0.00046	0.00091
44	774,908	312	151	161	0.00040	0.00021	97,769	0.00020	0.00040
45	948,486	158	70	88	0.00017	0.00009	97,639	0.00009	0.00021
46	923,595	62	29	33	0.00007	0.00004	97,500	0.00003	0.00005
47	951,561	23	9	14	0.00002	0.00001	97,349	0.00001	0.00002
48	933,531	7	6	1	0.00001	0.00000	97,182	0.00000	0.00001
49	855,668	6	3	3	0.00001	0.00000	96,996	0.00000	0.00001
Total	31,176,418	1,246,802	640,506	606,296	1.57192	0.76443	3,448,686	0.75571	1.65636
15-19	4,852,750	17,198	8,842	8,356	0.00354	0.00172	496,174	0.00854	0.00362
20-24	4,265,924	202,374	104,387	97,986	0.04744	0.02297	495,449	0.11380	0.05141
25-29	3,865,686	566,110	290,341	275,772	0.14644	0.07134	494,620	0.35285	0.15928
30-34	3,883,037	356,738	183,477	173,262	0.09187	0.04462	493,607	0.22025	0.09275
35-39	4,707,520	92,242	47,265	44,975	0.01959	0.00955	492,189	0.04702	0.01870
40-44	4,988,660	11,881	6,076	5,805	0.00238	0.00116	489,981	0.00570	0.00228
45-49	4,612,841	256	117	139	0.00006	0.00003	486,666	0.00015	0.00006

本表の数値は、前掲第1～3表の各指標の1989年分算定に用いたものである。

女子人口は、総務庁統計局の推計による1989年10月1日現在の日本人口。出生数は、厚生省大臣官房統計情報部の1989年人口動態統計。生残数は、人口問題研究所の第42回簡速静止人口表(1989年4月～90年3月)による $L_x^F$ 。なお、本表の出生数は母の年齢が15歳未満のものを15歳に、50歳以上のものを49歳に加え、不詳の出生数については、15～49歳の既知の年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

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

第5表 男女、年齢（5歳階級）別人口、死亡数および死亡率：1989年  
 Table 5. Population, Number of Deaths and Specific Mortality Rates  
 by 5 year Age Groups and Sexes : 1989

年 齢 階 級 $x$	総 数 Both sexes			男 Male			女 Female		
	人 口 $P_x$	死亡数 $D_x$	死亡率 $m_x$	人 口 $P_x^M$	死亡数 $D_x^M$	死亡率 $m_x^M$	人 口 $P_x^F$	死亡数 $D_x^F$	死亡率 $m_x^F$
Total	122,460,181	788,594	0.00644	60,170,831	427,114	0.00710	62,289,350	361,480	0.00580
0-4	6,698,034	8,137	0.00121	3,438,269	4,509	0.00131	3,259,765	3,628	0.00111
5-9	7,558,917	1,454	0.00019	3,870,981	895	0.00023	3,687,936	559	0.00015
10-14	8,804,837	1,311	0.00015	4,512,782	788	0.00017	4,292,055	523	0.00012
15-19	9,963,084	4,395	0.00044	5,110,334	3,251	0.00064	4,852,750	1,145	0.00024
20-24	8,728,871	4,786	0.00055	4,462,947	3,508	0.00079	4,265,924	1,278	0.00030
25-29	7,844,585	4,404	0.00056	3,978,899	3,002	0.00075	3,865,686	1,403	0.00036
30-34	7,834,690	5,093	0.00065	3,951,653	3,277	0.00083	3,883,037	1,816	0.00047
35-39	9,466,402	9,282	0.00098	4,758,882	5,784	0.00122	4,707,520	3,499	0.00074
40-44	10,010,999	14,706	0.00147	5,022,339	9,372	0.00187	4,988,660	5,335	0.00107
45-49	9,174,923	21,613	0.00236	4,562,082	14,104	0.00309	4,612,841	7,511	0.00163
50-54	8,018,440	31,384	0.00391	3,966,708	20,908	0.00527	4,051,732	10,479	0.00259
55-59	7,557,880	47,563	0.00629	3,705,723	32,721	0.00883	3,852,157	14,847	0.00385
60-64	6,548,397	59,737	0.00912	3,121,981	40,017	0.01282	3,426,416	19,725	0.00576
65-69	4,873,895	67,159	0.01378	2,048,825	40,194	0.01962	2,825,070	26,967	0.00955
70-74	3,647,625	88,233	0.02419	1,506,679	51,253	0.03402	2,140,946	36,982	0.01727
75-79	2,938,247	124,141	0.04225	1,168,690	67,374	0.05765	1,769,557	56,767	0.03208
80+	2,790,355	295,198	0.10579	983,057	126,157	0.12833	1,807,298	169,016	0.09352

本表の数値は、前掲第1表の標準化死亡率の1989年分算定に用いたものである。

人口は、総務庁統計局の推計による1989年10月1日現在の日本人人口。死亡数は、厚生省大臣官房統計情報部の1989年人口動態統計による。なお、本表の死亡数は、年齢不詳分を既知の男女年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

第6表 女子の安定人口年齢（各歳・5歳階級別）構造係数：1989年  
 Table 6. Age Composition of Stable Population for Female : 1989

(%)

年 齢 $x$	構造係数 $C_x^F$	年 齢 $x$	構造係数 $C_x^F$	年 齢 $x$	構造係数 $C_x^F$	年 齢 $x$	構造係数 $C_x^F$	年 齢 $x$	構造係数 $C_x^F$
0	0.794	25	1.007	50	1.254	75	1.295	0-4	4.048
1	0.802	26	1.016	51	1.263	76	1.274	5-9	4.244
2	0.810	27	1.026	52	1.272	77	1.247	10-14	4.452
3	0.817	28	1.035	53	1.281	78	1.216	15-19	4.669
4	0.825	29	1.045	54	1.290	79	1.179	20-24	4.894
5	0.833	30	1.055	55	1.299	80	1.135	25-29	5.128
6	0.841	31	1.064	56	1.307	81	1.085	30-34	5.372
7	0.849	32	1.074	57	1.315	82	1.028	35-39	5.622
8	0.857	33	1.084	58	1.322	83	0.964	40-44	5.874
9	0.865	34	1.094	59	1.329	84	0.895	45-49	6.124
10	0.873	35	1.104	60	1.336	85	0.820	50-54	6.361
11	0.882	36	1.114	61	1.342	86	0.742	55-59	6.573
12	0.890	37	1.124	62	1.348	87	0.661	60-64	6.735
13	0.899	38	1.134	63	1.353	88	0.580	65-69	6.805
14	0.908	39	1.145	64	1.357	89	0.498	70-74	6.683
15	0.916	40	1.155	65	1.360	90	0.420	75-79	6.211
16	0.925	41	1.165	66	1.362	91	0.346	80-84	5.107
17	0.934	42	1.175	67	1.363	92	0.278	85-89	3.302
18	0.943	43	1.185	68	1.362	93	0.218	90-94	1.429
19	0.952	44	1.195	69	1.359	94	0.166	95-99	0.336
20	0.961	45	1.205	70	1.355	95	0.123	100+	0.031
21	0.970	46	1.215	71	1.348	96	0.088	0-14	12.744
22	0.979	47	1.225	72	1.339	97	0.060	15-64	57.352
23	0.988	48	1.235	73	1.328	98	0.040	65+	29.903
24	0.997	49	1.244	74	1.313	99	0.025	Total	100.000

