

人口問題研究

第45巻第1号

(通巻第190号)

1989年4月刊行

貸
出
用

調査研究

- 年齢構造の変化と要因：「世界人口行動計画」の評価……………河野 稠 果… 1～18
 死亡率の変化とそのライフサイクル変数への影響：
 結婚の多相生命表モデルによる分析……………高橋 重 郷…19～33
 人口変動と世帯構成および世帯構造の変化
 一島根県一農村の事例を中心として……………清水 浩 昭…34～49

研究ノート

- 100歳以上の死亡確率……………花田 恭…50～54
 十二支別の出生性比の変動に関する一考察……………坂井 博 通…55～58

書評・紹介

- James A. Sweet and Larry L. Bumpass, *American Families and Households*
 (小島 宏)……………59
 Bruce H. Weber, David J. Depew, and James D. Smith (eds.),
Entropy, Information, and Evolution (大場 保)……………60

統計

- 都道府県別標準化人口動態率：1985～87年……………61～62
 都道府県別女子の年齢（5歳階級）別特殊出生率及び合計特殊出生率：1987年……………63～64

雑報

- 人事の異動一定例研究報告会の開催—資料の刊行—『人口問題研究』の巻号制の復活—
 昭和63年度人口問題研究所評議員会—第25回国連人口委員会……………65～69

調 査 研 究

年齢構造の変化と要因：「世界人口行動計画」の評価

河 野 稠 果

序 言

本稿は世界の主要地域における年齢構造変化の最近のトレンドを展望し、その経済社会開発に関する意味を国連の「世界人口行動計画」に照らして評価し、考えてみようとするものである。周知のように世界人口行動計画は1974年ブカレストで開催された世界人口会議で採択され、各国政府の人口活動の指針となるものだが、1984年メキシコ市で開催の第2回目の世界的な政府間会議である国際人口会議で時代の変化に合わせて一部修正された¹⁾。1994年に第3回の国際会議が開かれるとして、そこでさらに新たな軌道修正が行われる際に本稿の結論が反映されることを希望するものである。

国連は1956年、今から33年も前に『人口高齢化とその経済・社会的含蓄²⁾』と題した報告書を発表した。これはきわめて先駆的な書物であったが、西ヨーロッパや北米以外の人口学者、識者は当時の人口趨勢、特に人口高齢化の問題の重要性について十分理解していたとは言いがたかった。人口高齢化などはヨーロッパ、特にフランスやスウェーデンのような国の問題で迂遠な話であると思われた。我が国においても、1955年における65歳以上人口の比率は5.3%にすぎず、人口高齢化はもっと先のことだと思われていた。しかし、1980年代になって高齢化の問題は世界中の多くの人口学者の関心を引き始めた。1982年にウィーンで開催された国連世界高齢者会議United Nations World Assembly on Agingは、人口高齢化に関する初めての世界的規模の政府間会議であり、人口高齢化が先進国だけの問題でないことを天下に知らしめた。国連人口部による世界人口推計は40年の歴史があるが、国別の国連世界人口推計の定期的作成と刊行は、多くの途上国にも人口推計の重要性を認識させ、各国自身によって作成された推計結果は、やがて彼等のところにもやって来る人口高齢化の未来を生々しく描いてみせた。最近のNIEs (Newly Industrializing Economies) における目覚ましい出生率低下は、以前予想されたよりももっと早くそこで人口高齢化が進行しつつあることを、今更のように認識させたのである。

* 本稿で示した人口高齢化の要因分析の計算はすべて当研究所石川晃技官によって行われた。また国連1988年推計ならびに仮設的推計の提供にあたって、国連人口部次長井上俊一博士と同部堀内四郎博士の協力を得た。以上の3氏に対し、厚く感謝の意を表す。

1) 第2回目の政府間国際会議としての国際人口会議の報告、特に「世界人口行動計画」の改訂の結果は、その会議の経過報告と共に次の出版物によって紹介されている。厚生省大臣官房政策課編、『国際人口会議—International Conference on Population, Mexico City, August 1984』、昭和59年12月刊。

2) United Nations, *The Aging of Populations and its Economic and Social Implications, A world-wide survey and analysis of aging, its causes and consequences*, ST/SOA/Ser A/26, New York, 1956.

I 人口構造変化における新しい傾向

A 年少人口比率

1974年にブカレストで政府間最初の世界人口会議が開催され、「世界人口行動計画」が採択された。それから10年経った1984年に今度はメキシコ市において国際人口会議が開かれ、「世界人口行動計画を継続実施するための勧告」が採択された。これは事実上世界人口行動計画の見直しであり、10年間における世界の政治、社会そして人口情勢の急激な変化に対処するために、「行動計画」の軌道修正を行うことを目的としている。さて、1984年からさらに5年経った現在、世界の人口情勢ははどのように変化したであろうか。本節は国連人口部が最近まとめた1988年の世界人口推計のうち、特に人口構成の変化とそれに関連する出生率と死亡率の過去、現在、将来の趨勢を展望して、1984年の勧告にいくつかのコメントを行い、1994年の国際人口会議における「世界人口行動計画」再度の見直しに新しい光を添えようというものである。

表1は、世界の主要地域ごとの西暦1985年、2000年、2025年に対する15歳未満年少人口比率の推計値が国連人口部の1984年、1986年、1988年次の過去3推計によってどう変っているかの比較を行っている。ちなみに後出の表4は同じように60歳以上老年人口比率についての比較である。こうすることによって、推計基礎年次の1985年における総人口に占める老若の比率の推計の変遷が分かり、同時に昔行った将来推計がどの程度あたっていているかを評価できるわけである³⁾。

表1. 1985, 2000, 2025各年に対する15歳未満年少人口比率の推計値が国連の1984, 1986, 1988各年次の過去3推計でどう変わったかの比較

| 地 域 | 1985 | | | 2000 | | | 2025 | | |
|-----------|---------|------|------|---------|------|------|---------|------|------|
| | 推 計 年 次 | | | 推 計 年 次 | | | 推 計 年 次 | | |
| | 1984 | 1986 | 1988 | 1984 | 1986 | 1988 | 1984 | 1986 | 1988 |
| 世 界 | 33.7 | 33.4 | 33.5 | 30.4 | 30.3 | 31.3 | 24.7 | 24.8 | 24.4 |
| 先 進 地 域 | 22.2 | 22.2 | 22.2 | 20.8 | 20.8 | 20.1 | 19.8 | 19.7 | 17.9 |
| 途 上 地 域 | 37.4 | 36.9 | 37.2 | 32.9 | 32.7 | 34.2 | 25.7 | 25.8 | 25.6 |
| ア フ リ カ | 45.4 | 45.1 | 45.3 | 45.2 | 44.7 | 44.3 | 35.5 | 35.3 | 34.2 |
| ラテンアメリカ | 38.0 | 37.9 | 37.5 | 33.4 | 33.3 | 32.8 | 26.1 | 26.0 | 25.7 |
| 北部アメリカ | 21.9 | 21.8 | 21.7 | 21.6 | 21.6 | 20.2 | 20.1 | 20.1 | 17.9 |
| ア ジ ア | 35.0 | 34.5 | 34.8 | 29.2 | 29.2 | 31.4 | 21.8 | 22.1 | 22.5 |
| 東 ア ジ ア | 29.9 | 29.2 | 29.1 | 23.6 | 23.8 | 25.0 | 18.4 | 19.5 | 18.1 |
| 南 ア ジ ア | 39.1 | 38.8 | 39.4 | 33.2 | 33.0 | 35.7 | 23.9 | 23.8 | 24.9 |
| ヨ ー ロ ッ パ | 20.9 | 21.0 | 20.8 | 19.3 | 19.3 | 18.5 | 18.5 | 18.3 | 16.6 |
| オセアニア | 28.4 | 27.8 | 27.8 | 26.1 | 25.6 | 25.9 | 22.9 | 21.3 | 22.1 |
| ソ 連 | 24.8 | 24.8 | 25.2 | 23.6 | 23.5 | 23.6 | 22.0 | 22.1 | 20.8 |

出所：1984年：World Population Prospects: Estimates and Projections as Assessed in 1982 (United Nations Publication, Sales No.: E.83, XIII, 5)；1986年：World Population Prospects: Estimates and Projections as Assessed in 1984 (United Nations Publication, Sales No.: E.86, XIII, 3)；1988年：“World Population Prospects” Prepared by Estimates and Projections Section, Population Division, DIESA, United Nations, 22 June 1988.

3) 国連人口部による推計は、長い間伝統的に、その作業が開始された時の年次で表わされていた。例えば projections as assessed in 1984 といえ、実際に推計に使われた基礎データが1984年現在という意味で1984年推計と称された。しかし、今回1988年から発表された年を指すものとなっている。したがってここでは1982年推計となっていたものを1984年推計、1984年推計となっていたものを1986年推計と置き換えることにした。

まず第1表を見ると、1985年では世界と先進地域に対する年少人口比率は過去の推計3年次の間で差がほとんどない。しかし途上地域全体の比率は1986年推計が36.9%であったのに対し、1988年推計では37.2%と増加しているのに気付く。主要地域別にみると、15歳未満の人口比率がラテンアメリカのように1986年推計から1988年推計にかけて低下している地域もあるが、アフリカ、アジア、特に南アジア、ソ連と増加している地域も多いことが注目される。中でも南アジアの比率が1986年推計の38.8%から1988年推計の39.4%へと0.6ポイントも増加していることに驚く。

2000年になると、年少人口比率の推計の一番最新の年次の1988年のものとそれ以前の2年次推計との格差が開いて行くことが注目される。世界に対しては1984年推計は30.4%、1986年推計は30.3%であったが、1988年推計では31.3%と1ポイントも増加した数字を推計している。逆に先進地域では1986年推計20.8%から1988年推計20.1%へと低下しているが、途上地域では1986年推計32.7%から1988年推計34.2%へと1.5ポイントも増加しているのが注目を引く。先進地域では比率が減少しているが、北部アメリカでは1986年推計21.6%から20.2%へと1.4ポイントの減少、ヨーロッパでは19.3%から18.5%へと0.8ポイントの減少となっている。他方、これは特記すべきことだがアジアでは29.2%から31.4%へと2.2ポイントも増加していることが注目される。内容をみると、東アジアは23.8%から25.0%へと1.2ポイントの増加、南アジアは33.0%から35.7%へと実に2.7ポイントの増加を示している。

2025年に対して1984年と1986年の推計を1988年のそれと比較すると、2000年に対する場合と性格が異なり、先進地域はともかくも、途上地域に対する数字が急に小さくなっている。これは表2に表1と同じ様式で示されている合計特殊出生率で明らかのように、1986年推計値から1988年推計値にかけて合計特殊出生率がある地域では相当程度にわたって低下するものと仮定されたことによっていると考えられる。ただし、そこにおいても、南部アジアの合計特殊出生率は1986年推計よりも1988年推計

表2. 1980-85, 1995-2000, 2020-25の各年間に対する合計特殊出生率の推計値が国連の1984, 1986, 1988各年次の過去3推計でどう変わったかの比較

| 地 域 | 1980-1985 | | | 1995-2000 | | | 2020-2025 | | |
|-----------|-----------|------|------|-----------|------|------|-----------|------|------|
| | 推 計 年 次 | | | 推 計 年 次 | | | 推 計 年 次 | | |
| | 1984 | 1986 | 1988 | 1984 | 1986 | 1988 | 1984 | 1986 | 1988 |
| 世 界 | 3.55 | 3.52 | 3.61 | 2.90 | 2.96 | 3.13 | 2.32 | 2.36 | 2.27 |
| 先 進 地 域 | 1.98 | 1.97 | 1.93 | 2.03 | 2.02 | 1.90 | 2.13 | 2.12 | 1.94 |
| 途 上 地 域 | 4.09 | 4.06 | 4.19 | 3.20 | 3.20 | 3.45 | 2.35 | 2.40 | 2.33 |
| ア フ リ カ | 6.43 | 6.34 | 6.37 | 5.61 | 5.73 | 5.66 | 3.19 | 3.17 | 3.05 |
| ラテンアメリカ | 4.12 | 4.09 | 3.98 | 3.13 | 3.12 | 3.04 | 2.41 | 2.40 | 2.39 |
| 北部アメリカ | 1.85 | 1.83 | 1.80 | 2.07 | 2.07 | 1.86 | 2.10 | 2.10 | 1.94 |
| ア ジ ア | 3.56 | 3.54 | 3.72 | 2.63 | 2.65 | 2.99 | 2.03 | 2.11 | 2.07 |
| 東 ア ジ ア | 2.30 | 2.34 | 2.33 | 1.92 | 1.94 | 2.00 | 1.92 | 2.10 | 1.81 |
| 南 ア ジ ア | 4.65 | 4.59 | - | 3.19 | 3.20 | - | 2.09 | 2.12 | - |
| 南部アジア | 4.78 | 4.72 | 5.14 | 3.24 | 3.25 | 4.04 | 2.08 | 2.08 | 2.16 |
| ヨ ー ロ ッ パ | 1.90 | 1.88 | 1.81 | 1.87 | 1.85 | 1.75 | 2.08 | 2.05 | 1.86 |
| オセアニア | 2.71 | 2.65 | 2.64 | 2.49 | 2.41 | 2.43 | 2.25 | 2.05 | 2.13 |
| ソ 連 | 2.36 | 2.35 | 2.35 | 2.34 | 2.29 | 2.25 | 2.25 | 2.25 | 2.10 |

出所：表1の注を見よ。

注：ここで1988年推計には「南アジア」に対する数字が現在まで得られず「南部アジア」しか数字がないことに注意されたい。「南部アジア」に含まれる国は、アルファベット順でアフガニスタン、バングラデシュ、ブータン、インド、モルディブ、ネパール、パキスタン、スリランカの9カ国である。

の方が高いものとして仮定されており、これは15歳未満人口構成比率が1986年推計では23.8%の数字が1988年推計では24.9%と1.1ポイント上昇していることに反映している。

ここで問題となるのは西暦2000年に対する3年次推計結果の違いである。なぜなら特に2000年に対する世界全体、先進地域、途上地域に対する1988年の推計とそれ以前との間の差異が著しいからである。もう一度表1を眺めよう。2000年年少人口比率の改正経過を見ると、最も顕著な違いを示すのが途上地域、アジア、そして南アジアである。アジアは南アジアに大きく影響を受け、途上地域はアジアに大きく影響を受けるという構図となっている。すでに一部触れたように、途上地域については0.3ポイントの増加で、アジアは同じく0.3ポイントの増加、そして南アジアは0.6ポイントの増加であった。ここで南アジアという地域はどのような国々を含むかという点、東アジア以外のアジア地域であり、東アジアは中国、ホンコン、日本、南北朝鮮、マカオ、モンゴリアから成り立つ。南アジアはインド亜大陸の国々を中心として、東は東南アジア、西は西アジアをカバーする。西アジアとはイラクからトルコ、イスラエル、キプロスをも含むいわゆる中近東の国々である。もっとも1988年の国の分類は今までとは異なり、アジアを東部アジア、東南部アジア、南部アジア、西部アジアの4つに分け、1986年までの2大分類法は止めている。ちなみに「南部アジア」とはインド亜大陸の国々、それにイランが含まれる。

このように年少人口が1988年の推計によれば以前予想した以上に大きいということは、年少人口が従属人口であり、国や地方自治体にその養育と教育の莫大な費用がかかるだけに、貧しい途上国の状況にあっては経済社会開発の足を引っさるというマイナス面をもたらすことになる。途上国で非常に大きい年少人口比率は、途上国が貧しかるべくして貧しいマルサスの罠にあることを往々に示している。

ところでこの年少人口比率の上方修正と同じ方向に、1995～2000年の合計特殊出生率が1988年の推計において上方修正されているのは興味深い。ここでも途上地域全体、アジア、そして南部アジアにおいて1986年推計と比べると増加が見られ、大きな差が生じていることが注目される。すなわち、途上地域は3.20から3.45へと0.25ポイント増、アジアでは2.65から2.99へと0.34ポイント増、そして南アジアでは3.25から4.04へと実に0.79ポイント増となっている。1986年推計と1988年推計との間で、途上地域、特に南アジアの国々に対する人口推計のシリアスな見直し、そして改訂が、推計の仮定の一つである合計特殊出生率の過去・現在の推計と将来推計に対して行われたであろうことは想像できる。

すでに定説となっているように、途上国においては出生率低下が年齢構造の決定要因の最大なものとなっている。これについてはCoaleの研究および国連人口推計マニュアルで論述が行われており、ここで改めて解説は行わない⁴⁾。したがって途上地域、アジア、南アジアにおける年少人口比率の上方修正は多く合計特殊出生率の上方修正によるものと考えることができよう。さらに、これらの地域においては死亡率がまだ高く、平均寿命は後に表5で示されるように60歳台で、乳幼児死亡率がまだ高く、平均寿命の改善はさらにいくらか年少人口比率の拡大に向って働くものと考えられる。ただし、平均寿命の伸長は、中高年死亡率の低下によるものもいくらかあり、老若の死亡率低下の効果はお互いにキャンセルし合って、出生率上昇の効果よりも小さくなることが考えられる。

4) Ansley J. Coale, "The Effects of Changes in Mortality and Fertility on Age Composition", *Milbank Memorial Fund Quarterly*, Vol.34, No.1, 1956, pp.79-114; United Nations, *Manual IV, Methods of Estimating Basic Demographic Measures from Incomplete Data*, ST/SOA/Series A/42, New York, 1967.

B 年少人口比率上方修正のインプリケーション

こうしてみると、1995～2000年の期間の出生率が上方修正されたことは、特に南アジアでは出生率が現状でこれまで思ったほど低下しなかったこと、そしてそのため2000年までに1985年に推計された出生率低下をとて達成できないであろうとの判断によるものと考えられる。これは今回1988年新推計での一番の特徴ではなかろうか。ラテンアメリカとアフリカで1986年推計を上回る出生率低下が見込まれる反面、南アジアにおいて逆に上方修正を余儀なくされたことは、この地域での家族計画活動に疑問点があり、文化、宗教的要因が障壁として働いていること、そして大家族を保持するメリットがまだ強力であることを示唆している。

1984年メキシコ国際会議で採択された「世界人口行動計画を継続実施するための勧告」のD.人口に関する目標と政策 1.人口増加によれば、「……1984年から今世紀末までの間における世界人口増加率の低下は、過去10年間に於ける低下よりも緩慢なものとなるであろう」と述べられているが、表3に示す世界、先進地域、途上地域に対する1984年、1986年、1988年の人口増加率の低下は、世界と途上地域に関しては、1975年から1990年にかけて緩慢どころか沈滞気味であり、1995～2000年には1.51%ではなく1.62%にしか低下しないとの予想である。途上地域においても、2000年までに1.78%でなく1.92%にしか低下しないと予想されている。そうであれば、1994年の「世界人口行動計画」の再見直しにあって、もう少し人口増加率を削減するためのニーズとその方策がこのDの1に盛り込まれる必要があると考えられる。その方策が何であるかは現在のところ十分明らかでないが、やはりこの「世界人口行動計画を継続実施するための勧告」にもう少し積極的なセンテンスを挿入して、特に南アジアにおける出生率低下を促進する方策の策定を喚起する必要があるだろうか。

もちろん、出生率低下への強力な人口政策の策定は各国の主権に委ねられるべきものである。しか

表3. 国連1984年、1986年、1988年推計による世界、先進地域、途上地域平均人口増加率の比較 (単位: %)

| 5年間隔期 | 世界 | | | 先進地域 | | | 途上地域 | | |
|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 1984年推計 | 1986年推計 | 1988年推計 | 1984年推計 | 1986年推計 | 1988年推計 | 1984年推計 | 1986年推計 | 1988年推計 |
| 1950-1955 | 1.84 | 1.79 | 1.80 | 1.28 | 1.28 | 1.28 | 2.11 | 2.04 | 2.05 |
| 1955-1960 | 1.86 | 1.86 | 1.86 | 1.27 | 1.27 | 1.25 | 2.14 | 2.13 | 2.14 |
| 1960-1965 | 1.96 | 1.99 | 1.99 | 1.19 | 1.19 | 1.19 | 2.30 | 2.34 | 2.35 |
| 1965-1970 | 2.06 | 2.04 | 2.06 | 0.87 | 0.87 | 0.91 | 2.55 | 2.53 | 2.54 |
| 1970-1975 | 2.03 | 1.97 | 1.97 | 0.89 | 0.89 | 0.86 | 2.46 | 2.39 | 2.39 |
| 1975-1980 | 1.77 | 1.75 | 1.74 | 0.74 | 0.75 | 0.73 | 2.14 | 2.11 | 2.10 |
| 1980-1985 | 1.67 | 1.67 | 1.74 | 0.64 | 0.64 | 0.65 | 2.02 | 2.01 | 2.10 |
| 1985-1990 | 1.61 | 1.63 | 1.73 | 0.60 | 0.60 | 0.53 | 1.92 | 1.94 | 2.10 |
| 1990-1995 | 1.58 | 1.58 | 1.71 | 0.56 | 0.56 | 0.48 | 1.87 | 1.88 | 2.06 |
| 1995-2000 | 1.52 | 1.51 | 1.62 | 0.52 | 0.52 | 0.45 | 1.79 | 1.78 | 1.92 |
| 2000-2005 | 1.39 | 1.38 | 1.47 | 0.45 | 0.45 | 0.38 | 1.63 | 1.62 | 1.74 |
| 2005-2010 | 1.26 | 1.27 | 1.33 | 0.39 | 0.39 | 0.32 | 1.47 | 1.48 | 1.56 |
| 2010-2015 | 1.15 | 1.18 | 1.21 | 0.36 | 0.36 | 0.27 | 1.33 | 1.37 | 1.41 |
| 2015-2020 | 1.04 | 1.07 | 1.08 | 0.32 | 0.31 | 0.22 | 1.20 | 1.24 | 1.25 |
| 2020-2025 | 0.93 | 0.96 | 0.98 | 0.29 | 0.29 | 0.18 | 1.06 | 1.10 | 1.13 |

出所: 1984年推計: United Nations, *World Population Prospects: Estimates and Projections as Assessed in 1982*, New York, 1985

1986年推計: United Nations, *World Population Prospects: Estimates and Projections as Assessed in 1984*, New York, 1986

1988年推計: United Nations, *World Population Prospects: 1988*, New York, June 1988, Printouts.