第7表 女子の安定人口増加率，出生率および死亡率ならびに平均世代間隔  
 Table 7. Intrinsic Vital Rates and Average Length of Generation of Stable Population for Female:1988

安定人口指標		1989年	1988年	差
安定人口増加率	$r$	-0.00969	-0.00791	-0.00178
安定人口出生率	$b$	0.00794	0.00864	-0.00070
安定人口死亡率	$d$	0.01763	0.01655	0.00108
安定人口平均世代間隔	$T$	28.91667	28.76493	0.15174
静止人口平均年齢	$u$	41.88449	41.89665	-0.01216
静止人口平均世代間隔	$\alpha$	28.83561	28.70065	0.13496

第8表 男女別安定人口年齢構造と実際人口年齢構造：1989年  
 Table 8. Age Composition of Stable Population and Actual Population:1989 (%)

年齢 age $x$	安定人口年齢構造係数 Age composition of stable population			年齢 age $x$	実際人口年齢構造係数 Age composition of actual population		
	男女計 Both Sexes	男 Male	女 Female		男女計 Both Sexes	男 Male	女 Female
Total	100.000	48.836	51.164	Total	100.000	49.135	50.865
0 - 4	4.257	2.186	2.071	0 - 4	5.470	2.808	2.662
5 - 9	4.463	2.291	2.172	5 - 9	6.173	3.161	3.012
10 - 14	4.681	2.403	2.278	10 - 14	7.190	3.685	3.505
15 - 19	4.906	2.517	2.389	15 - 19	8.136	4.173	3.963
20 - 24	5.136	2.632	2.504	20 - 24	7.128	3.644	3.484
25 - 29	5.376	2.752	2.624	25 - 29	6.406	3.249	3.157
30 - 34	5.626	2.877	2.748	30 - 34	6.398	3.227	3.171
35 - 39	5.882	3.006	2.876	35 - 39	7.730	3.886	3.844
40 - 44	6.136	3.131	3.006	40 - 44	8.175	4.101	4.074
45 - 49	6.378	3.245	3.133	45 - 49	7.492	3.725	3.767
50 - 54	6.592	3.337	3.255	50 - 54	6.548	3.239	3.309
55 - 59	6.745	3.383	3.363	55 - 59	6.172	3.026	3.146
60 - 64	6.807	3.360	3.446	60 - 64	5.347	2.549	2.798
65 - 69	6.729	3.247	3.482	65 - 69	3.980	1.673	2.307
70 - 74	6.403	2.983	3.419	70 - 74	2.979	1.230	1.748
75 - 79	5.669	2.492	3.178	75 - 79	2.399	0.954	1.445
80 - 84	4.354	1.741	2.613	80 - 84	1.409	0.525	0.884
85 - 89	2.588	0.899	1.690	85 - 89	0.650	0.216	0.434
90 - 94	1.027	0.296	0.731	90 +	0.219	0.062	0.158
95 - 99	0.225	0.054	0.172				
100 +	0.020	0.004	0.016				
0 - 14	13.400	6.880	6.521	0 - 14	18.832	9.654	9.178
15 - 64	59.584	30.240	29.344	15 - 64	69.531	34.821	34.711
65 +	27.016	11.716	15.300	65 +	11.637	4.660	6.976

安定人口年齢構造係数のうち男子についてのもともめ方は『人口問題研究』第45巻第4号（1990年1月）本文参照。

実際人口年齢構造係数は，総務庁統計局による1989年10月1日現在日本人人口の推計に基づく。

○No.7 (1990. 11)

Family Matrix : Its Theory and Application.

(IUSSP Conference, Session 13, Florence, June 1985) ..... Kiyosi HIROSIWA

○No.8 (1990. 12)

Does Very Low Fertility Accelerate Nuclearization ? :

Kin Availability of Low Fertility Societies.

(IUSSP International Population Conference, 20-27 September,

1989, New Delhi, 1989) ..... Kiyosi HIROSIWA

Reprint Series

○No.11 (1990. 10)

Determinants and Consequences of Low Fertility in

Low-Fertility Countries.

(Reprinted from UN, ESCAP, *Third Asian and Pacific*

*Population Conference, Colombo, 1982 : Selected Papers,*

*Asian Population Studies Series, No.58, 1984*) ..... Shigemi KONO

## JICA「メキシコ人口活動促進プロジェクト」への協力

国際協力事業団（JICA）はメキシコ政府と、国家人口審議会（CONAPO）をカウンターパート機関として「人口活動促進プロジェクト」を実施した（1984. 7～1988. 9）。本研究所からも多数の所員が派遣され、その成果に貢献した。

同プロジェクト終了後2年経過し、今回、フォローアップ指導の短期専門家として本研究所から西岡八郎（人口構造研究部研究員）がCONAPOに派遣され、平成2年10月1日～11月3日の期間、主に人口教育に関する技術協力にあたった。その他、プロジェクト方式技術協力の「事後現況調査」、及び保健省との新規案件「家族計画・母子保健プロジェクト」の進捗に関する調査を実施した。

CONAPO側のレオノール・メネグッチ（Leonor Meneguzzi）人口教育部長及び人口教育部員に対し、(1) 人口教育の方法論に関するマニュアル作成、(2) 人口教育の一分野である家庭生活に関するテキスト作成、(3) 人口教育活動の基礎資料を得るための「結婚登録直前のカップル」に関する実態調査の企画、実施、解析、及び(4) (3)と同様の目的で実施された高校生対象の性意識と性実態に関する調査の解析について、具体案を示すなどの方策をとり、指導、協力した。また、(5) 人口教育部スタッフに対し、基礎統計と人口学用語に関するテキストを作成、教示した。

プロジェクト方式技術協力「事後現況調査」は、世界各地で実施されたJICAプロジェクトの再評価調査の一環として、「メキシコ人口活動促進プロジェクト」もその対象となったものである。すなわち、プロジェクト終了後の組織（人を含めて）、施設、供与資機材等の分野における現在の実績や活動・利用状況等からプロジェクトの見直し、あるいは今後のプロジェクト活動の基礎資料を得るための調査であったが、一点だけ感想を述べておく。

この調査の対象機関であるCONAPOは、人口統計分野、人口教育分野の両分野を備えるメキシコで唯一の公的機関である。しかし、プロジェクト開始当初は、コンピューターシステムなども導入されておらず、公的情報機関としての体裁、機能を十分に果たしていなかった。それが、プロジェクト終了時にはJICAのハード面、ソフト面での支援・協力により、人口データ・ベースシステムも構築され、また、各州人口審議会との連携も強化、ネットワーク化が進むなど人口情報活動の中心機関として整備された。今回の調査で、CONAPOのシステムが外部からも幅広く利用されるなど、その役割も定着したとの印象を強く受けた。JICA技術協力方式プロジェクトの目的の一つに、ハード・ソフト両面での「Building of institution」への支援という視点が考えられるが、「メキシコ人口活動促進プロジェクト」は、この点にも適っており、技術協力の成果、意義は大きかったといえる。

（西岡八郎記）

## 日本人口学会関東部会平成2年度秋季研究報告会

平成2年度秋季の日本人口学会関東部会研究報告会は1990年11月10日(土)午後2時～5時、東洋大学白山校舎1号館4階視聴覚教室において、岡田實関東地域部会担当理事(中央大学)と小苺米清弘運営委員長(東洋大学)の御尽力により開催された。石南國座長(城西大学)の司会のもと、以下の報告が行われた。

1. 結婚連鎖のグラフ——廣嶋モデルの数学的基礎——……………鈴木 透(人口問題研究所)
2. 出生変動と女子の就業変化……………小川 直宏(日本大学)

14名の参加者があり、活発な討論が行われた。なお今回で東洋大学が運営を担当する2ヶ年4回の期間が終了し、次回から開催校は駒沢大学に移る。

(鈴木 透記)

## 第63回日本社会学会

第63回日本社会学会大会が、1990年11月3～4日、京都大学にて開催された。一般報告の部会の数だけでも58、テーマ部会4とますます膨脹化し、発表になんらかの制限が加えられるべきか否かがそろそろ問題として議論されかける大会となった。このことと並行して「・・社会学会」という下位学会が続々と発足し、日本社会学会の日程前後に大会を開催するというスタイルが複数みられるようになってきた。

さて今年度のテーマ部会は、①理論(「社会理論のフロンティア」)、②宗教(「ポストモダンにおける日本宗教のあり方」)に加え、激動の世界情勢をうけて③「東欧の変動と再生!」の3つの部会、さらには以下のような人口社会学に密接な設定がくまれた。

その題は「あらためて子どもとは何かを問う——中国・フランス・日本の子ども観を中心として」であり、出生率が対照的な3つの国の比較をつうじて子ども観の国際比較を社会的に行うところにおらいがあった。この企画はすでに90年初頭に決定されていたのであるが、おりしも6月発表のいわゆる“1.57ショック”という社会的反響をよんでいる中での大会であったためもあり、全体として出生率をめぐるの発表・討論となった。子どもとは、国家にとって、国民にとって、とりわけ産む性である女性にとって、立場により大きな対立点を生じるといふ図式も鮮明化しつつある。そうした中で出生率をめぐる国家・政府にとっての悩みも、いかに減少させるか(中国)、いかに上昇させるか(フランス)、国によって全く異なるし、その人口政策史も同一ではない。中国の場合、伝統的子女観が革命後40余年を経てもなおおき続け、一人っ子政策の推進にあたり難題となっているし、フランスの場合、長い間出生減に悩み続けながらも、国家として効果ある強力な対策をひかえざるをえない国柄である。日本の場合、これらの先進例をどのように学びつつ21世紀にむけて国民的合意をつくりあげていくか、日本社会学会としてとりくまれたことは人口の側にいる立場からみても大変ありがたい意義ある部会となった。なお発表者等は以下のとおりであるが、討論の中で人口問題研究所の調査等も話題となり、会場より阿藤誠も積極的発言を行った。

- 1) 中国の場合……………若林 敬子(人口問題研究所)
  - 2) フランスの場合……………老川 寛(明治学院大学)
  - 3) 日本の場合……………牧野カツ子(お茶の水女子大学)
- 司 会……………山手 茂, 宮城 宏  
コメンター……………坪内良博, 清水浩昭

(若林敬子記)

## 日本人口学会関東部会平成2年度秋季研究報告会

平成2年度秋季の日本人口学会関東部会研究報告会は1990年11月10日(土)午後2時～5時、東洋大学白山校舎1号館4階視聴覚教室において、岡田實関東地域部会担当理事(中央大学)と小芥米清弘運営委員長(東洋大学)の御尽力により開催された。石南國座長(城西大学)の司会のもと、以下の報告が行われた。

1. 結婚連鎖のグラフ——廣嶋モデルの数学的基礎——……………鈴木 透(人口問題研究所)
2. 出生変動と女子の就業変化……………小川 直宏(日本大学)

14名の参加者があり、活発な討論が行われた。なお今回で東洋大学が運営を担当する2ヶ年4回の期間が終了し、次回から開催校は駒沢大学に移る。

(鈴木 透記)

## 第63回日本社会学会

第63回日本社会学会大会が、1990年11月3～4日、京都大学にて開催された。一般報告の部会の数だけでも58、テーマ部会4とますます膨脹化し、発表になんらかの制限が加えられるべきか否かがそろそろ問題として議論されかける大会となった。このことと並行して「・・社会学会」という下位学会が続々と発足し、日本社会学会の日程前後に大会を開催するというスタイルが複数みられるようになってきた。

さて今年度のテーマ部会は、①理論(「社会理論のフロンティア」)、②宗教(「ポストモダンにおける日本宗教のあり方」)に加え、激動の世界情勢をうけて③「東欧の変動と再生!」の3つの部会、さらには以下のような人口社会学に密接な設定がくまれた。