し、一方南アジア、特にその中心をなすインド亜大陸において出生率低下は等しく望まれている。そこで各国は、出生率低下を国是として努力しており、また過去3回のアジア太平洋人口会議で出生率低下のための努力が強化されている限り、1994年の人口に関する国際会議でこの点はもっと明確にすべきだと考える。

1982年9月スリランカのコロンボ市で開催されたアジア太平洋人口会議では「アジア太平洋の人口と開発に関する行動の呼びかけ」が採択された。特にそのⅢの勧告の中で、A.9は具体的な目標を示しているのが注目される。すなわち「各国政府は人口と開発に関するプログラムにおいて現在設けられている出生率と死亡率の目標値を再検討し、2000年までに人口置き換え水準に見合う出生率を実現するように修正すること」⁵⁾である。しかし、表2に示されるように、東アジアは2000年までに人口置き換え水準を優に達成すると国連人口推計は予測しているけれども、アジア全体、そして特に南部アジアは2000年においてまだ目標値に達せず、残念ながら1982年のアジア太平洋人口会議において採択された「アジア太平洋の人口と開発に関する行動の呼びかけ」で最大の目玉的勧告であったA.9はどれも実現不可能であるようにみられる。そこで、近い将来なすべきことは、このような実現不可能に等しい呼びかけや懸け声ではなく、各国の現実の人口動向、経済開発と生活水準、そして文化・宗教のコンフィギュレーションを踏まえた上での出生率目標、増加率目標の策定であろう。

C 60歳以上老年人口比率

元来老年人口とは60歳以上人口の謂いであって、老年人口比率とは総人口に占める65歳以上人口の割合であった。しかし、1988年推計以後、国連は60歳以上が老年人口とする1982年の世界高齢者会議の決議による定義を選択している。現在入手できる表には60歳以上と80歳以上という区切りしかない。

60歳以上老年人口比率の推計値の過去3回の国連推計による違いは表4に示される。表4はいわば

表4. 1985, 2000, 2025各年に対する60歳以上老年人口比率の推計値が
国連の1984, 1986, 1988各年次の過去3推計でどう変わったかの比較

| 地 域 | 1985 | | | 2000 | | | 2025 | | |
|-------------|---------|------|------|---------|------|------|---------|------|------|
| | 推 計 年 次 | | | 推 計 年 次 | | | 推 計 年 次 | | |
| | 1984 | 1986 | 1988 | 1984 | 1986 | 1988 | 1984 | 1986 | 1988 |
| 世 界 | 8.6 | 8.8 | 8.9 | 9.7 | 9.9 | 9.8 | 13.9 | 14.3 | 14.2 |
| 先 進 地 域 | 15.8 | 15.8 | 16.1 | 18.3 | 18.4 | 18.7 | 23.6 | 23.6 | 25.3 |
| 途 上 地 域 | 6.3 | 6.6 | 6.6 | 7.5 | 7.7 | 7.6 | 11.9 | 12.4 | 12.1 |
| ア フ リ カ | 4.8 | 4.8 | 4.9 | 4.8 | 4.8 | 4.8 | 6.0 | 6.1 | 6.4 |
| ラテンアメリカ | 6.7 | 6.7 | 6.8 | 7.6 | 7.7 | 7.8 | 12.2 | 12.4 | 12.7 |
| 北 部 ア メ リ カ | 15.9 | 16.2 | 16.4 | 15.7 | 16.0 | 16.8 | 23.7 | 23.8 | 26.4 |
| ア ジ ア | 6.9 | 7.3 | 7.2 | 8.6 | 8.9 | 8.7 | 14.4 | 15.0 | 14.3 |
| 東 ア ジ ア | 8.5 | 8.7 | 8.8 | 11.0 | 11.3 | 11.2 | 19.0 | 19.6 | 20.0 |
| 南 ア ジ ア | 5.5 | 6.1 | 6.1 | 6.8 | 7.3 | 6.9 | 11.6 | 12.2 | 11.1 |
| ヨ ー ロ ッ パ | 17.6 | 17.6 | 17.8 | 19.8 | 19.8 | 20.2 | 25.0 | 25.0 | 27.0 |
| オ セ ア ニ ア | 12.1 | 12.3 | 12.3 | 12.6 | 13.0 | 13.0 | 17.5 | 18.4 | 18.5 |
| ソ 連 | 13.1 | 13.1 | 13.5 | 17.5 | 17.5 | 16.9 | 20.7 | 20.7 | 20.6 |

出所：表1の注を見よ。

5) 岡崎陽一・河野稠果, 「第3回アジア・太平洋人口会議について」, 『人口問題研究』, 第165号, 昭和58年1月, pp.54-63.

表1とは逆の関係にあり、先進地域は老年人口が多く（つまり人口高齢化が進んでおり）途上地域は少なくなっているのはすでに周知の通りである。表4から注目されるのは、世界全体の比率は各年次推計ともほとんど変わらないが、先進地域は老年人口比率が1988年推計でかなり大きくなっており、逆に、途上地域では2000年、2025年に対する比率が小さくなっていることである。とりわけ2025年の先進地域、北部アメリカ、ヨーロッパの上方修正は注目される。老年人口比率が減少した地域はアジア、わけでも南アジアで、12.2%から11.1%へと1.1ポイントも減少している。ほかの途上地域は、アフリカ、ラテンアメリカ、東アジアといずれも比率が上昇しているものばかりなので、この南アジアの減少振りは目につくところである。

先進地域で老年人口比率が、1988年推計において1984年、1986年の推計を超えて増加しているのは、平均寿命の上方修正に伴う中高年死亡率の改善と20世紀最後の10年間および21世紀における超低出生率が保持されるという仮定による。1986年の推計までは、国連人口部は、北部アメリカとヨーロッパにおいて合計特殊出生率がこの時期に反騰を始め、人口の置き換え水準近くまでに回復すると仮定していたが、1988年推計以後その伝統的仮定を捨て、欧米諸国の出生率はもはや置き換え水準には回復せず、1.8ないし1.9あたりの合計特殊出生率の水準の前後を振動して進むであろうとの仮定を立てた。他方、表5において明らかのように、1988年推計においては平均寿命の伸長が前2回のものと比較して顕著である。1995～2000年で、先進地域の男女合計平均寿命は1986年推計と比べ75.5歳から75.4歳へとむしろ減少しているが、2020～2025年では77.2歳から78.7歳へと1.5歳も伸長している。北部アメリカでは1995～2000年に対して1986年推計76.4歳から1988年推計77.0歳へと0.6歳増加し、2020～2025年に対しては77.5歳から79.7歳と2.2歳も上昇している。同様にヨーロッパでは、1995～2000年に対して1986年推計75.4歳が1988年推計75.9歳へ、そして2020～2025年に対しては77.2歳から79.1歳へと1.9歳増加している。近年の予想を覆す平均寿命の伸び — それは日本とかスイスにおいて先駆的

表5. 1980-85, 1995-2000, 2020-25の各年間に対する男女合計平均寿命の推計値が
国連の1984, 1986, 1988各年次の過去3推計でどう変わったかの比較 (単位: 歳)

| 地 域 | 1980-1985 | | | 1995-2000 | | | 2020-2025 | | |
|-----------|-----------|------|------|-----------|------|------|-----------|------|------|
| | 推 計 年 次 | | | 推 計 年 次 | | | 推 計 年 次 | | |
| | 1984 | 1986 | 1988 | 1984 | 1986 | 1988 | 1984 | 1986 | 1988 |
| 世 界 | 58.9 | 59.5 | 59.6 | 63.5 | 64.1 | 64.5 | 70.0 | 70.5 | 71.3 |
| 先 進 地 域 | 73.0 | 73.1 | 72.3 | 75.4 | 75.5 | 75.4 | 77.2 | 77.2 | 78.7 |
| 途 上 地 域 | 56.6 | 57.3 | 57.6 | 61.8 | 62.5 | 63.1 | 68.9 | 69.5 | 70.4 |
| ア フ リ カ | 49.7 | 49.4 | 49.9 | 55.7 | 55.2 | 55.7 | 64.9 | 64.5 | 65.2 |
| ラテンアメリカ | 64.1 | 64.2 | 64.5 | 68.3 | 68.3 | 68.7 | 72.2 | 72.3 | 72.8 |
| 北部アメリカ | 74.1 | 74.4 | 74.6 | 76.2 | 76.4 | 77.0 | 77.5 | 77.5 | 79.7 |
| ア ジ ア | 57.9 | 59.1 | 59.3 | 63.7 | 65.0 | 65.5 | 70.8 | 72.1 | 72.8 |
| 東 ア ジ ア | 68.0 | 68.4 | 68.4 | 71.4 | 72.3 | 72.5 | 75.2 | 75.9 | 77.1 |
| 南 ア ジ ア | 53.6 | 54.9 | - | 59.8 | 61.6 | - | 68.7 | 70.1 | - |
| 南部アジア | 51.8 | 53.5 | 54.4 | 57.6 | 60.1 | 61.5 | 66.7 | 68.9 | 70.5 |
| ヨ ー ロ ッ パ | 73.2 | 73.1 | 73.2 | 75.4 | 75.4 | 75.9 | 77.3 | 77.2 | 79.1 |
| オセアニア | 67.6 | 67.9 | 68.0 | 71.6 | 70.7 | 70.8 | 75.7 | 74.9 | 75.6 |
| ソ 連 | 70.9 | 70.9 | 67.9 | 74.0 | 74.0 | 72.1 | 76.7 | 76.7 | 76.7 |

出所: 表1の注を見よ。

注: 表2の「南アジア」および「南部アジア」に対する説明を見よ。

に見られたものだが — が、過去のCoale—Demenyのモデル生命表にみられた保守的な平均寿命限界の枠組が先進国のいくらかに対して当てはまらなくなったための改訂である。平均寿命伸長の年齢構造に及ぼす効果、そしてこの点に関して世界人口行動計画の人口構造のセクションで適正に反映してもらいたいとの要望については最後の節で論ずる。

II 日本における人口高齢化の要因分析

A 高齢化社会の到来

表6は非常によく見られる表であるが、日本人口における年齢構成比率の変遷を示す。すなわち15歳未満、15～64歳、65歳以上の総人口に対する割合である。1990年以後は、厚生省人口問題研究所が1986年12月に発表した将来人口推計値を用いている。ここでは65歳以上人口が老年人口である。先ほど、国連では1988年推計以後60歳以上人口を老年人口としていると述べたが、以後の叙述は伝統的な定義に基づき65歳以上人口を老年人口として、総人口の中で65歳以上人口が増加したときに人口が高齢化するとする。

さて表6の65歳以上のパーセントをみると、1890年には6.69%もあった比率がしだいに減少し、1935年には4.66%と最低になっていることに注目されたい。この間人口は若年化juvenescenceしているわけで、最後の欄にある平均年齢は1890年の30.7歳から1935年の26.3歳まで若返っていることが分かる。一方1890年から1935年までに、平均寿命はゆるやかではあるが着実に伸長したことが知られているが、他方出生率はたしかに低下しているもののそれほど大きな変化はなかった。そうであれば1890年から1935年にかけての65歳以上人口構成比率の減少、そして平均年齢の低下は平均寿命の伸長によっていることになる。そのメカニズムは次のようである。1960年くらいまでは乳幼児死亡率が高く、さらに5歳から14歳までの死亡率も高く、平均寿命の伸長はこれら年少人口における死亡率低下の効果に過半数を依存していた。そこでこれら年少人口における死亡率の低下は人口ピラミッドの底辺部分を膨れさせることになり、出生率の増加と同じ効果を持つことになったのである。これについては高橋重郷の論文にくわしい⁶⁾。

しかしながら戦後はこの老年人口比率がうなぎ昇りに上昇して来た。1985年にはついに10%の大台を突破し、人口高齢化の時代に入り、将

表6. 日本人口の年齢構造係数の推移

| 年次 | 年齢構造係数 (%) | | | 平均年齢 (歳) |
|------|------------|-------|-------|----------|
| | 0-14 | 15-64 | 65+ | |
| 1890 | 28.15 | 65.16 | 6.69 | 30.7 |
| 1910 | 33.89 | 60.68 | 5.43 | 28.0 |
| 1920 | 36.48 | 58.26 | 5.26 | 26.7 |
| 1925 | 36.70 | 58.24 | 5.06 | 26.5 |
| 1930 | 36.59 | 58.66 | 4.75 | 26.3 |
| 1935 | 36.89 | 58.46 | 4.66 | 26.3 |
| 1940 | 36.08 | 59.19 | 4.73 | 26.6 |
| 1947 | 35.30 | 59.90 | 4.79 | 26.7 |
| 1950 | 35.41 | 59.64 | 4.94 | 26.6 |
| 1955 | 33.44 | 61.24 | 5.29 | 27.6 |
| 1960 | 30.15 | 64.12 | 5.72 | 29.0 |
| 1965 | 25.73 | 67.98 | 6.29 | 30.3 |
| 1970 | 24.03 | 68.90 | 7.06 | 31.5 |
| 1975 | 24.32 | 67.72 | 7.92 | 32.5 |
| 1980 | 23.50 | 67.35 | 9.10 | 34.0 |
| 1985 | 21.51 | 68.18 | 10.30 | 35.7 |
| 1986 | 20.90 | 68.52 | 10.58 | 36.0 |
| 1987 | 20.24 | 68.86 | 10.90 | 36.4 |
| 1990 | 18.62 | 69.45 | 11.93 | 37.4 |
| 1995 | 17.55 | 68.33 | 14.12 | 38.7 |
| 2000 | 17.98 | 65.75 | 16.26 | 39.8 |
| 2005 | 18.74 | 63.23 | 18.02 | 40.6 |
| 2010 | 18.63 | 61.42 | 19.96 | 41.5 |
| 2015 | 17.56 | 59.89 | 22.54 | 42.4 |
| 2020 | 16.50 | 59.94 | 23.56 | 43.0 |
| 2025 | 16.40 | 60.24 | 23.37 | 43.3 |

出所：1890-1985年に対しては総理府あるいは総務庁統計局国勢調査報告；1990-2025年に対しては厚生省人口問題研究所、『日本の将来推計人口』昭和61年12月推計による。

6) 高橋重郷、「戦後のわが国の死亡水準の低下とその人口学的要因」、『人口問題研究』、第164号、昭和57年10月、pp.19-36。

来2025年には23%以上となり、超高齢社会の到来が論じられている。

B 日本の老年人口比率変化の要因分析

人口の年齢構成の変化が出生、死亡、人口移動（国際人口移動）によることは周知の事実であるが、以上述べた日本人の高齢化がこの人口変動の3要素のどれに多くよっているかを考察することは非常に興味のあることである。

日本では元来平均寿命が伸長すれば人口高齢化が起ると広く考えられている。これは俗説の最たるものであり、すでに述べたように、安定人口モデルを用いて高齢化は出生率低下によるものであることが明らかにされているが、Coaleはスウェーデンの実例を用いて安定人口を計算し、人口高齢化の主要因は死亡率の低下、平均寿命の伸長ではなく、出生率の低下であることを示した⁷⁾。

Coaleの計算は、例えば1860年と1950年の二つの年次を比較する場合その出生率と死亡率の年齢スケジュールをとり、次のような四つの組み合わせを作り、それぞれの安定人口を計算したものである。組み合わせは、

- (1) 1850年の出生率、1860年の死亡率
- (2) 1850年の出生率、1950年の死亡率
- (3) 1950年の出生率、1860年の死亡率
- (4) 1950年の出生率、1950年の死亡率

この場合(1)と(4)の組み合わせは実際のものである。

このようにして、それぞれの組み合わせに見合う安定人口を計算し、グラフを描いたところ、(1)と(2)および(3)と(4)はそれぞれきわめて似通った傾向を示したのに反し、(1)と(2)に対して(3)と(4)はそれぞれ非常に異った年齢プロフィールを示したのであった。したがって死亡率が異なる場合には年齢プロフィールがあまり変化しないが、出生率が異った場合は大きく変化することから、Coaleは年齢構成を決める要因は出生率であって死亡率ではないと判断した。

この方法は安定人口を用いた標準化standardizationとも言うべきものである。しかし実際その時々の人々の年齢構成は安定人口とは異なるし、多分に歴史的な年齢構成のひずみを抱えている。戦争による出生率低下、死亡率の上昇、戦後のベビーブームの影響等によって、きわめて凸凹の多い不規則なプロフィールを示している。そして、50年とか100年の長い時間のスパンで考えると、出生率も死亡率も低下して出生率の効果がより大きいと考えられるが、最近の10年間のよう出生率が低下を示すものの、その速度が鈍化し、逆に死亡率が予想外に低下し、平均寿命の伸長が著しい局面では、比較的短期のスパンをとればまた別の結果が示されるのではないかとの疑問が生じるのである。一方年少人口の死亡率低下が中高年の死亡率低下を上回る場合とか、両者がほぼ拮抗している場合には、出生率低下の効果が死亡率低下の効果を上回るかも知れない。しかし若い年齢の死亡率がギリギリのところまで低下し、これ以上の改善が望めない最低線のレベル近くに到達し、逆に中高年の死亡率が大いに低下し、平均寿命伸長の過半数以上の割合が中高年死亡率低下によって説明される状況になれば、死亡率低下そのものが人口高齢化を押し進めることになると考えられる。

そこで、1950年から1985年までの35年間を、短い期間では5年間隔、長いスパンでは35年の間隔で、それぞれ実際の期首人口と期末人口の年齢構成の変化のうち65歳以上人口構成比率の変化をとり、この期首人口と期末人口の2率の差がその期間を生じた出生率の変化にどれだけ影響されているのか、あるいは死亡率の変化にどれだけ影響を受けているのかをKitagawaの2率の差のコンポネント分

7) Ansley J. Coale, "How the Age Distribution of a Human Population Is Determined", *Cold Spring Symposia on Quantitative Biology*, Vol.22, 1957, pp.83-89.

解の方法によって求めてみようとしたのである⁸⁾。実際にはこの方法は、それぞれの出生率のスケジュールと死亡率のスケジュールを組み合わせた4つの年齢構成を比較し、65歳以上人口構成比率の2率の差を出生率効果、死亡率効果、期首人口効果に分けるものである。本論文は元来世界人口行動計画の年齢構成部門の勧告を強化するのが目的で、方法論的議論は避けるが、方法論の骨子については国連人口部が1986年9月に東京で開催したInternational Symposium on Population and Developmentに提出された基調論文を参照されたい⁹⁾。要点は4つの分析的人口推計を行うことであり、例えば1950年と1960年の老年人口比率を比較する場合、出生率と死亡率のスケジュールを組み合わせて次の4つの人口推計を行う。(1)F VMVバリエーション。出生率・死亡率に1950～60年の実際の出生率と生残率の

表7. 日本に対する65歳以上老年人口比率変化の各タイムスパンにおける要因分解

| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---------------|----------------|----------------|-----------------|-------|-------|-----------------|
| 比較年次 | 期首における 比率 % | 期末における 比率 % | 期首期末間の 変化量 % | 出生率効果 | 死亡率効果 | 初期人口の 年齢構造効果 |
| 5年間比較 | | | | | | |
| 1950-55 | 4.94 | 5.35 | 0.41 | 0.07 | 0.01 | 0.32 |
| 1955-60 | 5.32 | 5.69 | 0.37 | 0.01 | 0.01 | 0.35 |
| 1960-65 | 5.73 | 6.28 | 0.56 | -0.04 | 0.07 | 0.53 |
| 1965-70 | 6.29 | 7.01 | 0.72 | -0.12 | 0.02 | 0.83 |
| 1970-75 | 7.06 | 7.87 | 0.81 | -0.01 | 0.04 | 0.78 |
| 1975-80 | 7.92 | 9.08 | 1.16 | -0.02 | 0.08 | 1.09 |
| 1980-85 | 9.10 | 10.25 | 1.15 | -0.05 | 0.09 | 1.11 |
| 10年間比較 | | | | | | |
| 1950-60 | 4.94 | 5.70 | 0.76 | 0.32 | 0.05 | 0.39 |
| 1955-65 | 5.32 | 6.24 | 0.93 | 0.06 | 0.11 | 0.76 |
| 1960-70 | 5.73 | 7.03 | 1.30 | -0.06 | 0.28 | 1.09 |
| 1965-75 | 6.29 | 7.86 | 1.57 | -0.26 | 0.28 | 1.54 |
| 1970-80 | 7.06 | 8.99 | 1.93 | 0.11 | 0.37 | 1.45 |
| 1975-85 | 7.92 | 10.22 | 2.30 | 0.01 | 0.42 | 1.88 |
| 20年間比較 | | | | | | |
| 1950-70 | 4.94 | 6.96 | 2.03 | 0.91 | 0.40 | 0.70 |
| 1955-75 | 5.32 | 7.82 | 2.51 | 0.17 | 0.75 | 1.59 |
| 1960-80 | 5.73 | 9.04 | 3.32 | -0.05 | 1.24 | 2.13 |
| 1965-85 | 6.29 | 10.19 | 3.90 | -0.36 | 1.40 | 2.87 |
| 30年間比較 | | | | | | |
| 1950-80 | 4.94 | 9.01 | 4.07 | 1.74 | 1.32 | 1.00 |
| 1955-85 | 5.32 | 10.18 | 4.86 | 0.52 | 2.04 | 2.30 |
| 35年間比較 | | | | | | |
| 1950-85 | 4.94 | 10.19 | 5.25 | 2.38 | 1.93 | 0.94 |

注：期末における老年人口比率は計算の都合で必ずしも厳密に実際の比率と合っていないことがあるのに留意されたい。この差は次の4つの要素から由来していると考えられる。(1)ここでの計算に用いた生存率は実際の死亡統計に基づくそれぞれの比較年次の各歳別生命表の生存率を平均したものであるが、それでも実際の生存率を100%復元し得なかった。(2)年齢別出生率も(1)と同様であり、各期間の出生率を完全に復元し得ない場合もある。(3)ここでは国際人口移動は無視でき得るくらい小さいものとして、考慮に入れていない。(4)期首、期末の人口比率の基になった人口数および年齢別出生率、死亡率の基になった出生数、死亡数にも極く僅かながら誤差があり得る。

8) Evelyn M. Kitagawa, "Components of a Difference between Two Rates", *Journal of American Statistical Association*, Vol.50 (December 1955), pp.1168-1174.

9) United Nations Secretariat, "Global Trends and Prospects of Aging Population Structure", in *Economic and Social Implications of Population Aging*, Proceedings of the International Symposium on Population Structure and Development, Tokyo, 10-12 September 1986. ST/ESA/SER. R/85, New York, United Nations, 1988.

スケジュールによって1960年の人口を推計する。(2)FVMCバリエント. 出生率は1950~60年の実際の出生率のスケジュールに従うが, 死亡率は1950年スケジュールを一定。(3)FCMVバリエント. 出生率は1950年のスケジュールで一定, 死亡率は実際の1950~60年の生残率スケジュール。(4)FCMCバリエント. 出生率, 死亡率共に1950年のスケジュールを一定. この4つの仮定によって得た推計結果において, FVMVとFCMVの間の年齢構成の差とFVMCとFCMCとの差或いはFVMCとFCMCとの差を出生率効果とする. 次にFVMVとFVMC或いはFCMVとFCMCの差を死亡率効果とする. それぞれ2つの計算結果を平均すればKitagawaの方法によるdecompositionとなる. 最後に期首の年齢構成とFCMCとの差が期首人口の効果ということになる.

本稿で行った計算手続きは, 次の点で以上の国連人口部が行った方式とは異なる.

(1) 分析が人口推計において5歳階級, 5年間隔ではなく, 各歳・各年のスケジュールによって計算した. ただし比較する推計人口の年次は, きまりのよい0から5で終る年次に対する数字を期首人口と比較している. すでに述べたように, 日本人口は1950年の段階で過去の歴史的効果による凸凹が著しいし, まだ過去の人口イベントが短期間継続する現象として発生することが多いため(1964年の丙年における著しい出生率の落ち込み, 1947~49年の短期的ベビーブーム), 5歳5年の網では把握できない現象がある. 1950年以降も5歳5年の枠では短期の鋭い人口変化をキャッチできないうらみがある.

(2) 比較の年次間隔を単に5年間隔だけではなく, 10年, 15年, 20年, 25年, 30年, 35年年間とした. ただし表7には紙面の都合で5年, 10年, 20年, 30年および35年の各間隔における要因分解しか示していない. この表7で用いた基礎的人口動態的指標は表8に示される.

(3) KitagawaによるComponents analysisのように, 標準化する場合 $A \rightarrow B \rightarrow C$, $A \rightarrow C \rightarrow B$ というように二つの順序があり, 二つの結果を平均することで要因の作相互作用を除いている.

以下表7に示されたわが国人口高齢化の要因分解の結果を考察し, そこからいくつかのインプリケーションを導きたい.

表7からどのようなことが明らかとなるであろうか. まず第一に1950~55年の期間, 1950~60年の期間, 1950~70年, 1950~80年, 1950~85年のように期首が1950年の期間, あるいは比較的長期間のところでは出生率の効果が死亡率よりも大きいことが注目される. しかし1955年~60年では出生率と死亡率の効果は1対1で同じであるが, それを除いた1955

表8. 合計特殊出生率および平均寿命の推移: 各年10~翌年9月

| 年次 | 合計特殊 出生率 | 平均寿命 | |
|-------------|-------------|-------|-------|
| | | 男 | 女 |
| 昭和25 (1950) | 3.36 | 58.99 | 62.20 |
| 26 (1951) | 3.05 | 60.68 | 63.96 |
| 27 (1952) | 2.76 | 61.74 | 65.18 |
| 28 (1953) | 2.53 | 62.47 | 66.24 |
| 29 (1954) | 2.40 | 63.22 | 67.29 |
| 30 (1955) | 2.26 | 63.35 | 67.45 |
| 31 (1956) | 2.09 | 63.41 | 67.63 |
| 32 (1957) | 2.09 | 64.39 | 68.83 |
| 33 (1958) | 2.06 | 64.97 | 69.59 |
| 34 (1959) | 2.01 | 65.15 | 69.91 |
| 35 (1960) | 1.97 | 65.59 | 70.43 |
| 36 (1961) | 1.97 | 66.33 | 71.22 |
| 37 (1962) | 2.00 | 67.14 | 72.11 |
| 38 (1963) | 2.04 | 67.40 | 72.47 |
| 39 (1964) | 2.12 | 67.72 | 72.89 |
| 40 (1965) | 1.72 | 68.20 | 73.39 |
| 41 (1966) | 2.06 | 68.48 | 73.60 |
| 42 (1967) | 2.16 | 68.92 | 74.06 |
| 43 (1968) | 2.13 | 69.12 | 74.38 |
| 44 (1969) | 2.13 | 69.41 | 74.68 |
| 45 (1970) | 2.15 | 69.98 | 75.33 |
| 46 (1971) | 2.14 | 70.36 | 75.80 |
| 47 (1972) | 2.14 | 70.58 | 75.94 |
| 48 (1973) | 2.07 | 70.95 | 76.18 |
| 49 (1974) | 1.94 | 71.51 | 76.71 |
| 50 (1975) | 1.87 | 72.05 | 77.25 |
| 51 (1976) | 1.81 | 72.52 | 77.75 |
| 52 (1977) | 1.79 | 72.93 | 78.25 |
| 53 (1978) | 1.77 | 73.15 | 78.50 |
| 54 (1979) | 1.75 | 73.30 | 78.72 |
| 55 (1980) | 1.74 | 73.61 | 79.08 |
| 56 (1981) | 1.76 | 73.96 | 79.47 |
| 57 (1982) | 1.79 | 74.25 | 79.82 |
| 58 (1983) | 1.81 | 74.53 | 80.18 |
| 59 (1984) | 1.78 | 74.81 | 80.51 |

出所: 厚生省人口問題研究所, 『静止人口表』
および研究資料.

年およびそれ以後の年次を期首とした期間では、いずれも（長い期間でも短い期間でも）死亡率の効果が出生率のそれを上回っていることが認められる。しかしいずれの場合でも初期人口の年齢構造の影響があるが、それは大体非常に大きく、1950～80年の30年間と、1950～85年の35年間の間隔以外ではいずれも出生率・死亡率の効果より大きい。総じて、観察期間が長ければ長いほど出生率効果と死亡率効果の和が初期人口の年齢構造の影響よりも大きい結果となる。比較的短期の場合、初期人口の年齢構造の効果が大きい、この場合初期人口自体が出生率・死亡率の影響によって決定されていると考えることができる。

さて、以上の要因分解において国際人口移動は考慮されていない。その理由はこれまでわが国において国際人口移動の出国と入国のバランスである国際人口純移動がほとんど無視し得るほど微少であることが挙げられる。さらに、人口移動を考慮すると計算が不必要に複雑になる反面、その実益が小さいことも挙げられよう。しかしそのためにそれぞれの期間の期末人口の構成比率が実察の構成比率より非常に規模は僅かだが小さくなるのが指摘されるであろう。

以上の考察をもう一度要約すれば、1955年以前では出生率効果が死亡率よりも大きかったが、1955年以後逆転し、死亡率の効果の方が大きくなるに至る。30年の期間で1950～1980年の比較と1955～1985年の比較をみると、前者では出生率効果が大きく、後者では死亡率効果が大きいことは、1950～55年間に出生率効果が最初非常に大きかったがその後急速に死亡率効果によってとって代られ、以後死亡率効果が出生率効果より圧倒的に大きいことを示している。

勝野真人も類似の分析を1987年4月の『厚生指標』に発表している¹⁰⁾。方法は基本的に同じである。ただし勝野の分析的推計は5歳5年間隔で行われていることと、この論文では出生率と死亡率の効果が相互作用をKitagawaの方法によって二つの方向から計算したものを平均し、取り去ったことが違う。また勝野のは1947年までのそれぞれ出生率・死亡率を一定として1982年と比較してその影響を析出しているが、本稿は色々な期間に対して行っている。しかし、いずれにせよ、「わが国の人口の高齢化については、死亡率低下と影響が意外に大きいことを示した」とあり¹¹⁾、これは本稿で示した結果と根本的に同じ結論である。また死亡率低下が人口高齢化と相乗的に作用するようになる人口転換の後期では、理念的安定人口に基づいた議論は無意味であるとの指摘¹²⁾も非常によく理解できる。

III ヨーロッパ8カ国の老年人口比率変化の要因分析

さてこのような死亡率低下が日本の年齢構成の変化、すなわちここで論ずる老年人口65歳以上の構成比率に最近大きな影響力を持つという知見は、欧米諸国においても認められるであろうか。特に西ヨーロッパ・北ヨーロッパにおいては平均寿命が近年相当程度伸長しており、また将来も伸長するものと予想されている。これが将来の人口高齢化の進捗に対しても影響を与えていることは容易に考えられるところである。そこで、1988年国連新推計を用いて、8つの選択された西ヨーロッパ・北ヨーロッパの国々に対し、日本の場合と類似の仮定的推計によって、人口高齢化の要因である出生率と死亡率の変化の効果を計量しようとした。この点に関して本来ならば過去に溯って長期的な期間の間の効果を示すべきだが、ここでは入手できるデータ上の制限もあって、1985年を基点として、将来に

10) 勝野真人、「戦後わが国の出生・死亡率低下の長期的影響—人口の超高齢化はいかにして起こるか—」、『厚生指標』、第34巻第4号、昭和62年4月、pp.6-13。

11) 勝野前掲論文、p.12。

12) 勝野前掲論文、p.12。勝野はまた結論において、中高年層の死亡率低下が出生率の低下との相互作用を通じて、人口高齢化を速め、激化させる上で重要な役割を果たしていることが明らかになった、としている(p.13)。このスタンスは本論文と全く同じである。

関するもののみを取り扱うこととした。ここで取り扱った国はアルファベット順で、オーストラリア、フランス、西ドイツ、オランダ、ノルウェー、スウェーデン、スイスそしてイギリスの8カ国である。

データとしては、日本における場合と同じく4つのバリエーションを用いた。

- (1) FVMVバリエーション。これは国連1988年中位Medium variant推計である。
- (2) FVMCバリエーション。出生率は国連中位推計と同じだが、死亡率は1980～85年のスケジュールを用いこれを一定としたもの。
- (3) FCMVバリエーション。出生率は国連中位推計による1980～85年のスケジュールを一定とし、死亡率は中位推計のまま。ただし、国連推計では死亡率の仮定は中位値だけである。
- (4) FCMCバリエーション。出生率・死亡率共に1980～85年のスケジュールを一定とするもの。

以上の4つのバリエーションのうち、(1)の中位推計、(3)は出生率一定推計として国連人口部において伝統的に作成されているものであるが、(2)と(4)はこれまで作成されていなかった。そこで、国連人口部の好意により今回西ヨーロッパと北ヨーロッパの国々に対して仮定的推計が行われ、特に本稿のために提供されたものである。

ここで方法論的に注意したいことは、日本の過去の場合と違って、出生率・死亡率のスケジュールの一定とはいずれも1980～85年のレベルを一定にして2025年まで行ったものであり、期首人口は必ず1985年とし、期末だけを変えるという期間に対する要因分析しかできないという制限である。中途の年次、例えば1990～95年という期間に対しては、1985～90年に対する出生率・死亡率をそれぞれあるいは一緒に一定とする推計はないので、この期間に対する要因分析は行うことができないのである。

さらにこのヨーロッパに対する分析は、元来5歳階級の年齢人口しかないので、5歳5年の仮設の人口推計との比較となる。ただし、どちらの変数を最初に扱うかによって生ずる誤差を消すために、日本の場合におけるように、2種類の結果をここでは平均している。

表9は以上のような手続きのもとにヨーロッパ8カ国に対して行われた65歳以上人口比率変化の要因分解である。表9から次のような3点が明らかである。

- (1) 要因分解によれば8カ国全部の全期間において死亡率効果が出生率効果を上回っている。このことは西側ヨーロッパのこれら主要国において、死亡率変化、すなわち平均寿命の伸長が将来非常に人口高齢化に影響力を持ち、それを押し進める方向に働き、その効果は出生率よりも重要なことである。これはもちろん、仮定のとり方いかんによるところではあるが、西側ヨーロッパでも特に先進的な西ヨーロッパと北ヨーロッパの中の主要国であるこれら8カ国で、将来出生率はこれ以上は低下せず、逆に平均寿命はこれからまだ上昇する騰勢をかなりprobableな意味で示していることであり、要因分析はその効果を示している。
- (2) 初期人口の効果は一般に出生率と死亡率の効果よりも大きい。しかしノルウェー、スウェーデン、イギリスのいくつかの期間では死亡率効果の方がより大きい場合もあることを示している。イギリスでは、死亡率効果は1985～90年の期間を除いて、初期人口効果よりも大きいことは注目される。一般に期間が長くなると初期人口の効果は小さくなるのは、日本人口に対する要因分解の場合と同じである。
- (3) 要因分解とは直接関係がないが、表9の第3欄に示された65歳以上人口比率が西暦2025年になると国によってかなり違って来るのは注目される。スイスは2025年に25.95%を示し、これは世界で恐らく最高の数字であろう。それに対して、イギリスは同じ年に20.10%に留まっている。相対的に低いイギリスの高齢化比率はその出生力仮定がほかの国と比べ高いことに帰因されよう。

表9. 西欧8カ国に対する65歳以上老年人口比率変化の各タイムスパンにおける要因分解

| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------|-------|-----------------|
| 比較年次 | 期首における 比率 % | 期末における 比率 % | 期首期末間の 変化量 % | 出生率効果 | 死亡率効果 | 初期人口の 年齢構造効果 |
| オーストリア | | | | | | |
| 1985-1990 | 14.12 | 15.02 | 0.89 | -0.01 | 0.09 | 0.81 |
| 1985-1995 | 14.12 | 15.54 | 1.41 | -0.02 | 0.25 | 1.19 |
| 1985-2000 | 14.12 | 15.79 | 1.67 | -0.06 | 0.48 | 1.25 |
| 1985-2005 | 14.12 | 16.45 | 2.33 | -0.13 | 0.76 | 1.70 |
| 1985-2010 | 14.12 | 17.80 | 3.68 | -0.23 | 1.11 | 2.80 |
| 1985-2015 | 14.12 | 19.02 | 4.90 | -0.38 | 1.51 | 3.76 |
| 1985-2020 | 14.12 | 20.17 | 6.05 | -0.55 | 1.96 | 4.64 |
| 1985-2025 | 14.12 | 22.05 | 7.93 | -0.78 | 2.45 | 6.26 |
| フランス | | | | | | |
| 1985-1990 | 12.95 | 13.77 | 0.82 | -0.01 | 0.07 | 0.76 |
| 1985-1995 | 12.95 | 14.54 | 1.59 | -0.01 | 0.21 | 1.38 |
| 1985-2000 | 12.95 | 15.34 | 2.39 | -0.01 | 0.41 | 1.99 |
| 1985-2005 | 12.95 | 15.53 | 2.58 | -0.03 | 0.65 | 1.95 |
| 1985-2010 | 12.95 | 15.60 | 2.65 | -0.06 | 0.93 | 1.77 |
| 1985-2015 | 12.95 | 17.42 | 4.47 | -0.10 | 1.27 | 3.30 |
| 1985-2020 | 12.95 | 19.15 | 6.20 | -0.14 | 1.61 | 4.73 |
| 1985-2025 | 12.95 | 20.62 | 7.67 | -0.20 | 1.98 | 5.88 |
| 西ドイツ | | | | | | |
| 1985-1990 | 14.68 | 15.36 | 0.68 | -0.06 | 0.12 | 0.63 |
| 1985-1995 | 14.68 | 16.04 | 1.36 | -0.16 | 0.31 | 1.22 |
| 1985-2000 | 14.68 | 16.85 | 2.17 | -0.31 | 0.56 | 1.92 |
| 1985-2005 | 14.68 | 18.87 | 4.19 | -0.54 | 0.92 | 3.81 |
| 1985-2010 | 14.68 | 20.69 | 6.01 | -0.83 | 1.36 | 5.48 |
| 1985-2015 | 14.68 | 21.19 | 6.51 | -1.15 | 1.82 | 5.84 |
| 1985-2020 | 14.68 | 22.31 | 7.63 | -1.60 | 2.31 | 6.91 |
| 1985-2025 | 14.68 | 23.91 | 9.23 | -2.20 | 2.83 | 8.59 |
| オランダ | | | | | | |
| 1985-1990 | 12.07 | 12.91 | 0.84 | 0.01 | 0.06 | 0.77 |
| 1985-1995 | 12.07 | 13.53 | 1.46 | 0.01 | 0.19 | 1.26 |
| 1985-2000 | 12.07 | 14.18 | 2.10 | -0.01 | 0.38 | 1.73 |
| 1985-2005 | 12.07 | 14.93 | 2.86 | -0.05 | 0.61 | 2.30 |
| 1985-2010 | 12.07 | 16.22 | 4.15 | -0.12 | 0.88 | 3.39 |
| 1985-2015 | 12.07 | 18.95 | 6.87 | -0.24 | 1.22 | 5.89 |
| 1985-2020 | 12.07 | 21.14 | 9.07 | -0.41 | 1.63 | 7.85 |
| 1985-2025 | 12.07 | 23.46 | 11.39 | -0.62 | 2.12 | 9.90 |

出所：1988年に国連人口部が推計した次の4つの人口推計に基づいている。(1)中位推計（出生率，死亡率共に変化），(2)出生率は中位値だが，死亡率は1980-85年のレベルで一定。(3)出生率は1980-85年のレベルで一定で，死亡率は中位推計における同じように変化する。(4)出生率，死亡率ともに，1980-85年のレベルで一定。

IV 世界人口行動計画改訂のためのインプリケーション

A 人口高齢化のグローバルな重要性和平均寿命伸長の効果

以上の節における考察から，いくつかの人口高齢化に関するインプリケーションを得ることができる。インプリケーションとは日本語に訳しにくい言葉で，含意とも訳せるが，必ずしも正確にその意味を伝えないので第I節と同じく原語のままとする。

第1に，先進地域，特に北部アメリカ，ヨーロッパ，そして日本，さらに一部の途上地域，特に東アジアにおいて，人口高齢化がこれまでの予想以上に進行していることである。年齢構成変化，あるいは人口高齢化の重要性は「世界人口行動計画」にも，そしてメキシコ市での国際人口会議で採択さ