その題は「あらためて子どもとは何かを問う——中国・フランス・日本の子ども観を中心として」であり、出生率が対照的な3つの国の比較をつうじて子ども観の国際比較を社会的に行うところにおらいがあった。この企画はすでに90年初頭に決定されていたのであるが、おりしも6月発表のいわゆる“1.57ショック”という社会的反響をよんでいる中で大会であったためもあり、全体として出生率をめぐるの発表・討論となった。子どもとは、国家にとって、国民にとって、とりわけ産む性である女性にとって、立場により大きな対立点を生じるといふ図式も鮮明化しつつある。そうした中で出生率をめぐる国家・政府にとっての悩みも、いかに減少させるか(中国)、いかに上昇させるか(フランス)、国によって全く異なるし、その人口政策史も同一ではない。中国の場合、伝統的子女観が革命後40余年を経てもなおいき続け、一人っ子政策の推進にあたり難題となっているし、フランスの場合、長い間出生減に悩み続けながらも、国家として効果ある強力な対策をひかえざるをえない国柄である。日本の場合、これらの先進例をどのように学びつつ21世紀にむけて国民的合意をつくりあげていくか、日本社会学会としてとりくまれたことは人口の側にいる立場からみても大変ありがたい意義ある部会となった。なお発表者等は以下のとおりであるが、討論の中で人口問題研究所の調査等も話題となり、会場より阿藤誠も積極的発言を行った。

- 1) 中国の場合……………若林 敬子(人口問題研究所)
  - 2) フランスの場合……………老川 寛(明治学院大学)
  - 3) 日本の場合……………牧野カツ子(お茶の水女子大学)
- 司 会……………山手 茂, 宮城 宏  
コメンター……………坪内良博, 清水浩昭

(若林敬子記)



**国際シンポジウム「現代日本文化と家族」**  
**——国際比較の視点から——**

1990年10月20日(土)～24日(水)まで日本大学主催, 毎日新聞社, 米国・東西センター人口研究所共催による国際シンポジウムが日本大学会館で開催された。

参加者は, 41名(外国人20名, 日本人21名)で, 38の講演・報告がなされ, これらの講演・報告をめぐって熱心な討論が展開された。

なお, 当研究所からは, 清水浩昭技官が出席し, 報告と討論に加わった。

Nihon University International Symposium Family and the Contemporary Japanese Culture :  
 An International Perspective

Tentative Agenda

Saturday, October 20

Registration

Opening Ceremony

Opening Remarks	Shigenori Kinoshita (President, Nihon University)
Welcome Addresses	Hiroshi Hirono (Editor in Chief & Managing Director, The Mainichi Newspapers) Lee-Jay Cho (Director, East-West Population Institute)
Keynote Address	Motoo Yada (Project Head, "Characteristics of Modern Japanese Culture : Cross-National Analysis of the Family")

Open Forum

	Chairperson : Hiroshi Kawabe
(1) Lecture 1	"A Cultural Approach to the Family in Japan and the U.S." by Patricia G. Steinhoff
(2) Lecture 2	"The Future of the Family" by Philip M. Hauser
(3) Panel Discussion	"Family and the 21st Century" Chairperson : Lee-jay Cho
	"Recent Changes in European Family Life : The Case of Austria" by Sepp Linhart
	"The Family in America" by Larry L. Bumpass
	"Thai Family : A Review of Past Evidences" by Bhassorn Limanonda
	"Family in Korea" by Insook Han Park
	"Chinese Family in Social Change : An Experience in Taiwan" by Te-Hsiung Sun
	"Family in Japan" by Kiyohide Seki

Monday, October 22, 1990

Session I : Social Change and the Family

	Chairperson : Linda G. Martin
"Family Structure and Social Change : Implications from Fertility Changes in Japan and China"	by Toshio Kuroda
"Changes in Intergenerational Relations in Chinese Family : Taiwan Experience"	by Te-Hsiung Sun
"Families in Developing Countries : Idealised Morality and Theories of Family Change"	by Peter McDonald
Discussant : Ronald R. Rindfuss	



Session VII : Family Life and the Community  
 “Prototype and Changing Process in the Family and  
 Community Life in Japan”  
 Chairperson : Kiyohide Seki  
 by Noriaki Goto  
 “The Rural Thai Family : Some Observations and  
 Research Needs”  
 by Chai Podhisita  
 “Preliminary Report on Rural Family and  
 Community Life in Korea”  
 by Insook Han Park  
 “Inter-family Solidarity : The Case of Taiaki Hamlet,  
 Discussants : Malinee Wongsith  
 Hiroaki Shimizu  
 by Michitoshi KumonJapan”

Wednesday, October 24, 1990

Session VIII : Values on the Family  
 Chairperson : Peter S. Xenos  
 “Changing Attitudes toward Marriage and the Family  
 in Japan”  
 by Noriko O. Tsuya  
 “Attitudes towards Intergenerational Roles  
 and Contact with Parents in Japan”  
 by Ronald R. Rindfuss  
 “Attitudes toward Family Values in Thai Society”  
 by Malinee Wongsith  
 “Religious Differences in Marriage and Family  
 Formation : The Philippine Experience”  
 by Marilou Palabrica-Costello  
 Discussant : Sepp Linhart

Session IX : Ending Session  
 Chairperson : Lee-jay Cho  
 “Intergenerational Continuity of the Family in Japan”  
 by Kiyohide Seki

Summary and Implications  
 Chairperson : Toshio Kuroda  
 Larry L. Bumpass  
 Andrew Cherlin  
 Akira Takatori  
 Karen Mason

Closing Ceremony  
 Chairperson : Motoo Yada  
 Closing Remarks  
 Motoo Yada  
 Lee-jay Cho

(清水浩昭記)

よこはま 21世紀フォーラム  
 「高齢者の保健・医療・福祉 ——明るい高齢化社会をめざして——」  
 出席報告

表記の会議が1990年10月26・27日横浜市主催、横浜市立大学、木原記念横浜生命科学振興財団共催によって行われ、人口問題研究所から河野稔果所長が出席した。河野所長は10月26日14:10~17:00開催のシンポジウムI「高齢化社会への人類生態学的展望」(司会：土井陸雄横浜市立大学医学部教授・鈴木継美東京大学医学部教授)において第1演題の「人口変動とそのメカニズム」と題する報告を行い、のち総合討論に参加した。

(河野稔果記)