表9. (つづき)

| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|-------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------|-------|-----------------|
| 比較年次 | 期首における 比率 % | 期末における 比率 % | 期首期末間の 変化量 % | 出生率効果 | 死亡率効果 | 初期人口の 年齢構造効果 |
| ノルウェー | | | | | | |
| 1985 - 1990 | 15.52 | 16.39 | 0.87 | -0.00 | 0.07 | 0.80 |
| 1985 - 1995 | 15.52 | 16.35 | 0.82 | -0.01 | 0.22 | 0.61 |
| 1985 - 2000 | 15.52 | 15.78 | 0.25 | -0.03 | 0.43 | -0.14 |
| 1985 - 2005 | 15.52 | 15.19 | -0.33 | -0.07 | 0.65 | -0.92 |
| 1985 - 2010 | 15.52 | 15.57 | 0.05 | -0.11 | 0.89 | -0.73 |
| 1985 - 2015 | 15.52 | 17.59 | 2.07 | -0.19 | 1.17 | 1.08 |
| 1985 - 2020 | 15.52 | 19.32 | 3.79 | -0.28 | 1.52 | 2.55 |
| 1985 - 2025 | 15.52 | 20.97 | 5.45 | -0.39 | 1.92 | 3.92 |
| スウェーデン | | | | | | |
| 1985 - 1990 | 17.86 | 18.30 | 0.45 | 0.05 | 0.49 | 0.31 |
| 1985 - 1995 | 17.86 | 18.10 | 0.24 | 0.10 | 0.26 | -0.12 |
| 1985 - 2000 | 17.86 | 17.61 | -0.25 | 0.11 | 0.48 | -0.83 |
| 1985 - 2005 | 17.86 | 17.69 | -0.16 | 0.11 | 0.72 | -0.99 |
| 1985 - 2010 | 17.86 | 19.43 | 1.58 | 0.11 | 1.00 | 0.46 |
| 1985 - 2015 | 17.86 | 21.60 | 3.75 | 0.12 | 1.36 | 2.26 |
| 1985 - 2020 | 17.86 | 22.77 | 4.91 | 0.11 | 1.79 | 3.01 |
| 1985 - 2025 | 17.86 | 23.41 | 5.55 | 0.10 | 2.26 | 3.19 |
| スイス | | | | | | |
| 1985 - 1990 | 14.56 | 15.29 | 0.73 | -0.01 | 0.04 | 0.71 |
| 1985 - 1995 | 14.56 | 16.07 | 1.52 | -0.03 | 0.15 | 1.39 |
| 1985 - 2000 | 14.56 | 17.12 | 2.56 | -0.05 | 0.32 | 2.29 |
| 1985 - 2005 | 14.56 | 18.30 | 3.74 | -0.10 | 0.54 | 3.29 |
| 1985 - 2010 | 14.56 | 20.35 | 5.79 | -0.18 | 0.82 | 5.15 |
| 1985 - 2015 | 14.56 | 22.58 | 8.02 | -0.31 | 1.14 | 7.19 |
| 1985 - 2020 | 14.56 | 24.28 | 9.72 | -0.47 | 1.52 | 8.67 |
| 1985 - 2025 | 14.56 | 25.95 | 11.40 | -0.66 | 1.95 | 10.11 |
| イギリス | | | | | | |
| 1985 - 1990 | 15.11 | 15.55 | 0.43 | 0.00 | 0.13 | 0.30 |
| 1985 - 1995 | 15.11 | 15.53 | 0.42 | 0.00 | 0.34 | 0.08 |
| 1985 - 2000 | 15.11 | 15.43 | 0.32 | -0.01 | 0.60 | -0.27 |
| 1985 - 2005 | 15.11 | 15.55 | 0.44 | -0.03 | 0.92 | -0.45 |
| 1985 - 2010 | 15.11 | 16.12 | 1.01 | -0.07 | 1.28 | -0.20 |
| 1985 - 2015 | 15.11 | 17.77 | 2.65 | -0.13 | 1.69 | 1.09 |
| 1985 - 2020 | 15.11 | 18.74 | 3.63 | -0.19 | 2.12 | 1.70 |
| 1985 - 2025 | 15.11 | 20.10 | 4.98 | -0.27 | 2.62 | 2.64 |

れた「世界人口行動計画を継続実施するための勧告」においても述べられてはいるが、人口高齢化の規模、範囲、その速度は途上国の一部までを巻き込んで予想外に、そして古今未曾有にといつてよいくらいにすさまじい。したがって、1994年に開かれる国際人口会議での「世界人口行動計画」の第2次改訂にあたって、もっと人口高齢化の重要性を強調し、そのモニタリングと対策の緊急性を自覚する必要が喚起されねばならない。人口高齢化は先進地域最大の人口問題であるが、すでに途上地域にも及びつつあり、国の社会経済の領域や国民生活の面で今まで考えられなかった甚大な影響をもたらすことを「新行動計画」で訴えなければならない。

第2番目の問題は、人口高齢化の要因として今まで看過されて来たが、最近平均寿命伸長、そして死亡率低下はむしろこれまでの人口学の常識に反して高齢化を促進する要因として見直されたこと、

そして先進国では出生率よりも重要な要因になりつつあるということである。さらにこれをもう少し論ずると次の通りである。

(1) 北部アメリカ、ヨーロッパに対して1988年推計がかなり大きな平均寿命の上方修正を行ったことは、さらに将来先進国の間で平均寿命が伸長する可能性を示唆するものと思われ、もしそうならば今後さらに人口高齢化を促進するであろう。

(2) 国連人口部の1986年の東京における「人口構造と開発に関する会議」に提出された基調論文にも示されたし¹³⁾、本論文でもすでに示されたように、先進国においては1985年から2025年にかけて、死亡率改善の方が出生率よりも人口高齢化の要因として重要になる予測だし、日本でも1955年以降では平均寿命の伸長が出生率低下よりもむしろ重要な要因となっている。

したがって、平均寿命の方が人口高齢化に対してより重要になって来たことが、グローバルな視点から世界の新しい人口現象であることを宣言し、そして新しい世界人口行動計画の改訂において、死亡率低下が出生率低下と並んで、あるいはそれ以上に、21世紀の人口過程において重要なことを明記し、その対策に向けて人口戦略を立てる必要性を唱わねばならない。

B 途上地域における年少人口減少の遅滞

もう一つのインプリケーションは、途上地域、特に南アジアにおける年少人口の比率が新しい1988年推計で高く推計されており、その背後に特に南アジアにおいて出生率低下の減速、遅滞が顕著なことがある。途上地域では、平均寿命の伸長が現在まだ中高年死亡率の低下よりも乳幼児死亡率の減少へと働くので、ますます年少人口比率が低下しないこととなり、これらの地域における歴史的な経済開発が遅れがちになるであろう。

以上の点は途上地域、特に今後最大の人口集積地帯となる南アジアにとってかなり深刻な事態を招くであろう。出生率低下の遅滞と乳幼児死亡率低下を中心とした平均寿命の伸長のコンビネーションは、従属負担人口である年少人口のいぜん爆発的増加をもたらす、経済開発による生活水準上昇、生活の質向上への道をきわめて険しくするであろう。

13) United Nations, *Economic and Social Implications ...*, 1988, 前掲書。

A Treatise on the Change in Age Structure and Its Determinants : An Appraisal of the World Population Plan of Action

Shigemi KONO

The purpose of the present paper is to review the recent new trends in population age structure in the world and its major regions, to assess the determinants of those trends, and to explore issue relating to recent and projected changes in the age structure of population and relationships of those changes to economic and social developments.

From the observations made in this study some pertinent implications may be drawn in regard to the changing age structure. First of all, it has become evident that in the developed regions, notably in Northern America and Europe, and in some less developed regions, particularly East Asia, the population aging is and will be faster than previously estimated. Although the importance of the changing age structure of population or the population aging was emphasized in the World Population Plan of Action adopted in 1974 at the time of Bucharest Conference and in the Recommendations for Further Implementation of the World Population Plan of Action adopted in 1984 at the time of Mexico City Conference, the extent of population aging and the momentum of its speed have been unprecedented and will be greater in some regions than perceived at the time of both conferences. Hence, it seems now that more emphasis on this issue is necessary and more close monitoring of the global trends by regions and countries in population aging is in order.

Secondly, the above observations would suggest that an increase in life expectancy at birth has become a very important factor with greater relevance to an acceleration of population aging. A few remarks will be made in this connexion :

(1) The consonance of the upward revision of life expectancies with the increased percentage of the aged for Northern America and Europe in the 1988 projections means that there are still more rooms for improving life expectancy in the developed countries and a further rise in life expectancy can substantially contribute to accelerate population aging.

(2) The United Nations study in 1986, which includes the work of decomposing the change in age structure for the more developed and less developed regions by attributing it to changes in fertility and mortality, demonstrates that in the more developed regions between 1950 and 1985 the effect of mortality change was already fairly substantial in relation to that of fertility change, and between 1985 and 2020 the mortality effect will be larger than the fertility effect.

The decompositional calculations for Japan and for eight European countries have shown that the mortality effect is larger than the fertility effect in some developed countries with very high life expectancies. At this juncture, the present author should like to advocate that this is a new demographic phenomenon and it

seems to become more prevalent among the low mortality countries where a significant absolute reduction of death rates can be expected only at middle and old ages because death rates in the infancy and childhood are already very low, leaving little space for a further reduction.

Another important trend of changing age structure by comparing the past three population projections prepared by the United Nations is elucidated by the new tendency toward an increase in the youth aged 0-14 and a decrease in the population aged 65 and over in the less developed regions as a whole and in Asia as a whole, particularly in South Asia.

Inasmuch as Africa, Latin America, and Oceania show decreases in the proportion of the young population and increases in the proportion of old age population, the increase in the youth and the decrease in the elderly in the less developed regions as a whole are mainly due to the similar trend in Asia, particularly in South Asia. A perusal of related tables signifies that the changes in age structure reflect both the corresponding increases in total fertility rate and life expectancy in Asia and Southern Asia, chiefly consisting of the countries in Indian sub-continent in the 1988 projections.

The above observations will evoke interesting and often serious implications that in the less developed regions as a whole and in South Asia in particular, fertility decline has become stonewalled and confronting a setback. The extremely large number and high percentage of the child population relative to the working-age population are known to be obstacles to the path to economic development and the enhancement in the level of living. The slowdown in shrinkage of the youth population presents a caveat to the governments of the countries where fertility decline has earnestly been desired, but it has actually been slow and looks not far from deadlocked.

死亡率の変化とそのライフサイクル変数への影響： 結婚の多相生命表モデルによる分析¹⁾

高橋重郷

I はじめに

急速に進行する人口高齢化社会における議論の中心は人口の年齢構造の変化、すなわち、人口に占める高齢者人口割合の増加とその速度、ならびに到達水準にかかわるものである²⁾。人口高齢化に関する人口学的研究は人口変数（出生ならびに死亡、移動変数）と人口高齢化現象の関係、ならびにそのメカニズムを明らかにしてきた³⁾。ところで人口のもう一つの見方として、ライフサイクル的視点がある⁴⁾。つまり、出生に始まり結婚、第1子出生、末子出生、配偶者の死亡、本人の死亡といった、人生のサイクルに着目する視点である。いまライフサイクルの視点から人口を考えた場合、出生率と死亡率の変化はライフサイクルの過程にどのような影響を及ぼしているのだろうか。また、出生や死亡変数等の人口学的変数の変化はどのようなメカニズムでライフサイクルに影響を及ぼしているのだろうか。このように人口変数とライフサイクルの関係については検討されるべき課題がある⁵⁾。

1) 結婚の多相生命表の作成にあたっては、厚生省大臣官房統計情報部の前人口動態課長である中原孚氏にデータ利用上、多大の便宜を与えて頂いた。ここに記して感謝する。

2) 人口問題審議会他編、『日本の人口・日本の社会』、東洋経済新報社、1988年9月8日。

3) 出生率や死亡率の変化と人口の年齢構造の変化に関する代表的な研究については、以下の論文を参照されたい。

Coale, A. J., "The Effects of Change in Mortality and Fertility on Age Composition", *The Milbank Memorial Found Quarterly*, Vol.34(1), 1965, pp.79-114.

Hermaline, Albert I., "The Effect of Changes in Mortality Rates on Population Growth and Age Distribution in the United States", *Milbank Memorial Found Quarterly*, Vol.44(4), 1966, pp.451-69.

なお、人口構造の変化に対する死亡率の影響に関する新しい視点からの研究としては、Horiuchi, Shiro, "Assessing Effects of Mortality Reduction on Population Aging: An Analysis of the Elderly Female Population in Japan", paper presented at Seminar on Mortality Transition in East Asia and South Asia, Beijing, 29 August - 2 September 1988. がある。

わが国の研究としては、以下の論文を参照されたい。

館稔、「わが国人口老年化の実証的研究」、『寿命学研究会年報』、1956年、pp.8-18。

黒田俊夫、「高年化現象の人口学的研究(1)」、『人口問題研究』、第61号、1956年、pp.9-32。

人口問題研究所、『日本の将来推計人口：昭和61年12月推計』（研究資料第244号）、1987年12月。

高橋重郷、「死亡率の変化とその年齢構造へ及ぼす影響」、『人口問題研究』、第180号、1986年、pp.1-10。

4) 人口学におけるライフサイクル研究については次の論文に詳細な研究動向が紹介されている。

河野稠果、「家族人口学の展望」、『人口問題研究』、第170号、1984年4月、pp.1-17。

5) たとえば、人口審議会等編『日本の人口・日本の家族』においてライフサイクルを戦前の夫婦と現代夫婦別にライフステージごとの「夫婦の一生」モデルを描いているが、そこに示された夫死亡から妻死亡までの期間（寡婦期間）には明らかな計測上の問題がある。したがってライフサイクル変数の計測やその人口学的定式について再検討の必要がある。人口問題審議会他編、『日本の人口・日本の家族』、東洋経済新報社、1988年12月8日、p.89。

人口変数とライフサイクル変数の関係を研究したものとしては次の論文がある。

Preston, Samuel H., "Relations Between Individual Life Cycles and Population Characteristics", *American Sociological Review*, Vol.47(2), 1982, pp.253-264.

さらに、人口高齢化との関係でライフサイクル研究を位置づけると、人口集団が年齢の経過とともにどのような結婚の状態間（未婚、有配偶、死別および離別の状態）を移動していくかを理解することが重要であろう。すなわち、現在の人口動態秩序のもとで現われる死別（寡婦・夫）期間や、ある年齢に到達した夫婦のその後の死別確率など、高齢者人口のライフサイクルやライフコースの現状を明らかにすることによって、高齢化社会のもとで現れ得る人口学的実相と人口学的メカニズムをより詳細に記述し得ることになる。

ライフサイクル変数の変動要因として、死亡率の重要性について考えると、死亡率変化がライフサイクル変数の変動に影響することは良く知られているところである⁶⁾。一般的に死亡率の低下は結婚年齢が変化しない条件のもとで平均結婚期間の増加をもたらす、有配偶者人口の平均年齢を上昇させる。また出生から結婚までの生存機会を増加させるから、年齢別初婚確率が変わらない条件のもとで生涯結婚確率を増加させる。このように、死亡率の水準とライフサイクル変数の間には密接な関係がある。ところが、死亡率の変化が具体的にどのようにライフサイクル変数に影響を及ぼすのかについて、われわれは明確な知識をもっているわけではない。また近年のわが国の死亡率低下の特徴である高齢死亡率の低下が強くみられる場合、それがどのようにライフサイクル変数に影響を及ぼしているのかも明かでない⁷⁾。今後とも死亡率の改善が見込まれる状況にあって死亡率とライフサイクル変数の関係を検討する必要がある⁸⁾。

本研究では、わが国の死亡率変化が少なからず結婚のライフサイクル変数の変動に影響を及ぼしているのではないかという問題意識にたつて、結婚の多相生命表（後述）を作成し、まず結婚のライフサイクル変数の変動を観察する。その際、すでに那須理之助氏によって作成された1965年の結婚の多相生命表（那須氏は複式生命表と呼んでいるがここでは多相生命表とする）に加えて1980年と1985年の結婚の多相生命表を作成し、分析に用いる⁹⁾。そして、3つの時点の多相生命表から得られる結婚のライフサイクル変数について時系列的な変化を観察したい。さらに死亡率と結婚のライフサイクル変数の関係について分析するために、多相生命表分析モデルを用い、死亡変数がある条件のもとに変化する場合の結婚のライフサイクル変数に及ぼす効果について検討することにしたい。それによって、とくに結婚期間と死別（寡婦・夫）期間の変動が死亡率の変化とどのような関係にあるのかを理解していくことにしたい。

II ライフサイクル変数の概念とその計測方法

1. ライフサイクル変数について

ライフサイクル変数の概念について若干触れておこう。人のライフサイクルとは、出生に始まり様々な生活過程を経て死亡で終わる一生の過程である¹⁰⁾。平均寿命はこの長さを表す変数として代表的な

6) 死亡率とライフサイクル変数の関係を明らかにしたものとして次の論文がある。

Preston, Samuel H. and Micheal A. Strong, "Effects of Mortality Declines on Marriage Patterns in Developing Countries", *UN Population Studies*, No.59, New York, 1986, pp.88-100.

7) わが国死亡率低下の特徴については、高橋重郷、「戦後わが国の死亡水準とその人口学的要因」、『人口問題研究』、第164号、1982年10月、pp.19-36。ならびに「死亡率変化とその人口構造への影響」、『人口問題研究』、第180号、1986年10月、pp.1-10。を参照されたい。

8) 死亡率の将来動向については、高橋重郷、「死因を考慮した将来生命表」、『死亡率の分析と推計に関する研究』（人口問題研究所特別研究報告資料）、1986年3月15日、pp.6-93。を参照されたい。

9) 那須理之助、「試算複式生命表：配偶関係に分類したる」、『厚生指針』、1971年1月、pp.17-27。および、那須理之助、『複式生命表（婚姻関係に分類したる）』、自主出版、1972年9月。

10) ライフサイクルの概念については、森岡清美編、『現代家族のライフサイクル』、1977年12月、培風館、の「序章 ライフサイクルの概念とアプローチ」を参照されたい。また人口学的定義については、注4)の河野論文に詳しい。

ものである。ここで扱う結婚のライフサイクル変数は、人のライフサイクルを年齢とともに変化する結婚の状態（未婚状態、有配偶状態、離別状態および死別状態）に着目して、出生から結婚、離婚、再婚、および死別という人口学的事象をいくつか経験しながら、一生のうちそれぞれの結婚の状態にとどまり、また状態間を相互に移りながらやがて死亡して行く生存過程を平均的姿としてあらわしたものである。したがって、それらの変数は、

- ①平均未婚期間：出生によって未婚状態に加入し、死亡と結婚による未婚状態からの離脱までの平均期間、
- ②平均結婚期間：未婚状態から初婚によって、また死別・離別状態からの再婚によって有配偶状態へ加入し、離婚、死亡、死別による有配偶状態からの離脱までの平均期間、
- ③平均死別期間：有配偶状態から死別による死別状態への加入から再婚、死亡による離脱までの平均期間、すなわち平均寡婦・夫期間、
- ④平均離別期間：有配偶状態から離別による離別状態への加入から再婚、死亡による離脱までの平均期間

が含まれる。これらの変数はある人口集団がその生存期間内に、結婚の諸形態（未婚状態、有配偶状態、死別状態の4つの状態）別に平均何年滞在しているかを表している。

そのほかにライフサイクルを表わす変数としては、人口集団がある時点で、結婚の状態を規定する要因（年齢別初婚率、年齢別離婚率、年齢別再婚率、年齢別死別率、年齢別配偶関係別死亡率等の状態間移動の発生率）のもとで潜在的に発生し得る各種の①ライフコースを表す確率、②結婚の諸形態別人口の年齢構造を表す変数、そして③状態間移動の平均発生年齢を示す変数がある。①ライフコースを表す確率には、一生のあいだに結婚する確率、離婚する確率、離婚した人が再婚する確率などがある。また②結婚の諸形態別人口の年齢構造を表す変数としては、死別人口平均年齢、有配偶人口平均年齢、離別人口平均年齢、さらに③状態間移動の平均発生年齢を示す変数としては、平均初婚年齢、平均離別年齢、平均死別年齢などがある。これらのライフサイクル変数によって、人口集団の結婚状態に関する構造的な側面を理解することが可能となる¹¹⁾。

2. ライフサイクル変数の計測

ライフサイクルを観察する上での方法上の問題について考えてみたい。通常われわれは、人口構造や動態上の変化を記述する目的で、ある観察期間内の発生事象件数を分子に、発生母集団人口数を分母として発生率を計算し、それを観察することにより人口変動を明らかにしようとする。しかしながら、ライフサイクルが人口変数の変化によってどのように変化しているかを記述するには、発生率を観察することのみによってはできない。たとえば死別率の変動によって死別期間がどのように変化しているのかを理解することは困難である。なぜなら、仮に平均寿命が非常に低い水準にあるとしても男女の間の年齢別死亡率に大きな差がないような人口を想定してみれば、配偶者の死亡から本人の死亡までの期間（死別期間）は意外と短いことが考えられる。そのことによって死別率（有配偶者死亡数を有配偶者人口で除した値）は相対的に高い。しかしそれが、必ずしも死別期間の長いことを意味しない。

このことは平均結婚期間を観察しようとする場合についても類似のことがいえる。初婚年齢が若く、平均寿命が長い人口においては一般的に結婚期間は長いと考えられるが、離婚率が非常に高く、再婚

11) Schoen, Robert, *Modeling Multigroup Populations*, NY, Plenum Press, 1988.

Preston, Samuel H., "Estimation of Certain Measures in Family Demography Based up on Generalized Stable Population Relations", in Bongaarts(eds), *Family Demography: Methods and Their Application*, Oxford, Clarendon Press, 1987, pp.40-62.