## シンポジウム「2020年の衝撃——出生率低下と変わりゆく日本社会」

表記のシンポジウムが朝日新聞社と財団法人年金住宅福祉協会主催で1990年11月1日(木)東京の津田ホールにて開催された。

まず、第1部基調報告として「出生率問題をめぐる日本の現状とヨーロッパの経験」が行われ、日本については人口問題研究所所長 河野稔果、ドイツについては前連邦青少年家庭婦人保健省第5局長のオスカー・シュレダー氏、スウェーデンについてはアップサラ大学教授のヤン・E・トロスト博士、そしてフランスについてはパリ政治研究所人口学教授のジョルジュ・タピノ博士がそれぞれ30分間講演を行った。

第2部は三菱総合研究所情報サービス事業部長 岡本勲氏がシミュレーション「2020年日本社会はどうか」の報告を行った。

第3部として、6人のパネリストが「出生率低下と私たちの生活」と題して出生率低下の要因や影響をめぐる議論から今後の対策の方向を探った。パネリストは次の人達である。

津島雄二厚生大臣

鈴木永二日本経営者団体連盟会長

竹内宏長銀総合研究所理事長

上野千鶴子京都精華大学助教授

見城美枝子テレビキャスター

ヤンソン柳沢由実子(フリージャーナリスト)

司会 大熊由紀子朝日新聞論説委員

(河野稔果記)

## 「高齢化と家族に関する国連・北九州市会議」出席報告

国際連合、北九州市、福岡県、(社)エイジング総合研究センター主催の「高齢化と家族に関する国連・北九州市会議」原名 International Conference on Aging Population in the Context of the Family が1990年10月15日から19日まで5日間北九州市国際会議場にて開催された。正式の招待出席者は約50名、その中30数名は外国からの参加者という、国連主催ならではの国際会議であった。この会議は日本における人口高齢化に関する国際会議としては、1986年の東京会議、1988年の仙台会議に次ぐ第3回のもので、今回は特に人口高齢化における家族に焦点をおいた会議である。開催地を代表して末吉興吉北九州市市長、奥田八二福岡県知事が開会の挨拶を述べられた。

今回的高齢化と家族に関する国連・北九州市会議は5つのセッションから構成された。第1は高齢化と家族に関する地域的な展望で、これは先進国に関する展望と途上国に関する展望の部に分かれる。第2セッションは人口学的課題についてであり、これは4つのサブセッションから成り、a. 家族の観点からみた人口高齢化に関する最近の研究調査結果と新たな問題点の論考、b. 高齢者の配偶関係に関するトレンド、c. 人口移動のパターンと高齢者家族成員に対する含意、d. 高齢者の世帯構造(住居形態)の動向のトピックスを論じた。

第3セッションは、社会経済問題についてであり、a. 家庭内における高齢者の変り行く地位と役割、b. 家族構造の変化とそれが高齢者に及ぼす影響、c. 高齢者から若い世代への資産移転という3つのサブセッションからなる。

第4セッションは高齢者に対する支援と題したものであり、a. 高齢者に対する家族と公的扶助のバランスの問題、b. 高齢者を介護する家族に対する公的扶助、c. 女性の地位の向上と役割の拡大および家族による介護の展望を論じた。

第5セッションはa. 高齢化する家族の住宅環境に対する含意、b. 高齢者の家族介護を促進するための住宅政策についての論議が行われた。

第5セッションによって実質的な討議は10月19日午前中に終了したが、引き続き北九州市宣言の採択が行われ、最後に勧告の採択が行われた。「人口高齢化と家族に関する北九州市宣言」は次に掲げるとおりである。

### 人口高齢化と家族に関する北九州市宣言

1990年10月19日

「高齢化と家族に関する国連・北九州市会議」

人口高齢化と家族に関する国連・北九州市会議は、高齢者および、その比率が世界的規模で急速に増加し、その圧倒的多数が、開発途上国に居住する現状を確認し、

家族が、多様な形態をとりながらも、社会の基本的な単位であることを認識し、

人口高齢化の趨勢とその要因、さらにそれがいかに家族の規模と構造に大きな影響を与えるかを分析し、

現在、世界のすべての地域で、家族内における精神的連繋と相互扶助が存在するかたわら、人口変動が家族の扶養介護能力に大きな影響を与えることを確信し、

人口の高齢化が非常に年老いた人口の急増をもたらし、多くの場合それに対する介護やその他の援助が急務であることを認識し、

高齢者の中で、女性が過半数を占め、彼らが貧困と社会的に孤立する可能性を十分に考慮し、

「人口高齢化に関するウーン国際行動計画」および「世界人口行動計画をさらに推進させるためのメキシコ市勧告」は、将来の人口変動、特に人口の高齢化に対応していくための国際的指導原理およびガイドラインであることに同意し、

家族が高齢者の介護の継続を支援し、さらにニーズに応じて公的機関による介護を遂行しうる政策でなければならないという結論に達した。

#### 1 次のことを再確認する。

(1) 「国連憲章」、「世界人権宣言」、「社会進歩と開発に関する宣言」は、あらゆる年齢の人々の侵すべからざる権利を承認する。

(2) 社会経済開発の、重要な目的は、家族の絆と世代間の連繋を強化し、老・壮・若の融和を図ることにある。

#### 2 次のことを再確認する。

高齢者は、かつての経済社会開発の主体者であり、同時にその受益者である。それは、決して社会や家族に対する負担ではなく、正に知識・技術・そして経験を集積したかけがえのない財産であり、常に最後まで活力ある家族の成員であり続ける。

#### 3 以下のことを宣言する。

(1) この会議で採択された勧告や研究成果は、地域的、国家的あるいは国際的レベルで政策機関に広められるべきである。

(2) 1992年開催予定の第10回世界高齢者会議は、これまでの実績を評価し、また、「人口高齢化に関するウーン国際行動計画」に掲げられた理念と目的の達成に向けて計画された実践的戦略を促進するための特別な機会である。

(3) 1994年開催予定の「国際家族年」もまた国際社会が家族の各成員の権利と責任を再確認するための重要な機会である。

#### 4 今回の会議において、大いに発揚された北九州市の国際性と、アジア太平洋地域をはじめとする各国の社会経済開発に対する将来の貢献への体制づくりを高く評価する。

#### 5 エイジング総合研究センターによる、人口高齢化と家族に関する情報収集と普及に対する尽力を高く評価する。

#### 6 1990年10月19日に採択されたこの宣言を「北九州市宣言」と呼ぶ。

この宣言の骨子はこの宣言の半ばに謳れた「家族が高齢者の介護の継続を支援し、さらにニーズに応じて公的機関による介護を遂行しうる政策でなければならないという結論に達した。」とのくだりである。

あい前後したが、今回の会議の議長はドイツ連邦政府人口研究所長 Charlotte Höhn 博士がこれを取り切り、2人の副議長として人口問題研究所所長 河野稠果とフィリピン マニラ国立大学教授 Mercedes B. Concepcion 博士がそれぞれ任を執行した。またこの会議に参加した著名な外国人として、フランスの Jean-Claude Chasteland 博士、イギリスの John Ermisch 博士、米国の Frances K. Goldscheider 博士、ノルウェーの Gunhild Hagestad 博士、米国の Linda Martin 博士、George C. Myers 博士、Tarek Schuman 博士、George J. Stolnitz 博士、Peter Uhlenberg 博士、Judith Treas 博士を数えることができる。国連本部からは井上俊一人口部長、David Horlacher 人口部人口開発課長、同 Keiko Ono 女史等が参加し、今回の会議の実質的なスタッフの中核となった。

日本からは前述の河野稠果人口問題研究所所長のほか、同研究所廣嶋清志人口情報部長、前田大作日本社会事業大学教授、小川直弘日本大学教授、島村史郎エイジング総合研究センター専務理事、日本女子大学大友篤教授ほか計12名が招待参加者として出席した。

当研究所の河野所長は「Aging and the family in the developed countries of Asia」と題するペーパーを第1セッションに提出し、廣嶋清志部長は第2セッションの人口学的課題の d. 高齢者の世帯構造（住居形態）に提出されたペーパーの招待討論者としての役割を果たした。また河野所長は「人口高齢化と家族に関する北九州市宣言」の日本語における取りまとめを行った。

本会議には30のペーパーが提出・発表されたが、いずれそれ等は国連出版物として出版される運びである。

今回の「高齢化と家族に関する国連・北九州市会議」に関して最後に感想を述べる。第1に高齢化と家族に関する内外の専門家、特に外国からの専門家がかくも多く集ったことは例を見ないが、これまで西欧諸国とアジア諸国の間で非常に形態、あり方、問題意識が異なると思われていた高齢者に対する家族の対応が実は意外に似たところがあるとの認識が新しい知見といえよう。西欧における老人の介護を実は多くの場合家族の成員が行っており、痴呆の発現の状況も西欧において同じである。ただこれまで弱くて貧しい老人に対して多くの長い歴史にわたる努力が行われて来た。

どの欧米先進国でも老人は社会保障・介護の重要な対象である。そこにやさしい道はない。ただ家庭外の施設が発達しているし、ボランティア・ワークのネットワークが日本と比べよく発達していることであろう。

3世代同居は何も日本の専売特許ではない。しかし日本の場合マイナスもさることながらプラスも多い。そして3世代同居の良さは欧米の諸国においても徐々に認められつつある。

(河野稠果記)

## 「メガシティとその将来：人口増加と政策的反応に関するシンポジウム」出席報告

1990年10月22日から25日にかけて、国連人口部・国連大学主催の上記のシンポジウムが渋谷区の東邦生命ビルの国連大学にて開催された。約40名の内外の専門家が出席し、メガシティ（人口400万人以上）の人口学的背景、その社会経済的ベース、メガシティの良いところと悪いところ、スラム、メガシティの未来等に関する活発な討議が展開された。本研究所からは河野稠果所長と伊藤達也人口構造部世帯構造研究室長が出席した。

本シンポジウムの原タイトルは Symposium on the Mega-City and the Future: Population Growth and Policy Responses である。ほかに国連人口部からは部長の井上俊一博士、Joseph Chamie 人口政策課長、Ellen Brennan 博士、国連大学からは Roland Fuchs 副学長、Fu-chen Lo 上級プログラムオフィサー、特別顧問として永井道雄博士、そして国連地域開発センター佐々波秀彦所長、ブラウン大学 Sidney Goldstein 教授、ナイジェリアの Akin Mabogunje 教授、世界銀行の Andrew Hamer 博士、東京大学の伊藤滋教授らが出席された。

(河野稠果記)

## 「アジアにおける国際労働力移動エキスパート委員会」出席報告

表記のエキスパート委員会、原タイトル Expert Group Meeting on Cross-National Labour Migration in Asia: Implications for Local and Regional Development が1990年11月5日から8日にかけて4日間名古屋市の国連地域開発センター United Nations Centre for Regional Development (所長 佐々波秀彦博士)にて開催された。本研究所からは河野稠果所長が3日間出席した。このエキスパート委員会はアジアにおける最近の活発な国際労働力移動に着目し、その現状、問題点、対策を論じたものである。全部で16カ国から30人のエキスパート(国連地域開発センターの上級職員を含む)が参加した。

会議は全部で8つのセッションから成り立っていた。第1セッションはアジア地域全体の展望であり、ILOの職員らによるオーバビューのペーパー3つが提出された。一頃ベルシャ湾岸地域に向っていたアジアの労働力移動が東に向っているというものである。これに対し、河野所長は招待討論者として、特に送り出し国の人口圧力(出生率の高さ)が緩和されない限り労働力移動の問題は解決されないだろうと述べた。しかし、所得水準、生活水準の格差、雇用需要がある限り労働力移動は増大する可能性は強く、ボーダレスの国際社会になることは不可逆的であり、移動労働者の人権をもっと尊重すべきだとの意見が強かった。

第2のセッションは労働力受入側であるシンガポール、ホンコン、マレーシアでの国際労働力受け入れの経験に関するものである。

第3セッションは特に日本への労働力流入に関するもので、河野稠果人口問題研究所所長、佐々木正子法務省職員、古賀正憲一橋大学教授のペーパーが提出された。河野所長は“Internal Migration in Japan: A Demographic Sketch”と題する日本の国際人口移動の展望に関するペーパーを提出した。このセッションでは不法外国人労働者の問題が一つの焦点となった。

第4セッションは今度はアジアでの労働力を送り出している国々の経験に関するセッションで、フィリピン、タイ、韓国、バングラデシュ、パキスタンの現状と対策が論ぜられた。もっとも韓国はしだいに送り出し国の性格を薄めつつあるし、タイもそうなるであろう。特にバングラデシュでは外国で働く人達の本国送金が外国への貿易輸出額の過半数にも達するという事実は今さらながら驚いた。このような貧しい国々にとって本国送金がなければ一国の財政が破綻するほど外国における出稼ぎ労働は重要なものとなっている。