率が低い場合、いちがいに平均結婚期間は初婚年齢が若い程長いとはいえない。したがって結婚のライフサイクル変数をどのように計測するかということがまず重要な課題となるといえるであろう。

それではこのような結婚のライフサイクルを表す変数は既存の資料から得られるであろうか。断片的には可能である。たとえば、結婚のライフサイクルを観察する目的でこれまで「初婚表」や「結婚の生命表」が作成されてきた¹²⁾。また、生命表に基づく寡婦期間の計測、平均初婚年齢(SMAM)等が計算されてきた¹³⁾。これらの方法もそれぞれ有効な方法であり、ライフサイクル変数の変動の理解に役だってきた。しかしながら、いくつかの点で問題点があることも否めない事実であろう¹⁴⁾。

3. 結婚の多相生命表

ある人口集団における有配偶の状態に滞在した期間、すなわち平均結婚期間、および死別の状態に滞在した期間、すなわち平均死別(寡婦・夫)期間は、それぞれの状態に参入した数と参入した人がそれぞれの状態にのべ何年人滞在したかが計量されなければ計測できない。つまり状態間移動のデータに基づいて、状態別の生命表を作成する必要がある。人口学におけるこのような方法としては多相生命表モデルがあり、これを用いて結婚のライフサイクルを計測するのがもっとも優れた方法であろう¹⁵⁾。

さらに、多相生命表モデルにおいては人口学的変数間の関係が明確に構造化されており、特定の変数の変化がライフサイクル変数上どのような効果を及ぼすかを検証することができる。とくにこの研究で取り上げようとする死亡率の効果分析には非常に有効な方法であるといえる。

結婚の多相生命表作成方法については、ここで深く言及することは避けたいが、簡単に説明しておきたい¹⁶⁾。

12) 初婚表については、伊藤達也・山本千鶴子、「結婚数の将来推計(試算)附。日本人女子の初婚表：1970年」、『人口問題研究』、第141号、1977年、pp.40-51、を参照されたい。

結婚表については、以下の研究がある。

河野綱果、「日本人夫婦に関する結婚の生命表 付配偶関係別生命表：1955年」、『人口問題研究』、第80号、1960年。

金子武治・三田房美、「結婚の生命表：昭和50年、昭和60年、昭和65年」、『人口問題研究』、第187号、1988年7月、pp.57-66。

13) 生命表に基づく寡婦期間の計測については、Chiang, Ching Long, *The Life Table and its Applications*, Robert E. Krieger, 1984。また平均初婚年齢(SMAM)については、Hajnel, John, "Age at Marriage and Proportion Marrying", *Population Studies*, Vol.7(2), 1953, pp.111-136。および、小林和正、「わが国戦後の初婚率と初婚年齢」、『人口学研究』、第2号、1979年5月、pp.11-16。

14) 結婚の生命表に基づく問題点は、たとえば離婚によって有配偶状態から離脱した男女が有配偶状態へ再加入する点を配慮していないことである。すなわち、再婚率が相当程度高い人口集団について考えてみると、この再婚率によって離別状態へと一旦去っていった集団のある部分は有配偶状態へ再びもどってくる。したがって、離婚率が上昇していても再婚率がそれに応じていけば、結婚期間への影響はそれほど大きくないのかも知れない。

15) 結婚の多相生命表を実際に作成するにはいくつかの制約がある。その一つは状態間の移動に関する情報が入手できるかどうかということである。幸いにしてわが国の人口動態統計では必要最小限のデータが公表され、また一部の不備なデータ、たとえば年齢別死別率や年齢別死別再婚率および年齢別離別再婚率については既存の資料から間接推定することが可能である。

16) 「結婚の多相生命表」の方法と実際の計算結果については、この論文とは別に『人口問題研究』に掲載を予定している。なお、多相生命表については以下の論文を参照されたい。

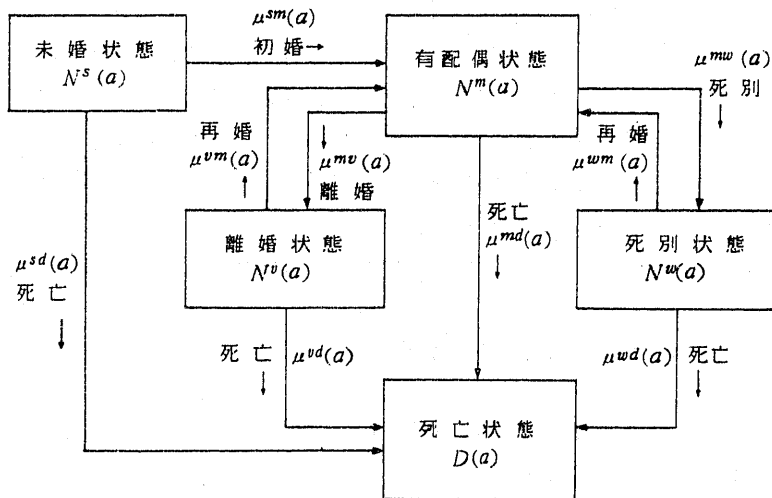
Schoen, Robert, "Constructing Increment-Decrement Life Tables", *Demography*, Vol.12(2), 1975, pp.313-324。

Schoen, Robert, "A General Algorithm for Estimating a Markov-Generated Increment-Decrement Life Table With Applications to Marital-Status Patterns", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.7(368), 1979, pp.761-776。

Willekens, Frans, "The Marital Status Life Table", in Bongaarts(eds), *Family Demography: Methods and Their Applications*, Oxford, Clarendon Press, 1987, pp.125-149。

通常の生命表 (single decrement life table) は、仮定した出生数 (生命表の l_0 : 基数, 通常10万人が用いられる) が年齢別死亡率にしたがって減少する過程を表している。結婚の多相生命表は状態間の移動を考慮し、仮定した出生数が未婚の状態から加齢とともに状態間の移動マトリックス (推移確率) によって相互に状態間を移動し、それぞれの年齢段階における状態別の生存数や状態間移動数を表にしたものである。図1は結婚の多相生命表における状態間移動を概念的に図示したものである。

図1. 結婚の状態間移動概念図



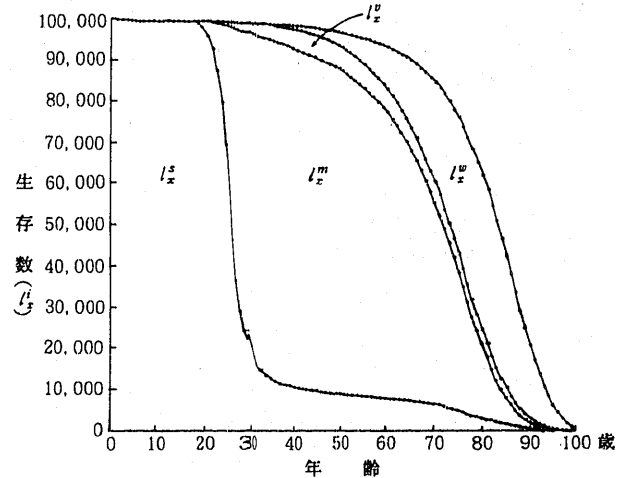
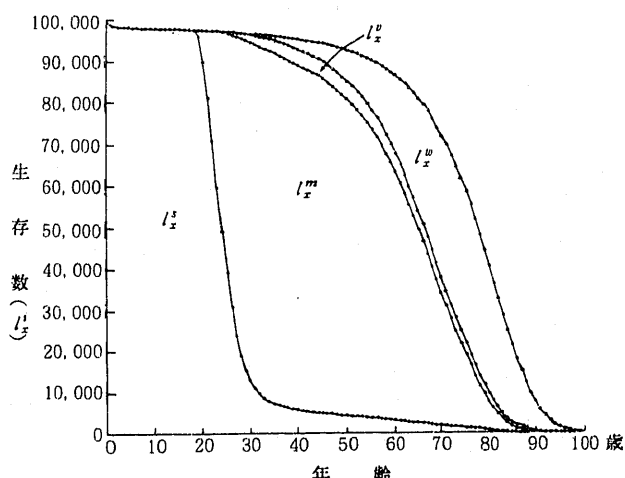
注) $N^i(a)$ は年齢 a 歳時の状態 i の人口数
 $D(a)$ は年齢 a 歳時の死亡数
 $\mu^{ij}(a)$ は年齢 a 歳時の状態 i から状態 j への移動率

多相生命表は状態ごとに増減の表が作られる。今回作成した多相生命表では、結婚の状態は「未婚」、「有配偶」、「離別」、「死別」の四つの生存状態と「死亡」状態があり、出生10万人が時間の経過とともに、「未婚表」においては未婚者が死亡と結婚によって減少する過程を表し、「有配偶表」においては結婚 (初婚) と再婚 (離別状態から、また死別状態からの再婚がある) によって有配偶状態への参入が、また離婚と死別および死亡による有配偶状態からの離脱の過程が表されている。「離別表」においては有配偶表から離婚によって離別状態への参入が、また再婚と死亡によって離脱する過程が表されている。最後の「死別表」では、有配偶状態から死別による参入と再婚と死亡による離脱の過程が表されている。多相生命表のうちそれぞれの状態別年齢別生存数を示したのが図2である。

図2. 女子の結婚状態別生存数

a) 1965年

b) 1985年



注) l_x^s : 年齢 x 歳時の未婚者生存数,
 l_x^m : 年齢 x 歳時の有配偶者生存数,
 l_x^w : 年齢 x 歳時の死別者生存数

このようにして、結婚の多相生命表ではそれぞれの状態別の参入と離脱の年齢過程が示される。そして、これらの資料をもとにライフサイクル変数を観察することになる。ある人口集団のライフサイクル変数、たとえば平均結婚期間は、「有配偶表」の生存のべ人数である ${}_n L_x^m$ を各年齢について合計した値、つまり T_0^m (有配偶状態にあった人口の生存のべ年数の合計) を有配偶状態に参入した人口数、つまり ${}_n d_x^{sm}$, ${}_n d_x^{um}$, ${}_n d_x^{dm}$ の合計数で除すことによって求まる。ただし、 ${}_n d_x^{sm}$ は年齢 x 歳から $x+n$ 歳の間に発生した未婚から有配偶状態への初婚者数、 ${}_n d_x^{um}$ は年齢 x 歳から $x+n$ 歳の間に発生した死別から有配偶状態への再婚者数、 ${}_n d_x^{dm}$ は年齢 x 歳から $x+n$ 歳の間に発生した離別状態から有配偶状態への再婚者数をあらわす。

平均死別期間などの他のライフサイクル変数についても同様に計測できる¹⁷⁾。

III 結婚の多相生命表にもとづくライフサイクル変数

結婚のライフサイクル変数は1965年以降どのように変化したのであろうか。さっそく多相生命表の計算によって得られた結果をみることにしよう(表1)。

平均結婚期間は男子の場合、1965年が37.7年、1980年が38.1年、1985年が38.4年と徐々に長くなる傾向にある。女子の場合も同様で、1965年が36.5年、1980年が37.8年、1985年が37.9年という結果であった。平均結婚期間の長短を規定する要因は初婚年齢が早いか、遅いかということと結婚の解消要

表1. 動態統計に基づく結婚の多相生命表, 1965年, '80年, '85年

| ライフサイクル 変数 | 男 子 | | | 女 子 | | |
|---------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 1965年 | 1980年 | 1985年 | 1965年 | 1980年 | 1985年 |
| 平均結婚期間(年) | 37.66 | 38.12 | 38.44 | 36.54 | 37.78 | 37.85 |
| 結婚 | | | | | | |
| 結婚確率(%) | 89.9 | 88.0 | 81.6 | 92.0 | 92.6 | 89.8 |
| 平均初婚年齢(年) | 27.83 | 28.96 | 28.67 | 24.63 | 25.69 | 26.04 |
| 離婚 | | | | | | |
| 生涯離婚確率(%) | 8.2 | 13.4 | 16.0 | 9.6 | 13.7 | 15.8 |
| 再婚 | | | | | | |
| 離別者再婚確率(%) | 88.9 | 75.2 | 71.7 | 46.2 | 63.6 | 60.0 |
| 死別者再婚確率(%) | 3.8 | 4.8 | 3.6 | 0.1 | 0.6 | 0.5 |
| 死別 | | | | | | |
| 生涯死別確率(%) | 23.4 | 21.0 | 18.4 | 61.9 | 62.5 | 60.6 |
| 平均死別年齢(歳) | 67.67 | 72.18 | 73.13 | 64.19 | 68.42 | 70.01 |
| 平均死別期間(年) | 9.82 | 9.63 | 10.21 | 16.36 | 15.65 | 15.67 |
| 死亡 | | | | | | |
| 平均寿命(年) | 67.94 | 72.63 | 73.64 | 73.39 | 78.69 | 80.24 |

注: 1965年の結果は那須氏が作成した多相生命表に基づき再計算した値。

17) 他のライフサイクル変数の多相生命表における定義については脚注16)のSchoenの論文を参照されたい。

因である離婚の発生頻度がどの程度か、さらに再婚の発生頻度と、それに加えて死別と本人の死亡の発生年齢である。

多相生命表から得られる情報に基づけば、平均初婚年齢は1965年が男子で27.8歳、女子で24.6歳であったが、1980年には男子29.0歳、女子25.7歳となり、さらに1985年には男子28.7歳、女子では26.0歳であった。1965年から1985年の20年間では初婚年齢は上昇し、基本的に結婚期間の縮小に寄与していたとみられる。

さらに結婚期間を縮小させる要因となる離婚の発生についてみれば、結婚が離婚に終わる確率で見ると、1965年が男子で8.2%、女子で9.6%であったが、1980年には男子13.4%、女子13.7%と増加し、さらに1985年には男子16.0%、女子15.8%と大きく増加した。このことは結婚期間縮小要因が強くなったことを示している。

再婚は結婚への再加入であり、離婚が結婚期間の縮小に作用するのと違い、それを打ち消し、結婚期間の拡大に作用する。再婚は離別状態からと死別状態から発生し、その頻度は状態間で異なり、また男女間でも異なっている。1965年の男子の離別者の再婚率は88.9%、女子は46.2%で、また男子の死別者のそれは3.8%、女子0.1%であった。1980年には離別者再婚確率は男子75.2%、女子63.6%、また死別者再婚確率は男子4.8%、女子0.6%と、男子の場合離別者再婚確率は低下する傾向がみられたが、女子では逆に上昇する傾向がみられた。1985年には男子の場合離別者再婚確率は71.7%と一瞬と低下したものの、女子では60.0%と若干減少したが、男女間の差異は1965年ほどではない、死別者再婚確率は男子がやや高いものの、そのレベルは極めて低い水準で推移している。このような再婚確率の趨勢は、結婚期間との関連で見ると、とくに女子における離別者再婚確率の大きな上昇は、離婚確率の上昇のいくらかを再婚確率の上昇によって打ち消しているものと考えられる。

結婚期間の終わりを規定する要因は「死別」と「有配偶死亡」である、そのうち結婚が死別に終わる確率についてみると、1965年が男子23.4%、女子が61.9%であったが、1980年には男子21.0%、女子が62.5%、さらに1985年には男子18.4%、女子60.6%と徐々にその確率は低下した。しかも、死別の平均発生年齢をみると、平均死別年齢は1965年男子が67.7歳、女子64.2歳から1980年には男子72.2歳、女子68.4歳へとそれぞれ上昇し、1985年には男子73.1年、女子70.7年へと大きく上昇した。

このように、平均結婚期間を規定する要因のうち、結婚年齢、離婚発生頻度とも縮小する方向に作用したにもかかわらず、女子の再婚確率の上昇と死別年齢の上昇によって結婚期間の増加がもたれていることが分かる¹⁸⁾。

次に死別期間についてみることにしよう。1965年の平均死別期間は男子9.8年、女子16.4年であったが、1980年のそれは男子9.6年、女子15.7年と若干縮小した。しかし、1985年には男子10.2年、女子15.7年と男子では増加し、女子ではほとんど変化がみられなかった。しかし、平均死別年齢は大きく上昇しており、また死別の発生確率も低下している。つまり、平均死別期間にはあまり変化がみられないにもかかわらず、死別の高齢化現象がみられる。このことは、1960年代以降の死亡率改善、とくに65歳以上を中心とした高年齢死亡率の改善が必ずしも死別期間の増減にそれほど大きな貢献をもたらしていないことを示している。

18) 金子武治・三田房美の「結婚の生命表」における平均結婚期間(平均結婚余命)の時系列推移とは若干異なる傾向が得られた。その理由としては両者の間に再婚変数の扱いに違いがあるためと考えられる。

IV 結婚の多相生命表分析モデルによる死亡率変化の効果分析

1. 死亡変数の効果と結婚変数の効果

平均結婚期間と平均死別期間の1965年から1985年への変化には、それぞれのライフサイクル変数の増減要因が相互に働いていた。それでは具体的に、たとえば年齢別死亡率がある一定の水準から別の水準に変化するとき、結婚から結婚の解消までの期間、すなわち平均結婚期間の長さによどのような作用を及ぼしたのであろうか、次にこれを検討することにした。

このメカニズムをみるために1965年と1985年の多相生命表データを用い、死亡のデータセット（配偶関係別年齢別死亡率と年齢別死別率）ならびに結婚のデータセット（年齢別初婚率、年齢別離別率、年齢別死別再婚率、年齢別離別再婚率、および年齢別離婚率）をそれぞれ入れ換えて結婚の多相生命表を作成し、死亡変数と結婚変数の平均結婚期間と平均死別期間に及ぼす効果を検討した。すなわち、モデル①では、1965年データセットと1985年の結婚データセットを組み合わせ、モデル②では、1985年の死亡データセットと、1965年の結婚データセットを組み合わせ、結婚の多相生命表をそれぞれ作成した。その際モデル①によって得られる平均結婚期間を ADM' 、平均死別期間を ADW' とし、モデル②によって得られる平均結婚期間を ADM'' 、平均死別期間を ADW'' とした。もとの1965年と1985年の多相生命表によって求められる平均結婚期間と平均死別期間をそれぞれ ADM^{1965} 、 ADW^{1965} と年次を表す添え字を付けてあらわし、さらに1965年から1985年の平均結婚期間と平均死別期間の変化をそれぞれ $ADM^{1985-1965}$ 、 $ADW^{1985-1965}$ とすれば、それらは以下の式によって死亡変数効果と結婚変数効果の部分ならびに複合効果の部分に分けられる。

$$ADM^{1985-1965} = (ADM' - ADM^{1965}) + (ADM'' - ADM^{1965}) + \alpha$$

$$ADW^{1985-1965} = (ADW' - ADW^{1965}) + (ADW'' - ADW^{1965}) + \alpha$$

$ADM' - ADM^{1965}$ 、 $ADW' - ADW^{1965}$ は死亡変数が変化したことによってもたらされた平均結婚期間と平均死別期間の変動部分、 $ADM'' - ADM^{1965}$ 、 $ADW'' - ADW^{1965}$ は結婚変数が変化したことによってもたらされた平均結婚期間と平均死別期間の変動部分である。それをここでは「死亡変数の効果」ならびに「結婚変数の効果」と呼ぶことにする。なお、 α は複合的な要因（死亡変数の変化自体によつて結婚変数の効果も変化する複合効果）による部分である。上記の方法によつて分析したものが表2である。

平均結婚期間の1965年から1985年への変化は男子で0.87年、女子で1.31年に過ぎなかったが、その

表2. 平均結婚期間および平均死別期間に影響を及ぼした死亡変数の変化と結婚変数の変化

(単位：年)

| 実績値および効果 | 平均結婚期間 | | 平均死別期間 | |
|---------------|--------|--------|--------|--------|
| | 男子 | 女子 | 男子 | 女子 |
| 1965年実績値 | 37.66 | 36.54 | 9.82 | 16.36 |
| 1985年実績値 | 38.44 | 37.85 | 10.21 | 15.67 |
| 死亡変数の効果 | 4.76 | 5.21 | 0.61 | - 0.51 |
| 結婚変数の効果 | - 3.45 | - 3.53 | - 0.15 | - 0.37 |
| 複合効果 | - 0.07 | 0.21 | - 0.07 | 0.21 |
| 1965年と1985年の差 | 0.78 | 1.31 | 0.39 | 0.69 |

注：1965年の結果は那須氏が作成した多相生命表に基づき再計算した値。

変化に果たした死亡変数の効果についてみれば、死亡率と死別率の変化によって平均結婚期間は男子で4.76年の増加、女子で5.21年の増加に貢献していた。しかしながら結婚変数は逆に平均結婚期間を縮小させる方向に働き、男子で-3.45年、女子で-3.53年の貢献をしていた。つまり死亡率の近年の低下は平均結婚期間を増加させる方向で働いたにもかかわらず、結婚変数の変化が逆に作用したため、結果として平均結婚期間の上には僅かな変化しかもたらさなかったことを示している。

平均死別期間に対する死亡変数と結婚変数の影響はどのようなものであったのであろうか。男子の場合をみると1965年の9.82年から1985年の10.21年へと僅かではあるが平均死別期間を増加させる方向に作用した。一方結婚変数の変化は-0.15年の平均死別期間縮小に寄与したが、これはほとんど影響がないものとみてさしつかえないであろう。

女子の場合は若干男子と異なり、平均死別期間は1965年の16.36年から15.67年へと減少したが、この減少に対して死亡変数は0.51年の貢献をし、結婚変数も0.37年の貢献をした。

このように平均死別期間に対する死亡変数と結婚変数の影響についてみれば男子と女子では、とくに死亡変数の効果が異なることが分かる。ではこのような男子と女子の効果の違いはどのような理由によるものであろうか。この点について以下の節で検討することにしよう。

2. 死亡率がさまざまに変化する場合の平均結婚期間への影響

表3は、さまざまに仮定した年齢別死亡率のもとで現われる平均結婚期間の変動をみたものである。1985年の結婚の多相生命表モデルを用い、年齢別死亡率が1985年の水準から半分になった場合、また1985年の年齢別死亡率の水準が倍の大きさになった場合の平均結婚期間を計測したものである。なお、死亡率を変化させた場合の死別率の推定方法の問題については脚注19)を参照されたい。

死亡率が全年齢で低下する場合の仮定として、1985年の年齢別死亡率が半分の水準になる場合 ($k = 0.5$)、男子については平均結婚期間は37.2年から42.6年への約5.4年、女子については39.2年から44.6年へと同様に約5.4年の伸びをみせた。逆に年齢別死亡率が1985年の水準の2倍に上昇した場合 ($k = 2.0$)、平均結婚期間は男子の場合31.66年、女子の場合33.6年となり、1985年の平均結婚期間の水準と比較し、男子は5.5年、女子では5.6年の縮小がみられた。

この平均結婚期間の増減には初婚や離婚、再婚の変化の影響がないので、純粋に死亡率変化の結果もたらされたといえ、平均結婚期間は死亡率の変動と直接リンクし、結婚変数が不変である状況のもとでは死亡率の低下は一般的に平均結婚期間の増加をもたらすといえる。