第5セッションはヨーロッパと北米における、いわば外国人労働力あるいは移民受け入れの先輩国としての経験に関してである。ここではフランス、ドイツ、イタリア、米国、カナダについてのプレゼンテーションがあった。これらのペーパーは特に人口問題審議会国際人口移動特別委員会や人口問題研究所のプロジェクトにとってきわめて有用であり、新しい資料・情報を提供してくれるものであったが、今回は紙面の都合上その詳しい紹介は割愛し、別の機会に行う。

第6セッションはスウェーデンのウパサラ大学の Tomas Hammar 教授とフランスのパリ大学の Paul Claval 教授の特別 theme ペーパーに関するセッションであり、河野人口問題研究所所長が議長を務めた。Hammar 氏のペーパーはいかに途上国から先進国に対する人口移動を管理するかの問題についてであり、Claval 氏のは国際人口移動における文化の違いの問題である。これらの問題は大変厄介な難問であり、問題解決が行われたとは思えないが、多くの問題を提起し、新しい innovative なアプローチを要請する興味ある好論文であった。

第7セッションと第8セッションは本報告者は出席しなかったが、第7セッションは随時これまで取り残された問題を論じ、第8セッションは報告書のドラフトの討議であった。

本エキスパート委員会は小じんまりとした会議であったが、非常によく組織され、多くの新知識を得た会議であった。特に、ILOあたりが音頭をとり、日本の老人介護のため介護従事者を東南アジアからローテーション・ベースで定期的に送り込んだらどうかという提案がなされ、うなずくところが多かったといえよう。

(河野稠果記)

## 構造化人口モデルのための関数解析的方法ワークショップ

構造化人口モデルのための関数解析的方法 (Functional Analytic Methods for Structured Population Models) に関するワークショップに参加するため稲葉寿技官は11月17日より27日までオランダを訪問する機会を得たので、以下その内容を報告しておきたい。

今回のワークショップはECによって後援されているプログラム「発展的システム：決定論的および確率論的発展方程式、制御理論と数理生物学」の一部として、CWI (数学・コンピュータ科学研究所, アムステルダム) の協力を得て、オランダのユトレヒト市郊外の Woudschouten 会議場にておこなわれた。参加者はEC各国およびアメリカ、ソ連等を中心に15ヶ国から50名以上に及んだ。日本からは筆者と広島大学数学科の大春慎之助教授が参加した。

本会議の目的の一つは、近年の関数解析学とりわけ半群理論における成果をサーベイするとともにその構造化人口モデル等への応用可能性を探ることであった。筆者としてはCWIのオドー・ディークマン教授等のグループ (講演者：マツ・ギレンベルグ教授) が、生物人口学的モデルの具体的な解釈から出発して半群の摂動理論における積分方程式アプローチを開発しつつあることにとりわけ感銘を受けた。彼らは、人口半群を直接扱うかわりに累積出生率を与える作用素を考え、これの満たす積分方程式を定式化した。これはある意味でいえばロトカの方法を抽象的な作用素のレベルで再現しているわけであり、モデルに現れる諸関数の具体的な解釈は微分方程式モデルよりも容易であるという利点がある。今後こうしたアプローチが問題の数学的解析の側面でもより効果的であるか、また非線形摂動を扱えるか否かを検証することが必要であろう。またこの方法とも密接に関連しているが、構造化人口モデルにおいては、従来の古典的な半群理論では扱えない問題 (非線形の非局所的境界条件など) が多く、このため積分された半群 (Integrated Semigroup) の理論が広く活用されてきていることが注目された。この分野は数学理論とその応用が相互に影響しあって発展しつつある見事な例であると言えよう。

筆者は「On an age-structured model for the HIV infection in a homosexual community」と題して最近ホルスト・ティエメ教授 (アリゾナ州立大) 等によって発展されつつある必ずしもヒレー吉田条件を満たさない微分作用素の理論を用いて、年齢構造を持つ同性人口集団における感染時間に依存するHIV感染モデルを半線形コーシー問題として定式化し、その閾値条件を示した。AIDS/HIVモデルについては他にイタリア・トレント大学のミンモ・イアネリ教授が、イタリア保健省の依託研究の成果として、Thieme-Castillo-Chavezモデルを差別化してローマ近郊のドラッグユーザー集団のデータに適用したコンピュータシミュレーションの結果を報告した。同様の研究はソ連の研究者からも報告されたが、現代世界におけるAIDS問題の広がりを見ると、今後この種の研究はますます重要なものとなっていくであろうことが予想された。

(稲葉 寿記)

## 国連モスクワ人口・開発計画教育研究センターにおける 「人口と開発計画セミナー」出席報告

表記のセミナー Seminar on Population and Development Planning がモスクワの国連 International Programme Centre for Population and Development Planning (モスクワ国立大学構内) において1990年9月21日から開催され、人口問題研究所所長 河野稠果は9月28日まで滞在し、人口学の方法、生命表の作成、人口推計、標準化理論についてのディスカッション・リーダーを務めた。

(河野稠果記)



## 第2回 ESCAP 人口・社会開発委員会

アジア太平洋経済社会委員会（ESCAP）の第2回人口・社会開発委員会が1990年11月19日から23日にかけてタイのバンコックにおいて開催された。ESCAP 加盟国ならびに準加盟国21カ国の代表の他に UNICEF, UNDP, UNFW, UNEP, UNFPA, ILO, UNESCO, IMF, など10の国際機関と IPPF, IUSSP など11の NGO の代表が参加した。わが国からは本研究所の阿藤誠人口政策研究部長、清水健司（駐タイ日本大使館一等書記官）、水見弘（同一等書記官）など計5名が参加した。

会議はタイの Dr. Prasong Boonpong 大臣の開会の挨拶、ESCAP 事務局長 Mr. S. A. M. S. Kibria の挨拶で始まった。ついで本委員会の議長に Mr. Syed Abaul Rahman（マレーシア）、副議長に Mr. E. H. Choe（韓国）と Mr. B. A. B. Goonetilleki（スリランカ）、ラポトウールに Ms. Sarita S. Mani（フィジー）が選出され、以下の議題に従って討議が行われた。

- 議題 1. 開会式
2. 役員選出
3. 議題採択
4. 域内諸国における人口ならびに社会状況の概況
5. 社会開発分野での主要問題
  - (a) 2000年以後に向けての域内社会開発戦略
  - (b) 開発計画と人的資源開発の統合にむけてのアプローチ
  - (c) アジア・太平洋地域の婦人の法律知識
  - (d) 青年と人的資源開発政策
  - (e) 障害者のための域内協力サービス・ネットワーク
  - (f) 開発への老人の参加を促進するための政策およびプログラム
  - (g) 麻薬濫用取締の需要サイドの問題およびエイズ防止問題
  - (h) 第4回アジア太平洋社会福祉・社会開発大臣会議の準備
- IV. 人口分野の主要問題
  - (a) 出生力・家族計画プログラムの将来動向
  - (b) 労働力増加の人口学的ならびに地域的側面
  - (c) 開発過程における人口情報：1990年代の展望
  - (d) 加盟国に対する人口分野の技術協力における ESCAP の役割
  - (e) 第4回アジア太平洋人口会議の準備
- V. 1992～97年中期計画, 1992～93年作業計画および優先順位, ならびに1991年の事業計画の変更
- VI. その他
- VII. 報告書の採択

委員会全体の印象としては、南アジアからの出席が少なかったことが注目された。人口増加、社会開発の停滞が最も問題となっているのは南アジアであるにもかかわらず、インド、パキスタン、バングラデシュの3カ国が出席しなかったことは誠に残念であった。これら3カ国はいずれも、中東の石油産出国への出稼労働に依存する国であり、湾岸危機の影響によるものではないかとの憶測があった。最も注目されたのはイラン代表の姿勢の変化で、多人数の代表団を送り込むとともに各議題において現実的、建設的な発言が目立った。東南アジア諸国の自信増大、ソ連・中国の積極さと米国の消極的振りは前回と変わらなかった。出生力や外国人労働力の面でユニークな政策をとっているシンガポールからの参加がなかったことは残念であった。

日本代表は、わが国の人口転換の達成における社会開発、ことに教育の役割を強調するとともに、近年の超低出生率とその帰結としての高齢化問題について報告した。

この委員会の直前に開催された第4回アジア太平洋人口会議の準備委員会（日本からは稲垣誠一厚生省大臣官房政策課課長補佐が出席）の結果が報告されおおむね了承された。

準備会の報告によると、人口会議は1992年（おそらく8月頃）インドネシアのジャカルタで開催される。準備会では会議でとりあげられる議題を以下の通りとした。

1. 人口の動向
2. 人口・環境・開発
3. 大都市の成長，都市化とその含意
4. 家族計画ならびに家族保健・福祉に関する効果的プログラムの開発
5. 開発過程への婦人の参加を促進する政策・プログラム
6. (人口に関する) 政策の形成と実施をめぐる問題
7. 人的資源と貧困撲滅をめぐる問題
8. 国内人口移動ならびに国際人口移動とその社会経済開発政策への含意
9. アジア太平洋地域における死亡，出生力転換とその帰結
10. 人口高齢化とその経済社会的含意
11. 人口データと情報をめぐる問題

なお準備委員会では、人口会議に先立ち3回の専門家セミナーを開くことが勧告された。各々のテーマは(1) 人口・資源・環境・開発，(2) 家族計画と母子保健プログラム：家族計画サービスの近接性，入手の容易さ，範囲，質を改善するための過去の経験からの教訓ならびに新戦略，(3) 人口移動と都市化：社会経済開発ならびに政策課題推進との相互関係，である。(3つのセミナーの候補地としては非公式ではあるが，タイ，中国，韓国が挙がっている。)

(阿藤 誠記)

## 日 誌

(1990年10月2日～1991年1月1日)

10月6日	社会保険大学校講師 「人口現状と将来推計 について」 河野所長	11月1日	朝日新聞社・年金住宅 福祉協会主催 シンポ ジウム「2020年の衝撃 —出生率低下と変わり ゆく日本社会—」 河野所長	12月1日	日本人口学会常務理事 会
8日	編集委員会	2日～5日	第63回日本社会学会 若林室長	4日	編集委員会
9日	経済審議会2010年委員 会国民生活小委員会 第1回 阿藤部長	3日	(海外出張より帰国 平 成2年10月1日出発) メキシコ人口活動促進 プロジェクト 西岡技官	5日	経済審議会2010年委員 会国民生活小委員会 第4回 消費・貯蓄スタ イルの展望 阿藤部長
12日	人口問題審議会懇談会 第2回 河野所長，各部長	5日～8日	国連地域開発センター 主催「アジアにおける 国連労働力移動エクス パート委員会」 河野所長	7日	統計研修所専科講師 河野所長
15日～19日	国連・北九州市・福岡 県・エイジング総合研 究センター主催「高齢 化と家族に関する国連・ 北九州市会議」 河野所長，廣嶋部長	6日	編集委員会	11日	「子供が健やかに生ま れ育つための環境づく り推進会議 第1小委 員会」第1回会合 河野所長，阿藤部長
16日～3月27日	統計研修所統計研修本 科 第87期(平成2年度 後期) 講師 伊藤室長	7日～12月20日	統計研修所統計研修専 科統計分析課程第54期 伊藤室長	12日	部長会
				19日	第459回統計審議会 河野所長

# THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS (JINKŌ MONDAI KENKYŪ)

*Organ of the Institute of Population Problems of Japan*

---

*Editor:* Shigemi KONO      *Managing Editor:* Kiyosi HIROSIMA  
*Associate Editors:* Makoto ATOH   Sumiko UCHINO   Hiroaki SHIMIZU  
Michiko YAMAMOTO      Noriko SHIRAIISHI

---

## CONTENTS

### Articles

- Change in Sex Ratio among Migrants in Japan..... Hiromichi SAKAI ... 1~ 13  
 Social Intermarriages in Japan ..... Tohru SUZUKI ... 14~ 31  
 Corresidence of the Family Members and In-home Care of the Aged  
 ..... Kyo HANADA ... 32~ 48  
 Development of a Simulation Model for Migrations  
 and Dispersals of Prehistoric Human Population ..... Tamotsu OHBA ... 49~ 60

### Note

- A Note on the Length of Life for Household Head ..... Chizuko YAMAMOTO ... 61~ 65

### Research Materials

- Fertility Trends in Japan : 1988-1989 ..... Kiyosi HIROSIMA and Rieko BANDO ... 66~ 73  
 Nuptiality Trends in Japan : 1988-1989  
 ..... Kiyosi HIROSIMA and Michiko YAMAMOTO ... 74~ 85  
 Occupational Differences in Life Expectancy : 1989 ..... Akira ISHIKAWA ... 86~ 95

### Book Review

- Lee-jay Cho, *Economic Development and Demographic  
 Transition in Asia-Pacific Region* (S. UCHINO) ..... 96

### Statistics

- The 43rd Abridged Life Tables : April 1989 - March 1990 ..... 97~103  
 Population Reproduction Rates for All Japan : 1989 ..... 104~108

- Miscellaneous News ..... 109~123