表3. 死亡率の変化と平均寿命、平均結婚期間、結婚確率の変動

| 死亡率の変化 | | 男 子 | | | 女 子 | | |
|-----------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|
| | | 平均寿命 | 平均結婚期間 | 結婚確率 | 平均寿命 | 平均結婚期間 | 結婚確率 |
| $k = 0.5$ | 全年齢 | 82.31 | 42.62 | 82.9% | 87.02 | 44.64 | 90.4% |
| | 0～14歳 | 75.24 | 37.16 | 82.4% | 80.90 | 39.17 | 90.3% |
| | 65歳以上 | 79.10 | 40.05 | 82.0% | 85.09 | 42.01 | 89.9% |
| $k = 1.0$ | 全年齢 | 74.87 | 37.16 | 82.0% | 80.58 | 39.17 | 89.9% |
| $k = 2.0$ | 全年齢 | 67.06 | 31.66 | 80.1% | 73.75 | 33.60 | 88.8% |
| | 0～14歳 | 74.12 | 37.16 | 81.1% | 79.94 | 39.17 | 89.2% |
| | 65歳以上 | 71.29 | 34.75 | 81.9% | 76.55 | 36.78 | 89.9% |

注：死亡率変化の仮定については本文ならびに脚注19を参照されたい。

基礎となる多相生命表は1985年、年齢別死亡率と年齢別死別率は1985年完全生命表より推計。配偶関係別死亡は完全生命表死亡率に等しいと仮定している。したがって配偶関係別の死亡率に差はない。

それでは、近年の死亡率低下の特徴であった65歳以上の年齢別死亡率の低下が顕著な場合、平均結婚期間に及ぼす影響はどのようなものなのであろうか。男子の場合には、死亡率が1985年の半分になった場合2.89年の平均結婚期間の増加がみられ、女子の場合も2.84年とほぼ同じ程度の平均結婚期間の増加がみられた。逆に死亡率が1985年の水準の倍に上昇したときには男女とも約2.4年の平均結婚期間の縮小がみられた。

このように65歳以上の死亡率の変動は、全年齢にわたって死亡率が変化する場合よりも変化の量は小

- 19) 分析モデルにおける死亡率変化の仮定とその仮定のもとにおける死別率の推定方法について：
このモデルにおいては配偶関係別死亡率に差が無いと仮定しているため、死亡率の変化は、

$$\mu(a)' = \mu(a) \cdot k$$

によってあらわされる。したがって、多相生命表に用いる死亡率は、

$$\begin{aligned} {}_n p_x' &= e^{-\int_x^{x+n} \mu(a)'} = e^{-\int_x^{x+n} \mu(a) \cdot k} \\ &= \left[e^{-\int_x^{x+n} \mu(a)} \right]^k \end{aligned}$$

によって、死亡率がある年齢範囲において k 倍変化したときの年齢別生存確率を推定することによりもとまる。つまり、年齢別死亡率 (${}_n m_x$) は、

$${}_n m_x = {}_n d_x / {}_n L_x$$

いま ${}_n L_x$ を近似式 ${}_n L_x = 0.5 \cdot (l_{x+n} + l_x)$ がなりたつとすれば、上式は、

$${}_n m_x = \frac{l_x' \cdot {}_n p_x'}{0.5 \cdot (l_{x+n}' + l_x')}$$

によって表すことができる。この式の中の l_x' 、つまり死亡率が変化した後の年齢別生存確率は、

$$l_a' = l_0 \cdot \prod_{x=0}^{a-n} {}_n p_x'$$

であるから、これら2つの式から死亡率を推定することが可能である。

また年齢別死別率は推定された男女の生存数をもとに推定するが、いま男子の死別確率を ${}_n q_z^{wid.m}$ 、女子の死別確率を ${}_n q_z^{wid.f}$ とすれば、それぞれ、

$$\begin{aligned} {}_n q_{u+x}^{wid.m} &= \left(\frac{l_{u+x+n}^m}{l_{u+x}^m} \right) \cdot \left(\frac{l_{v+x}^f - l_{v+x+n}^f}{l_{v+x}^f} \right) \\ &\quad - \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{l_{u+x}^m - l_{u+x+n}^m}{l_{u+x}^m} \right) \cdot \left(\frac{l_{v+x}^f - l_{v+x+n}^f}{l_{v+x}^f} \right) \\ {}_n q_{v+x}^{wid.f} &= \left(\frac{l_{v+x+n}^f}{l_{v+x}^f} \right) \cdot \left(\frac{l_{u+x}^m - l_{u+x+n}^m}{l_{u+x}^m} \right) \\ &\quad - \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{l_{u+x}^m - l_{u+x+n}^m}{l_{u+x}^m} \right) \cdot \left(\frac{l_{v+x}^f - l_{v+x+n}^f}{l_{v+x}^f} \right) \end{aligned}$$

によってもとまる。ただし、 x は結婚持続期間、 u は男子の初婚年齢、 v は女子の初婚年齢を表す添え字である。

上記の方法によって、年齢別死亡率がある水準から変化する場合の、配偶関係別死亡率と年齢別死別率を推定し、多相生命表の分析モデルを作成した。

なお、生命表から死別率や死別(寡婦・夫)期間を求める方法については脚注13)のChiangの論文を参照されたい。

さいものの、それでもなお相当大きな平均結婚期間の変動をもたらすことがわかった。このことは、先にみた1965年から1985年間の死亡率変化の効果が、実際の平均結婚期間の変化にあらわれた以上に平均結婚期間の拡大に貢献していたことと一致する。

3. 死亡率がさまざまに変化する場合の死別（寡婦・夫）期間への影響

われわれは、1965年、1980年、1985年の多相生命表によって、平均寿命の大きな改善のわりに死別期間の伸びがそれ程もたらされたわけではないという結果をみた。また1965年と1985年の結婚変数と死亡変数を相互に入れ換えた多相生命表の分析によっても平均死別期間への影響は少ないものであった。そこで、ここでは年齢別死亡率が変化する場合の条件、すなわちどのような死亡率変化が平均死別期間の縮小に作用するのかという関係を分析モデルを用いながら検討したい（表4）。

年齢別死亡率が各年齢において1985年の半分の水準になった場合（ $k = 0.5$ ）、平均死別期間は、男子の場合10.69年から10.88年へとわずか0.19年の伸びがみられ、女子の場合には14.94年から14.76年への0.18年の縮小がみられた。一方年齢別死亡率が各年齢において1985年の水準の2倍になる場合（ $k = 2.0$ ）、平均死別期間は男子では0.11年の減少、女子では0.33年の増加がみられた。このように全年齢にわたって年齢別死亡率が変化する場合には、わずかではあるが男子と女子では相異なる変化を示した。これは先にみた結婚変数の効果と死亡変数の効果の検討結果と一致する。

次に65歳以上の年齢別死亡率のみ変化する場合の平均死別期間に及ぼす効果についてみることにしよう。1985年の年齢別死亡率のうち65歳以上の死亡率を各年齢について半分にした多相生命表を作成し、1985年の結果と比較してみると、男子の平均死別期間は10.69年から12.51年へと1.82年増加した。一方女子では14.94年から17.22年へと2.28年の増加がみられた。この結果は先にみた1965年と1985年の結婚変数と死亡変数を入れ換えた結果と比較し、女子の場合の変化の仕方が異っている。この理由は何に求められるのであろうか。一つは年齢別死亡率が低下したため死別状態に滞在する時間が増加することにあると考えられる。このメカニズムは男女に共通する。そして死別の発生自体は死亡率が低下したことによって、死別率の年齢分布は高年齢にシフトはするものの、分布の大きさは男女間の死亡率が縮小しないため変化が起きないことを意味している。したがって、死別状態での滞在期間の延長のみ起きることを示している。

表4. 死亡率の変化と死別期間（寡婦・夫婦間）の変動

| 死亡率の変化 | | 男 子 | | | 女 子 | | |
|-----------|----------|-------------|--------------|-------------|-------------|--------------|-------------|
| | | 平均死別 期 間 | 出生時の 死亡確率 | 平均死別 年 齢 | 平均死別 期 間 | 出生時の 死別確率 | 平均死別 年 齢 |
| $k = 0.5$ | 全 年 齢 | 10.88 | 23.5% | 80.53 | 14.76 | 49.9% | 77.60 |
| | 0 ~ 14 歳 | 10.69 | 21.7% | 73.31 | 14.94 | 52.0% | 71.31 |
| | 65 歳 以上 | 12.51 | 23.6% | 77.29 | 17.22 | 50.5% | 74.27 |
| $k = 1.0$ | 全 年 齢 | 10.69 | 21.6% | 73.31 | 14.94 | 51.8% | 71.31 |
| $k = 2.0$ | 全 年 齢 | 10.58 | 20.3% | 66.00 | 15.27 | 53.0% | 64.94 |
| | 0 ~ 14 歳 | 10.69 | 21.4% | 73.31 | 14.94 | 51.8% | 71.31 |
| | 65 歳 以上 | 8.97 | 19.6% | 70.02 | 12.75 | 52.7% | 68.76 |

注：死亡率変化の仮定については本文ならびに脚注19を参照されたい。

基礎となる多相生命表は1985年。年齢別死亡率と年齢別死別率は1985年完全生命表より推計。配偶関係別死亡は完全生命表死亡率に等しいと仮定している。したがって配偶関係別の死亡率に差はない。

この男女の65歳以上の死亡率変化が平均死別期間に及ぼす影響は、死亡率が高くなる場合についても同じである。すなわち65歳以上の年齢別死亡率が1985年の2倍の水準になる場合、平均死別期間は男子で1.72年、女子で2.19年の減少がみられた。

以上のことからいえることは、近年のわが国の死亡率低下を特徴づける65歳以上の高齢者死亡率の低下は、人口学的メカニズムとして男女の年齢別死亡率に変化（男女間の死亡率差の縮小）がない場合、男女とも平均死別期間を増加させる働きをもっているということである。このメカニズムと実際の1965年から1985年の平均死別期間の動きは一見矛盾するが、1965年から1985年の平均寿命の伸びのうち、男子の伸び7.04年の39.4%が65歳以上の年齢別死亡率改善によるもので、女子の場合には7.56年の伸びのうち49.8%が65歳以上の死亡率改善によるものであった。したがって、他の年齢別死亡率の改善の効果も当然のこと含まれているわけであって、上述のメカニズムの存在を否定するわけではない。さらに重要な点は年齢別死亡率の単純な変化（男女死亡率差の縮小を伴わない変化）は必ずしも平均死別期間の大きな変動をもたらさないということである。

4. 男女の死別発生条件を変えた場合の死別（寡婦・夫）期間への影響

死亡の変化が平均死別期間に影響を与える要因としては、年齢別死亡率の変化とともに男女の死別率を決定する男女の年齢別死亡率の差が重要である。男女の平均寿命の格差の拡大は、仮に配偶関係別死亡に差がないとした場合、一見夫婦が死別する確率を高めているように考えられる。しかしながら、平均寿命の男女格差がどの年齢層によって起きているかを検討しなければ、正確な結論は得られない。なぜなら、平均寿命の男女格差がもっぱら相対的に若い年齢層から起きている場合には死別の発生が早くから起き、寡婦期間を増加させる要因となる。しかし、平均寿命の男女格差がもっぱら相対的に高い年齢層から起きている場合には死別の発生が高い年齢において集中的に発生し、寡婦期間は先の場合より短くなるであろう。ただし、男女間の高年齢の生存確率の動向によっては、たとえば男女差が拡大しているような場合には、死別期間は拡大し得る。

男女の死亡率差が変化する場合の平均死別期間への影響をみるために、次のような仮定を置きながら多相生命表モデルによってその変動をみることにしよう。すなわち、1985年の多相生命表を基準に、男子の年齢別死亡率を女子の年齢別死亡率に置き換える。その際男女の初婚年齢は男子28歳、女子25歳とする。初婚年齢の差は男女間の年齢別死亡率に違いをもたらすので、男女の初婚年齢が同じモデルもあわせて計測する。このような仮定のもとに作成した結婚の多相生命表から得られた平均死別期間は表5のとおりである。

男女の年齢別死亡率に差がある1985年を基準に比較すると、男女の死亡率に差がなく、初婚年齢に男女差がある場合をみると、平均死別期間は男子では10.69年から11.22年へと0.53年の増加を示した。女子の平均死別期間は14.94年から12.45年へと2.49年の減少を示した。このように女子の場合の平均死別期間の減少が特徴的にあらわれた。しかしながら、このモデルは男子の死亡率の代わりに女子の死亡率を用いているので、女子の年齢別死亡率を男子のそれと置き換えて検討する必要がある。その結果を計算してみると、男子の平均死別期間は12.12年となり1.43年の増加が認められ、女子では13.74年と1.2年の減少しかみられなかった。しかしながら共通していえることは、男子では男女の年齢別死亡率に差がなければそれが有るときよりも平均死別期間は増加し、女子では逆に平均死別期間は減少することがわかったことである。

平均初婚年齢が男女間で差があることは、たとえ結婚後の年齢別死亡率が同じであるとしても、男女の年齢別死別率に違いをもたらす。なぜなら、いま30歳と27歳の夫婦がいたとしよう。いま、夫が35歳から36歳までの間に死別する確率を計算すると夫の死別確率は35歳から36歳までの生存確率と妻が32歳から33歳の死亡確率、および夫婦がともに夫の年齢35歳から36歳の間に死亡する確率の積によっ

表 5. 男女の年齢別死亡率差と初婚年齢差の平均死別期間におよぼす影響

| 男女死亡率差 と 初婚年齢の 組合せ | 男 子 | | | 女 子 | | |
|--------------------------------|-------------|--------------|-------------|-------------|--------------|-------------|
| | 平均死別 期 間 | 出生時の 死別確立 | 平均死別 年 齢 | 平均死別 期 間 | 出生時の 死別確率 | 平均死別 年 齢 |
| 男女死亡率差あり 初婚年齢男子28歳 女子25歳 | 10.69 | 21.6% | 73.31 | 14.94 | 51.8% | 71.31 |
| 男女死亡率差あり 初婚年齢男子28歳 女子28歳 | 10.94 | 21.6% | 72.70 | 14.95 | 51.6% | 71.29 |
| 男女死亡率差なし 初婚年齢男子28歳 女子25歳 | 11.69 | 31.2% | 76.15 | 12.45 | 40.1% | 75.05 |
| 男女死亡率差なし 初婚年齢男子28歳 女子28歳 | 11.70 | 38.3% | 75.21 | 12.47 | 39.9% | 75.03 |

注：男女死亡率差がないモデルでは、男子の年齢別死亡率の代わりに女子の年齢別死亡率を用いて計算されている。なお女子の年齢別死亡率の代わりに男子の年齢別死亡率を用いて計算すると、初婚年齢差がある場合、平均死別期間は男子12.12年、女子13.74年となる。
基礎となる多相生命表は1985年、年齢別死亡率と年齢別死別率は1985年完全生命表より推計、配偶関係別死亡は完全生命表死亡率に等しいと仮定している。したがって配偶関係別の死亡率に差はない。

てもとめられる。したがって男女間に初婚年齢の差があれば、とくに男子の初婚年齢が女子より高い場合には、たとえ年齢別死亡率に差がなくても夫の年齢別死別率は常に高く、妻のそれは低くなる。

それでは初婚年齢に差がない場合、平均死別期間にどれだけの追加的な影響が現れるのであろうか。いま男子の初婚年齢を28歳、女子の初婚年齢も同じ28歳にセットしたモデルで平均死別期間を計測してみると、年齢別死亡率に差がある場合は男子で10.94年と0.25年の増加がみられ、女子では14.95年と0.01年の増加がみられた。もちろん女子の初婚年齢を男子と同じにしたため、女子の場合には死別率は1985年モデルよりやや低い率になったはずで、男女の死亡率の差が解消されない条件のもとでは平均死別期間には大きな変動がみられないものといえるであろう。

さて、男女の年齢別死亡率に差がない場合のケースについてみると、どのような結果があらわれるであろうか。男女の初婚年齢がともに28歳で、年齢別死亡率が1985年の女子の値と同じであると仮定した場合、男子の平均死別期間は12.61年となり1985年のそれと比較すれば1.01年の増加がみられた。女子の場合では平均死別期間は12.47年となり、2.47年の減少がみられた。女子では平均初婚年齢を男子の水準にまで上昇させたため、初婚年齢に差がある場合より平均死別期間は大きくなったが、初婚年齢が男女間で縮小することによって女子の平均死別期間を縮小させることには違いない。男子では初婚年齢の男女差の縮小によって、平均死別期間は増加したが、これは妻となる相手の年齢上昇によって、高い年齢別死亡率をもつ妻との組合せ効果により死別の機会が増加した結果である。

以上、平均死別期間におよぼす死亡変数の効果について、いくつかの角度から分析したが、結論的にいえることは年齢別死亡率の単純な改善によっては、平均死別期間の縮小は出現しにくいということである。そしてもっとも特徴的にいえることは男女の年齢別死亡率の差が減少するとき、男子の平均死別期間は増加し、女子のそれは減少するということである。そしてそこには男女の平均死別期間の差の縮小傾向がみられるが、平均死別期間は年齢別死亡率に発生頻度、すなわちJカーブといわれ

る年齢パターンが存在する限り、ある一定量の大きさに収斂しつつ存在することが指摘できる。

V まとめにかえて

人口高齢化社会にあって、人口変数の変化がライフサイクル変数にどのような変動をもたらしているのかは、高齢者人口のライフサイクルやライフコースを考えて行くうえで重要なことである。この論文においては、多相生命表モデルを用いて、結婚のライフサイクル変数の計測を試み、また結婚のライフサイクル変数、とくに平均結婚期間ならびに平均死別（寡婦・夫）期間と死亡率の関係を検討した。

分析をとおしていえることは、人口変数のうちとくに死亡変数（年齢別死亡率と年齢別死別率）はライフサイクル変数に対して潜在的に大きな影響をもたらすものといえる。しかしながらライフサイクル変数は同時に多くの変数によって影響される変数であることから、死亡変数と他の人口学的変数との相乗的効果によってライフサイクル変数の変動をもたらすことが明らかとなった。また死別期間の分析をとおして、死亡率変化のパターンと死別期間の変動とそのメカニズムが死亡率の男女差に大きく依存していることが明らかとなった。

この研究の目的の一つは結婚の多相生命表モデルの日本への応用であった。その意味では各種のライフサイクル変数を多相生命表によって観察することが実証され、人口学的変数間の相互関係について分析することができた。ライフサイクルの研究は、より多様な人生コースを多様に記述するライフコースの研究へと発展しつつあるが、今回のモデルを基礎に今後ライフコースの研究へと発展させ得る可能性が拓けた²⁰⁾。また、今回の分析では多数のライフサイクル変数のうち平均結婚期間と平均死別期間に絞って、とくに死亡率の変化との関連で検討したが、個々の結婚変数の変化がライフサイクル変数に及ぼす効果については今後の課題として残された。

20) ライフコース研究の発展性については、Bongaarts, John, Thomas Burch and Kenneth Wachter (eds.), *Family Demography: Methods and Its Applications*, Oxford, Clarendon Press, 1987. わが国のデータを用いたライフコース研究としては、渡邊吉利, 「日本人女子コウホートの結婚と出産, 死亡によるライフコース」, 『人口問題研究』, 第181号, 1987年1月, pp.1-13, を参照されたい。

Effects of the Japanese Mortality Declines on Life Cycle Variables

Shigesato TAKAHASHI

Mortality decline in Japan has important implications on life cycle variables such as the duration of being in the marital states. For example, it may be the case that the mean length of life span in married state has increased. On the other hand, a differential improvement in mortality favoring the female population is likely to response in the mean length of life span in widowed state. It is yet to be known the extent to which improvement in mortality has affected these life cycle variables.

The increment-decrement marriage life table was constructed to study the effect of mortality change on life cycle variables. By using the increment and decrement life table functions, it is possible to perform macro-simulation analysis in order to analyze the sensitivity of various assumptions related to the mortality decline on the changing marriage patterns, specially on the average duration of marriage and the average duration of widowhood.

Main findings in this study are as follows :

1. From 1965 to 1985, the average length of life span in married state was slightly increased from 37.66 years to 38.44 years for male and from 36.54 to 37.85 for female.
2. Total contribution to increase the average length of life span in married state due to the change in mortality variables was 4.76 years for male and 5.21 years for female.
3. However, the change in variables associated with marriage, divorce and remarriage reduced the average length of life span in married state as it was -3.45 for male and -3.53 for female.
4. It was found that the change in mortality weakly affected the average duration of widowhood while mortality variables changed from relatively high level to low level.
5. From 1965 to 1985, the average duration of widowhood was changed from 9.82 to 10.21 for male and from 16.36 to 15.67 for female.
6. It was observed that this weak association between the mortality and the average duration of widowhood can be attributable to the fixed sex differentials in mortality.
7. Under the assumption such as no sex differentials in mortality between male and female, the average duration of widowhood was minimized in female and maximized in male.

人口変動と世帯構成および世帯構造の変化

— 島根県一農村の事例を中心として —

清水 浩 昭

I はじめに

わが国の世帯構成および世帯構造の変化¹⁾については、今日まで様々な議論が展開されてきた。その議論を整理すると、「同質論」、「変質論」、「異質論」となる²⁾。

このような議論を念頭において、本稿では、島根県那賀郡旭町Sムラにおける世帯構成と世帯構造の変動過程を明らかにするとともに、この変動過程に影響を与えた人口学的要因（出生・死亡・転入・転出）との関連も明らかにしたい。

なお、本稿の資料は、農村開発企画委員会が総合研究開発機構の委託を受けて昭和61年～62年に実施した「農村家族の構造と機能の変貌に関する調査」で得られたものである。

II 人口変動と世帯構造 —その地域差をめぐって—

昭和60年の「国勢調査」によれば、老年人口比率の全国値は10.3%、老人核家族的世帯率の全国値は43.8%となっている。この二つの指標を組み合わせると、

- (1) 「鹿児島・高知型」——人口高齢化の進展と「老人核家族的世帯化」の進展が著しい地域。
- (2) 「山形・富山型」——人口高齢化の進展は著しいが、「老人核家族的世帯化」の進展は緩慢な地域。
- (3) 「東京・大阪型」——人口高齢化の進展は緩慢であるが、「老人核家族的世帯化」の進展は著しい地域。
- (4) 「宮城・茨城型」——人口高齢化の進展と「老人核家族的世帯化」の進展が緩慢な地域。

の四つに地域区分することができる（図1参照）。

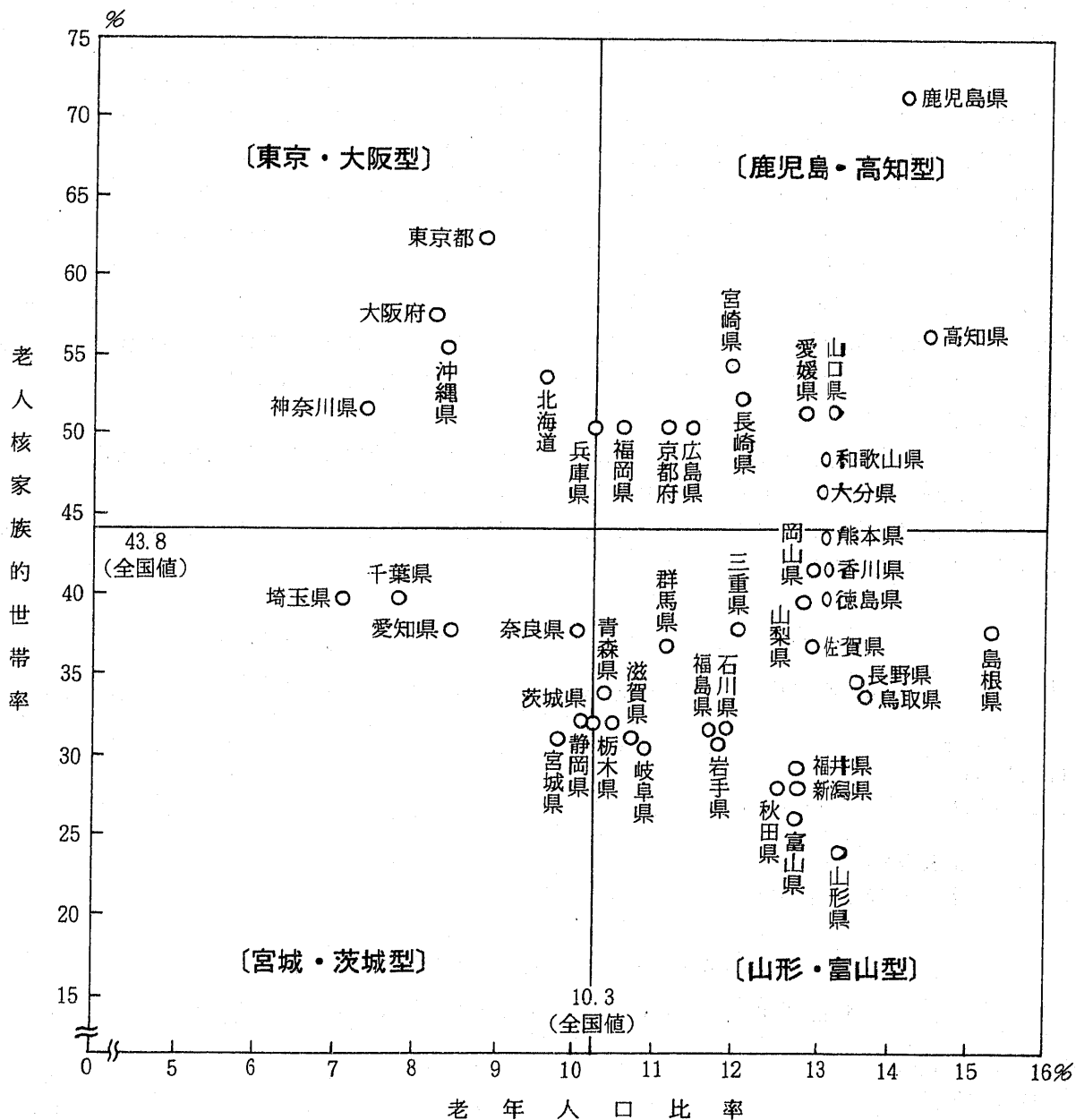
この地域区分をみると、わが国には、昭和60年時点においても人口高齢化と「老人核家族的世帯化」の進展とに地域差があり、島根県は、「山形・富山型」に属することになる。

1) 世帯構成は、現実に存在している個々の世帯を特定の時点で統柄の組み合わせに基づいて分類したものであるが、世帯構造は、ある社会ないしある世帯がいかなる世帯を望ましいものとして志向しているかという規範ないし価値観念のことである。したがって、世帯の構造的変化とは、その世帯構造を担っている当事者の論理体系が原理的に変化することを意味している。

ここでは、世帯構造をみきわめる指標を「高年齢者世帯」の「老人核家族的世帯」率に求め、その比率が50%を超えているものを「夫婦制家族」、50%未満のものを「直系制家族」とした。しかし、今日においては、「同居」の時期が初老期から中・高老期に移行しつつあるといわれている。とすれば、「後期高齢層」（75歳以上）の世帯帰属率が50%を上回ったものを「夫婦制家族」、50%未満のものを「直系制家族」としたほうが現実的であるように思われる。

2) 清水浩昭、「人口変動と世帯構成の変化—山形県一農村の事例を中心として—」、『人口問題研究』、第185号、1988年1月、pp.1-2.

図1 老年人口比率と老人核家族的世帯率の地域差（昭和60年）



(注) 老年人口比率 = $\frac{65\text{歳以上人口}}{\text{総人口}} \times 100$

老人核家族的世帯率 = 老人核家族世帯率 + 老人単独世帯率

(資料) 総務庁統計局「国勢調査」

Ⅲ 島根県の人口と世帯の動向

このような島根県の位置づけをふまえて、島根県の人口と世帯の動向を一瞥しておきたい。

まず、昭和35年以降の島根県の人口の推移をみると、35年以降50年まで人口減少が続いたが、35年から45年までの10年間で人口減少の最も著しい時期であった。その人口減少は、社会減少によってもたらされたものである。しかし、人口増加に転じた昭和50年以降においても社会減少は続いており、この間の人口増加は、自然増加によって生じている（表1参照）。

つぎに、老年人口比率をみると、人口減少の激しさを反映して昭和40年時点ですでに9.7%を示し、45年以降になると10%を超え、60年には15.3%に達し、わが国で最も人口高齢化が進展している地域となっている（表2参照）。

さらに、世帯の動向をみると、人口高齢化の進展にもかかわらず、「老人核家族的世帯化」の進展は緩慢であり、昭和60年時点でも「老人核家族的世帯」率は36.9%にすぎない。「核家族世帯」率も昭和60年の全国値（80.0%）を大幅に下回っているし、平均世帯人員も昭和60年の全国値（3.23人）を上回る規模になっている（表2参照）。

ともあれ、これらの結果をみると、島根県は、人口高齢化の進展が最も著しい地域であるにもかかわらず、「核家族的世帯化」の進展は全国値を下回る状況にある。

このような島根県の人口と世帯の動向をふまえて、島根県旭町Sムラにおける人口変動と世帯構成および世帯構造との関連を明らかにしたい。

表1 島根県の人口増減率、自然増減率と社会増減率の動向

| 増減率 | 昭和35年～40年 | 40年～45年 | 45年～50年 | 50年～55年 | 55年～60年 |
|-------|-----------|---------|---------|---------|---------|
| 人口増減率 | △ 7.6 | △ 5.8 | △ 0.6 | 2.1 | 1.3 |
| 自然増加率 | 2.4 | 1.9 | 2.5 | 2.2 | 1.7 |
| 社会増減率 | △ 10.0 | △ 7.7 | △ 3.1 | △ 0.1 | △ 0.5 |

（注） △は減少を示す。

（資料） 総務庁統計局「国勢調査」

表2 島根県の老年人口、核家族化と平均世帯人員の動向

| 指 標 | 昭和35年 | 40年 | 45年 | 50年 | 55年 | 60年 |
|-----------|-------|------|------|------|------|------|
| 老年人口比率 | 8.4 | 9.7 | 11.2 | 12.5 | 13.7 | 15.3 |
| 老人核家族的世帯率 | 16.5 | 24.4 | 25.4 | 29.2 | 32.9 | 36.9 |
| 核家族的世帯率 | 56.2 | 58.6 | 61.5 | 63.9 | 65.8 | 66.9 |
| 平均世帯人員 | 4.67 | 4.22 | 3.83 | 3.62 | 3.51 | 3.44 |

（資料） 総務庁統計局「国勢調査」

IV 人口変動と世帯構成および世帯構造の変化 —島根県—農村の事例—

島根県那賀郡旭町Sムラの調査は、昭和61年～62年度に、島根大学農学部永田恵十郎教授を主査とする研究グループによって実施されたものである。この調査は、旭町Sムラに居住する57世帯のなかから非農家世帯を除く農家51世帯を対象にして実施された。したがって、ここでの分析資料は、この農家51世帯に関するものである³⁾。

なお、この調査は、農家51世帯を対象として昭和35年から60年までの人口と世帯の変動過程を回想法によって把握したものである。

1. 人口変動

人口の推移をみると、昭和35年以降人口は減少の一途をたどっており、この25年間の人口減少率は47.8%（男54.6%、女40.3%）に達している（表3参照）。この人口の減少過程を仔細に検討すると、昭和30年代後半は、社会減少による人口減少期であったが、40年代から50年代前半になると、人口の減少過程に自然減少もつけ加わり社会減が自然減を上回る（社会減>自然減）人口減少期に移行した。このような人口減少過程を経て、50年代後半になると、自然減が社会減を上回る（社会減<自然減）人口減少期へと変化してきている（表4参照）。

表3 人口の推移

| 男 女 | 昭和35年 | 昭和40年 | 昭和45年 | 昭和50年 | 昭和55年 | 昭和60年 |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 総 数 | 270 | 246 | 216 | 188 | 166 | 141 |
| 男 | 141 | 120 | 111 | 92 | 83 | 64 |
| 女 | 129 | 126 | 105 | 96 | 83 | 77 |

表4 人口増減（昭和35～60年）

| 年 次 | 人口増加 | 自然増加 | 出生 死亡 | | 社会増加 | 転 入 | 転 出 |
|----------|------|------|-------|-----|------|-----|-----|
| | | | 出 生 | 死 亡 | | | |
| 昭和35～39年 | △ 17 | 12 | 21 | 9 | △ 29 | 5 | 34 |
| 40～44 | △ 31 | △ 1 | 11 | 12 | △ 30 | 12 | 42 |
| 45～49 | △ 29 | △ 4 | 5 | 9 | △ 25 | 12 | 37 |
| 50～54 | △ 21 | △ 9 | 5 | 14 | △ 12 | 16 | 28 |
| 55～60 | △ 25 | △ 13 | 2 | 15 | △ 12 | 15 | 27 |

（注） △は減少を示す。

このような人口減少をもたらした転出構造をみると、転出時の年齢は男女とも「15～19歳」を中心とする若年層になっている（表5参照）。さらに、転出理由をみると、男は「就職、転勤、転職」と

3) この調査資料の使用にあたっては、総合研究開発機構の加々見隆氏と農村開発企画委員会の石川英夫氏にたいへんお世話になった。ここに、記して感謝の意を表したい。また、本稿では、永田恵十郎教授が蒐集・分析した資料も使用させていただいている。この点をおことわりするとともに、永田教授にこの場を借りて深甚な謝意を申し上げたい。

島根県旭町およびSムラの位置づけについては、農村開発企画委員会編、『農村家族の構造と機能の変貌』、総合研究開発機構、1987年5月を参照されたい。

なお、ここでの分析資料は、各年とも12月31日現在を原則として再集計したものである。

「入学・勉強」で80%以上の比率を占めているのに対して、女は「就職、転勤、転職」、「縁事、分家、独立」と「入学・勉強」で80%以上の比率を占めている（表6参照）。

表5 転出時の年齢（昭和35～60年）

| 男女 | 総数 | 転出時の年齢 | | | | | | |
|----|-------------|----------|------------|-----------|----------|---------|---------|---------|
| | | 0～14歳 | 15～19歳 | 20～24歳 | 25～29歳 | 30～34歳 | 35～39歳 | 40歳以上 |
| 総数 | 168 (100.0) | 15 (8.9) | 106 (63.1) | 17 (10.1) | 13 (7.7) | 7 (4.2) | 5 (3.0) | 5 (3.0) |
| 男 | 81 (100.0) | 6 (7.4) | 57 (70.4) | 3 (3.7) | 5 (6.2) | 5 (6.2) | 2 (2.5) | 3 (3.7) |
| 女 | 87 (100.0) | 9 (10.3) | 49 (56.3) | 14 (16.1) | 8 (9.2) | 2 (2.3) | 3 (3.5) | 2 (2.3) |

表6 転出理由（昭和35～60年）

| 男女 | 総数 | 転出理由 | | | | | |
|----|-------------|-----------|-----------|-----------|----------|---------|---------|
| | | 縁事、分家、独立 | 就職、転勤、転職 | 入学・勉強 | 従事移動 | その他 | 不詳 |
| 総数 | 168 (100.0) | 31 (18.5) | 86 (51.2) | 34 (20.2) | 10 (6.0) | 3 (1.8) | 4 (2.4) |
| 男 | 81 (100.0) | 6 (7.4) | 48 (59.3) | 20 (24.7) | 3 (3.7) | 2 (2.5) | 2 (2.5) |
| 女 | 87 (100.0) | 25 (28.7) | 38 (43.7) | 14 (16.1) | 7 (8.1) | 1 (1.2) | 2 (2.3) |

つぎに、転入構造をみると、男では、すでに世帯を形成していると思われる「30歳以上」とその子世代と考えられる「0～14歳」、「15～19歳」および「20～24歳」の転入が比較的多いのに対して、女では、「20～24歳」、「15～19歳」および「25～29歳」の転入が多い。その理由をみると、男では、「従属移動」、「家業・農業の継承」および「就職、転勤、転職」によるものが多く、女では、「縁事、分家、独立」、「従属移動」および「就職、転勤、転職」によるものが増えている（表7および表8参照）。

表7 転入時の年齢（昭和35～60年）

| 男女 | 総数 | 転入時の年齢 | | | | | | | |
|----|------------|----------|-----------|-----------|-----------|---------|---------|----------|---------|
| | | 0～14歳 | 15～19歳 | 20～24歳 | 25～29歳 | 30～34歳 | 35～39歳 | 40歳以上 | 不詳 |
| 総数 | 60 (100.0) | 8 (13.3) | 13 (21.7) | 14 (23.3) | 11 (18.3) | 4 (6.7) | 2 (3.3) | 7 (11.7) | 1 (1.7) |
| 男 | 25 (100.0) | 6 (24.0) | 5 (20.0) | 4 (16.0) | 3 (12.0) | 1 (4.0) | 1 (4.0) | 4 (16.0) | 1 (4.0) |
| 女 | 35 (100.0) | 2 (5.7) | 8 (22.9) | 10 (28.6) | 8 (22.9) | 3 (8.6) | 1 (2.9) | 3 (8.6) | — |

表8 転入理由（昭和35～60年）

| 男女 | 総数 | 転入理由 | | | | | | |
|----|------------|-----------|-----------|----------|----------|-----------|----------|----------|
| | | 縁事、分家、独立 | 就職、転勤、転職 | 家業・農業の継承 | 親の扶養 | 従属移動 | その他 | 不詳 |
| 総数 | 60 (100.0) | 12 (20.0) | 11 (18.3) | 5 (8.3) | 3 (5.0) | 15 (25.0) | 8 (13.3) | 6 (10.0) |
| 男 | 25 (100.0) | 1 (4.0) | 4 (16.0) | 4 (16.0) | 3 (12.0) | 7 (28.0) | 2 (8.0) | 4 (16.0) |
| 女 | 35 (100.0) | 11 (31.4) | 7 (20.0) | 1 (2.9) | — | 8 (22.9) | 6 (17.1) | 2 (5.7) |

ともあれ、これらの結果をみると、若年層を中心とする「就職」、「入学」転出が存在すると同時に、中年層の「家業・農業の継承」、「親の扶養」による転入（「Uターン移動」）とこの中年層の子供たちの「従属移動」による転入も存在している。

このような人口変動は、人口構造にも大きな影響を与えることになった。昭和35年と60年の年齢別人口を比較すると、「0～14歳」は60年になると大幅な減少を示しているのに対して、「65歳以上」は増加傾向にあり、最近の「人口高齢化」の進展は著しいものがある（表9参照）。

表9 年齢別人口（昭和35・60年）

| 年 齢 | 昭 和 3 5 年 | 昭 和 6 0 年 |
|--------|------------|------------|
| 総 数 | 270(100.0) | 141(100.0) |
| 0～14歳 | 96(35.6) | 11(7.8) |
| 15～64歳 | 147(54.4) | 91(64.5) |
| 65歳以上 | 27(10.0) | 39(27.7) |

2. 世帯構成と世帯構造の変化

このような人口変動の状況を念頭において、つぎに、世帯構成と世帯構造の変化を検討することにしたい。昭和35年と60年における世帯構成を比較すると、この25年間に「核家族世帯化」と「単独世帯化」が著しく進展したことになる（表10参照）。この変化は、平均世帯人員にも反映し、昭和35年には5.29人であった平均世帯規模が、60年には2.76人となり、この25年間に2.53人減少したことになる（表11参照）。さらに、昭和35年と60年における続柄構成の変化をみると、「子」、「子の配偶者」、「孫」等の直系卑属の減少が著しいのに対して、直系尊属は増加傾向にある（表12参照）。

これらの結果をみると、この25年間に、「核家族世帯化」、「世帯規模の縮小化」および「世帯構成の単純化」が進展したことになる。

表10 世帯構成の推移

| 年 次 | 総 数 | 核 家 族 世 帯 | | | | | 単独世帯 | その他の 親族世帯 |
|-------|-----------|-----------|----------|----------|-------|--------|---------|--------------|
| | | 小 計 | 夫婦のみ | 夫婦と子供 | 男親と子供 | 女親と子供 | | |
| 昭和35年 | 51(100.0) | 18(35.3) | 1(2.0) | 17(33.3) | — | — | — | 33(64.7) |
| 60 | 51(100.0) | 24(47.1) | 14(27.5) | 9(17.7) | — | 1(2.0) | 7(13.7) | 20(39.2) |

表11 平均世帯人員の推移

| 年 次 | 平均世帯人員 |
|-------|--------|
| 昭和35年 | 5.29 |
| 40 | 4.92 |
| 45 | 4.32 |
| 50 | 3.76 |
| 55 | 3.25 |
| 60 | 2.76 |

表12 続柄構成（昭和35・60年）

| 続 柄 | 昭 和 3 5 年 | 昭 和 6 0 年 |
|-------|-------------|-------------|
| 世 帯 主 | 51(1,000.0) | 51(1,000.0) |
| 配 偶 者 | 42(823.5) | 39(764.7) |
| 子 | 86(1,686.3) | 27(529.4) |
| 子の配偶者 | 27(529.4) | 2(39.2) |
| 孫 | 49(960.8) | — |
| 父 | 3(58.8) | 4(78.4) |
| 母 | 9(176.5) | 18(352.9) |
| 兄 弟 | 1(19.6) | — |
| 姉 妹 | 1(19.6) | — |
| 甥 ・ 姪 | 1(19.6) | — |

このような世帯構成の変化は、「高年齢者世帯」の世帯構成と居住形態の変化および高齢者の世帯帰属率にどのような影響を与えたのであろうか。

まず、「高年齢者世帯」の世帯構成をみると、昭和35年時点では、すべての「高年齢者世帯」が「その他の親族世帯」であったが、60年に至ると、「核家族世帯化」と「単独世帯化」が進展し、「核家族的世帯」は約40%に達している。しかし、「核家族的世帯」が「その他の親族世帯」を上回るまでには至っていない（表13参照）。

つぎに、居住形態をみると、昭和35年時点では、すべて「同居」形態の下で生活が営まれていたが、60年になると、「同居」は70%、「別居」は30%に達している。したがって、居住形態も、この25年間に「別居化」しつつあるが、依然として「同居」形態が優位な位置を占めている（表13参照）。

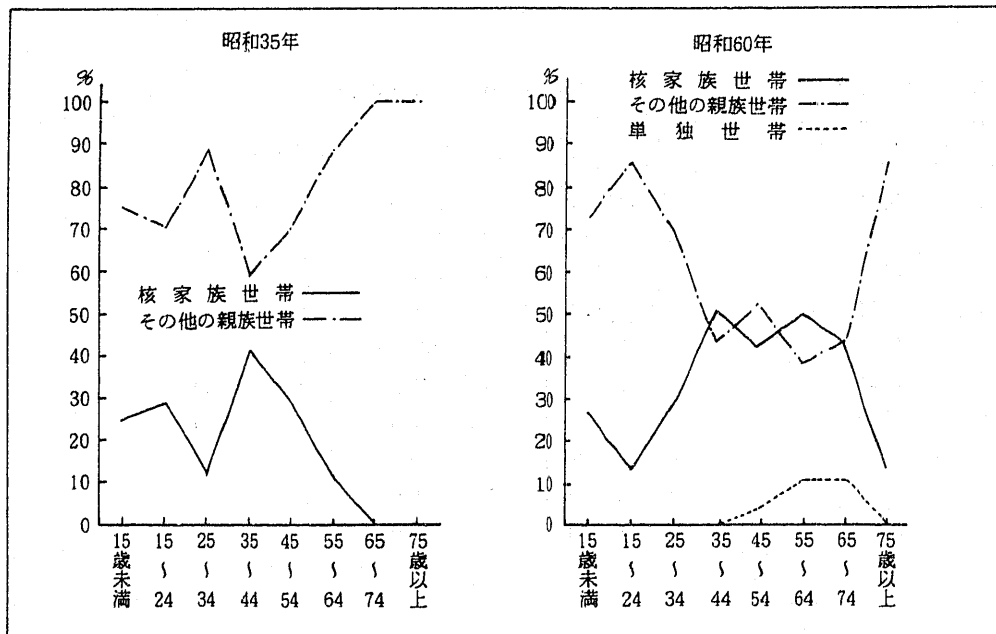
表13 「高年齢者世帯」の世帯構成と居住形態の推移

| 年次 | 総数 | 核 家 族 世 帯 | | | | | 単独世帯 | その他の親族世帯 | 核家族的世帯 | 同居世帯 | 別居世帯 |
|-------|------------|-----------|----------|---------|-------|---------|---------|------------|-----------|------------|----------|
| | | 小計 | 夫婦のみ | 夫婦と子供 | 男親と子供 | 女親と子供 | | | | | |
| 昭和35年 | 16 (100.0) | — | — | — | — | — | — | 16 (100.0) | — | 16 (100.0) | — |
| 60 | 31 (100.0) | 10 (32.3) | 6 (19.4) | 3 (9.7) | — | 1 (3.2) | 3 (9.7) | 18 (58.1) | 13 (41.9) | 22 (71.0) | 9 (29.0) |

(注) 「同居世帯」(「夫婦と子供」+「男親と子供」+「女親と子供」+「その他の親族世帯」), 「別居世帯」(「夫婦のみ」+「単独世帯」)

さらに、年齢別の世帯帰属率をみると、昭和35年時点では、どの年齢層でも「その他の親族世帯」で生活していたものが60%以上を占め、とくに「65歳以上」については、すべての高齢者が「その他の親族世帯」で生活していた。ところが、昭和60年になると、「15歳未満」から「25～34歳」までは、「その他の親族世帯」生活者が「核家族世帯」生活者を上回っているが、「35～44歳」から「65～74歳」においては、「その他の親族世帯」と「核家族世帯」生活者とが交差し、「75歳以上」になると、再び「その他の親族世帯」生活者が、「核家族世帯」生活者を上回る状況を呈している（図2参照）。

図2 年齢別世帯帰属率（昭和35・60年）



これらの結果をみると、人口変動および世帯変動の影響が高齢者までおよんできているが、その影響は、「前期高齢層（65～74歳）」までで、「後期高齢層（75歳以上）」になると、その影響は少ないように思われる。とすれば、このムラの世帯の基本構造は、「直系制家族」（「直系家族制」の原則に立つ家族・世帯）であるといえよう。

以上、昭和35年と60年の二時点における世帯構成と世帯構造の変化をみてきたが、つぎに、この25年間の世帯構成の変化をパターン化し、世帯の変動過程を検討することにした。

ここでは、「国勢調査」で表章されている世帯の家族類型に基づいて世帯構成の変化のパターン化を試みた。その結果を示すと、このムラの世帯構成の変化の型は、22に分類することができた（表14の摘要参照）。この22分類を「核家族世帯不変型」から「核家族世帯からその他の親族世帯への変化型」の8つに小分類し、さらに、この8つの小分類を、昭和60年時点で「核家族世帯」になったものをⅠ、「単独世帯」になったものをⅡ、「その他の親族世帯」になったものをⅢの3つに大分類した（表14参照）。

この分類に基づいて、25年間の世帯構成の変化の大分類と小分類の組み合わせをみると、「核家族世帯化」を進展せしめたのは、「その他の親族世帯から核家族世帯への変化型」、「核家族世帯不変型」であり、「単独世帯化」は、「その他の親族世帯から単独世帯への変化型」と「核家族世帯から単独世帯への変化型」によって推し進められたことになる。しかし、このムラにおいては、このような変化と逆行する流れ、つまり、「その他の親族世帯」を維持・存続する動きがみられることも指摘しておきたい。

表14 世帯構成の変化の型

| 変 化 の 型 | | 摘 要 |
|---------|----------------------|---|
| Ⅰ | 核家族世帯不変型 | 1-1, 2-1, 2-2, 2-1-2-1 |
| | 核家族世帯Uターン型 | 2-4-6-2 |
| | その他の親族世帯から核家族世帯への変化型 | 6-1, 6-2, 6-2-1, 6-2-4, 6-1-2-1-2, 6-2-1-2-1 |
| Ⅱ | 核家族世帯から単独世帯への変化型 | 2-1-5, 2-4-5 |
| | その他の親族世帯から単独世帯への変化型 | 6-5, 6-1-5, 6-2-1-5, 6-2-3-2-3-5 |
| Ⅲ | その他の親族世帯不変型 | 6-6 |
| | その他の親族世帯Uターン型 | 6-2-1-5-6 |
| | 核家族世帯からその他の親族世帯への変化型 | 2-6, 2-1-2-4-6, 2-1-6-1-6 |

(注) Ⅰ (核家族世帯への変化), Ⅱ (単独世帯への変化), Ⅲ (その他の親族世帯への変化)
 1 (夫婦のみの世帯), 2 (夫婦と子供からなる世帯), 3 (男親と子供からなる世帯), 4 (女親と子供からなる世帯), 5 (単独世帯), 6 (その他の親族世帯)

このような世帯の変動過程を、さらに、仔細に検討すると、「その他の親族世帯から核家族世帯への変化型」、「その他の親族世帯から単独世帯への変化型」および「核家族世帯不変型」等によって、「核家族的世帯化」を進展させるのが60.8%存在することに対して、「その他の親族世帯不変型」「その他の親族世帯Uターン型」および「核家族世帯からその他の親族世帯への変化型」によって「核家族的世帯化」を阻止したものが39.2%存在することになる。ということは、このムラの世帯変動は、前述したような世帯構成の変化型によって「核家族的世帯化」する潮流と「その他の親族世帯」を維持・存続する潮流とが複合した複雑な変動過程を示していることになる（表15参照）。

表15 世帯構成の変化の型別世帯数（昭和35～60年）

| 総 数 | | 51 (100.0) |
|-----|----------------------|------------|
| I | 小 計 | 24 (47.1) |
| | 核家族世帯不変型 | 11 (21.6) |
| | 核家族世帯Uターン型 | 1 (2.0) |
| | その他の親族世帯から核家族世帯への変化型 | 12 (23.5) |
| II | 小 計 | 7 (13.7) |
| | 核家族世帯から単独世帯への変化型 | 3 (5.9) |
| | その他の親族世帯から単独世帯への変化型 | 4 (7.8) |
| III | 小 計 | 20 (39.2) |
| | その他の親族世帯不変型 | 16 (31.4) |
| | その他の親族世帯Uターン型 | 1 (2.0) |
| | 核家族世帯からその他の親族世帯への変化型 | 3 (5.9) |

3. 人口変動と世帯構成および世帯構造の変化

それでは、このような世帯構成の変化は、どのような人口学的要因が関与して現出したのであろうか。

ここでは、世帯構成が変化した世帯のみをとりあげ、この変化をもたらした人口学的要因を検討することにしたい。しかし、このムラの世帯変動のなかで「核家族的世帯化」の進展は顕著なものがある。

表16 世帯構成の変化の型別変化の要因

| 変 化 の 型 | 総 数 | 変 化 の 単 一 要 因 | | | | |
|---------|----------------------|---------------|------------|-----------|-----------|----------|
| | | 小 計 | 死 亡 | 転 入 | 転 出 | |
| | | 総 数 | 24 (100.0) | 18 (75.0) | 13 (54.2) | 3 (12.5) |
| I | 小 計 | 13 (100.0) | 12 (92.3) | 11 (84.6) | — | 1 (7.7) |
| | 核家族Uターン型 | 1 (100.0) | — | — | — | — |
| | その他の親族から核家族世帯への変化型 | 12 (100.0) | 12 (100.0) | 11 (91.7) | — | 1 (8.3) |
| II | 小 計 | 7 (100.0) | 3 (42.9) | 2 (28.6) | — | 1 (14.3) |
| | 核家族世帯から単独世帯への変化型 | 3 (100.0) | 3 (100.0) | 2 (66.7) | — | 1 (33.3) |
| | その他の親族世帯から単独世帯への変化型 | 4 (100.0) | — | — | — | — |
| III | 小 計 | 4 (100.0) | 3 (75.0) | — | 3 (75.0) | — |
| | その他の親族世帯Uターン型 | 1 (100.0) | — | — | — | — |
| | 核家族世帯からその他の親族世帯への変化型 | 3 (100.0) | 3 (100.0) | — | 3 (100.0) | — |

り、この進展をもたらした変化のパターンのなかで「核家族世帯不変型」の占める比重はきわめて高い。

そこで、この「核家族世帯不変型」について、まず、若干の検討を加えておきたい。

「核家族不変型」のうち「夫婦と子供からなる世帯から夫婦のみの世帯への変化型」(7世帯)は、子供が全員転出してしまったことによって生じたものであり、「夫婦のみの世帯不変型」(1世帯)は、昭和35年以前に子供が転出してしまったか、子供がいないために生じたものであり、「夫婦と子供からなる世帯不変型」(3世帯)は、子供(息子)はすでに結婚可能な年齢に達しているにもかかわらず、結婚していないために生じたものである⁴⁾。

つぎに、不変型以外の世帯構成の変化と人口学的要因との関連でみることにしたい。

まず、世帯構成変化をもたらした人口学的要因をみると、「死亡」(主に直系尊属の死亡)要因が半数以上を占め、最も高い比率を示している。

これを大分類Ⅰについてみると、「核家族世帯」への変化をもたらした人口学的要因は、「死亡」が圧倒的多数を占めており、この「死亡」要因の高さは、「その他の親族世帯から核家族世帯への変化型」についてもあてはまることであり、「転出」要因の占める比重はきわめて低い。

つぎに、大分類Ⅱをみると、「単独世帯」になったのは、「死亡と転出」要因が最も多く、つぎが、「死亡」要因となっている。これを小分類でみると、「核家族世帯から単独世帯の変化型」は「死亡」要因が「転出」要因を上回っているが、「その他の親族世帯から単独世帯の変化型」は「死亡と転出」要因によって引き起こされている。

さらに、大分類Ⅲをみると、「その他の親族世帯」への変化を引き起こした人口学的要因は、「転入」(主に婚入)によってもたらされていることになる。これを小分類でみると、「その他の親族世帯Uターン型」では、「死亡・転出および転入」によっている。しかし、この変化型も基本的には、

「核家族世帯からその他の親族世帯への変化型」と同様「転入」が直接的な契機となって変化している(表16参照)。

ともあれ、これらの結果をみると、「核家族的世帯化」は、主に直系尊属の「死亡」によってもたらされ、「その他の親族世帯化」は、主に息子の許に配偶者が「転入」することによってもたらされていることになる。

このような世帯の変動過程を、典型的な事例に基づいて考察すると、つぎのようになる。

まず、大分類Ⅰの「核家族世帯への変化型」からみてみたい(図3参照)。

〔事例1〕核家族世帯Uターン型(転入と死亡要因)

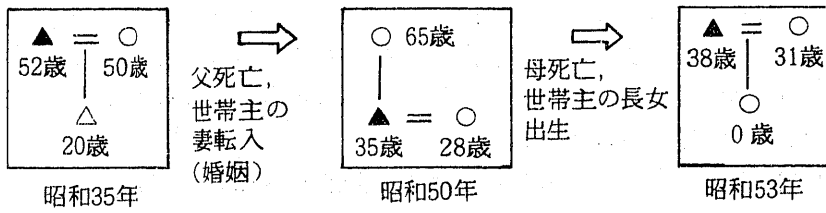
この世帯は、昭和35年時点では「夫婦と子供からなる世帯」であったが、46年に世帯主が死亡し、「女親と子供からなる世帯」になったが、50年に息子が結婚し、「その他の親族世帯」になった。しか

| 小 計 | 要 因 | | |
|-----------|--------------|--------------|---------------------|
| | 死 亡 と 転 入 | 死 亡 と 転 出 | 死 亡、転出 お よ び 転 入 |
| 6 (25.0) | 1 (4.2) | 4 (16.7) | 1 (4.2) |
| 1 (7.7) | 1 (7.7) | — | — |
| 1 (100.0) | 1(100.0) | — | — |
| — | — | — | — |
| 4 (57.1) | — | 4 (57.1) | — |
| — | — | — | — |
| 4 (100.0) | — | 4 (100.0) | — |
| 1 (25.0) | — | — | 1 (25.0) |
| 1 (100.0) | — | — | 1 (100.0) |
| — | — | — | — |

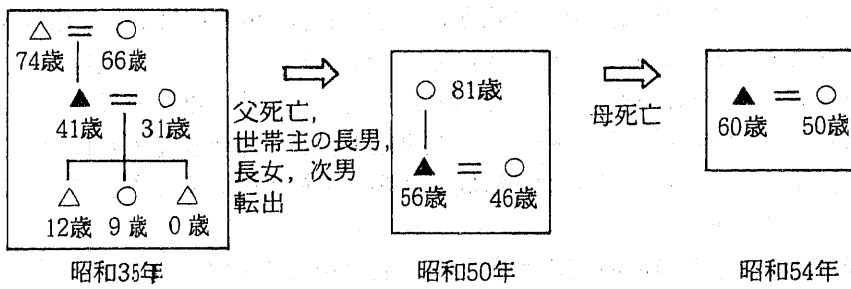
4) これは、「核家族化ないし世帯細分化の傾向が進行しているとはいっても、すでに出来上がっている直系家族的世帯が急に分解して、2つ以上の核家族的世帯になっていくというのでは必ずしもなくて、夫婦家族的世帯であったものが、……直系家族的世帯に転化しなくなったこと、つまり、新しい直系家族は出来なくなった」(松原治郎、『核家族時代』、日本放送出版協会、1969年、pp.21-22)ことを意味している。

図3 核家族世帯への変化型の事例

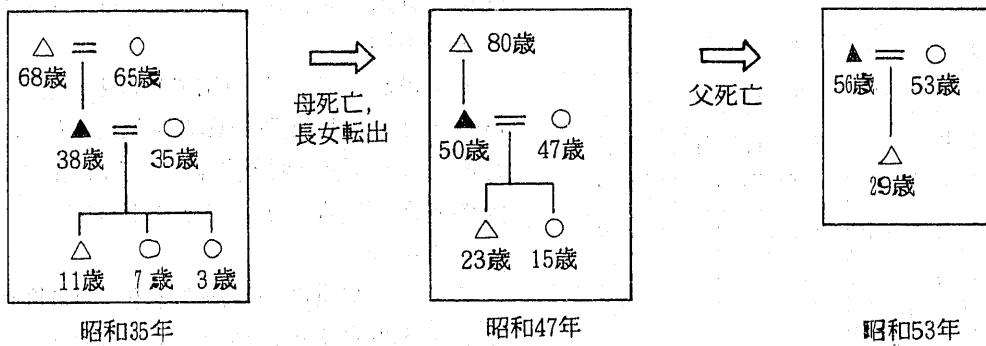
〔事例Ⅰ〕核家族世帯Uターン型（転入と死亡要因）



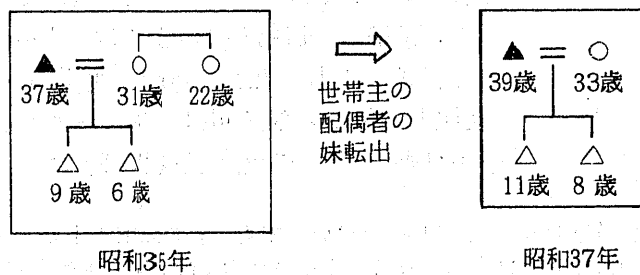
〔事例Ⅱ〕その他の親族世帯から核家族世帯への変化型（死亡要因）



〔事例Ⅲ〕その他の親族世帯から核家族世帯への変化型（死亡要因）



〔事例Ⅳ〕その他の親族世帯から核家族世帯への変化型（転出要因）



し、53年に母親が死亡したため、再び「夫婦と子供からなる世帯」（「核家族世帯」）にUターンした。

〔事例Ⅱ〕その他の親族世帯から核家族世帯への変化型

この世帯は、昭和35年時点では「その他の親族世帯」であったが、36年に父親が死亡、39年には長男が死亡し、41年と50年には、長女と次男が転出してしまったため二世帯の「その他の親族世帯」となった。ところが、54年に母親が死亡したため「夫婦のみ世帯」（「核家族世帯」）に移行した。

〔事例Ⅲ〕その他の親族世帯から核家族世帯への変化型（死亡要因）

この世帯は、〔事例Ⅱ〕と同じように、昭和35年時点では「その他の親族世帯」であったが、45年に長女が転出し、47年には母親が死亡したため「男親と子供夫婦とその子供からなる世帯」（「その他の親族世帯」）となった。ところが、53年に父親が死亡したため「夫婦と子供からなる世帯」（「核家族世帯」）に移行した。この世帯も息子が結婚すれば、再び「その他の親族世帯」になるが、現在、この息子は、未だ結婚していないため「核家族世帯」にとどまっている⁵⁾。

〔事例Ⅳ〕その他の親族世帯から核家族世帯への変化型（転出要因）

この世帯は、昭和35年時点では、世帯主の配偶者の妹が同居していたため「その他の親族世帯」であったが、37年にその妹が転出したため「核家族世帯」に移行した。

これらの事例をみると、「その他の親族世帯から核家族世帯への変化」は、子世代の転出によって「核家族世帯」への変化を促進することになるが、変化の直接的な契機は、父親ないし母親（直系尊属）の死亡であることを指摘しておきたい。

つぎに、大分類Ⅱの「単独世帯への変化型」をみてみよう（図4参照）。

〔事例Ⅰ〕核家族世帯から単独世帯への変化型（死亡要因）

この世帯は、昭和35年時点では「夫婦と子供からなる世帯」（「核家族世帯」）であったが、39年に長男、46年に長女、50年に次女が転出したため「夫婦のみの世帯」となり、やがて、55年に夫が死亡したため「単独世帯」に移行した。

〔事例Ⅱ〕核家族世帯から単独世帯への変化型（転出要因）

この世帯は、昭和35年時点では「夫婦と子供からなる世帯」（「核家族世帯」）であったが、〔事例Ⅰ〕とはちがひ、36年に次男が転出、40年に夫が死亡したため「女親と子供からなる世帯」となり、その後、43年に四男が転出してしまったため「単独世帯」に移行した。

〔事例Ⅲ〕その他の親族世帯から単独世帯への変化型（死亡と転出要因）

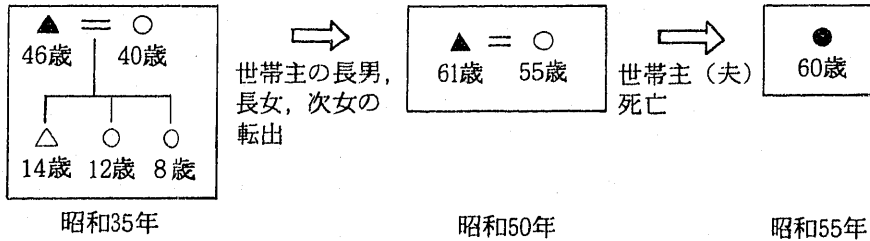
この世帯は、昭和35年時点では「その他の親族世帯」であったが、42年に長男が転出し、43年には父親、母親があいついで死亡したため「核家族世帯」になった。その後、45年に長女、48年に次男が転出してしまったため「夫婦のみの世帯」になったが、53年に夫が死亡したため「単独世帯」に移行した。

これらの事例をみると、子供の転出が先行するか、夫ないし妻の死亡が先行するかのちがいはあるが、これら二つの人口学的要因が契機となって「核家族世帯」から「単独世帯」への変化が生じている。

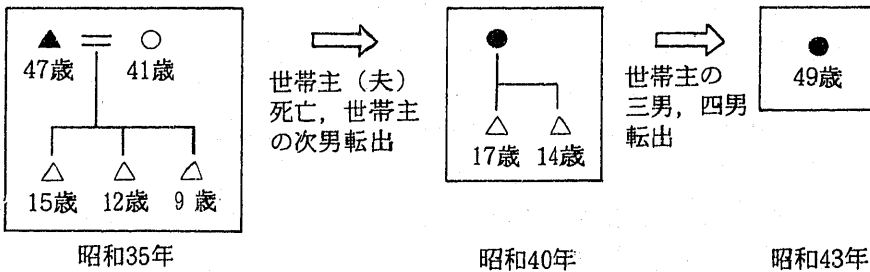
5) この息子は、昭和60年時点では36歳になる。このような中年および高年の独身者は少数例ではない。これは、多分、農家への嫁入りをいやがる風潮によってもたらされたものと思われる。「その他の親族世帯から核家族世帯への変化型」は、かつては、息子が配偶者を迎えるまでの一時的・過渡的な「核家族世帯」段階であった。しかし、今日においては、「その他の親族世帯」に移行できない永久的な「核家族世帯」になりつつある。このような現象が「核家族世帯化」を促進する要因ともなっている。

図4 単独世帯への変化型の事例

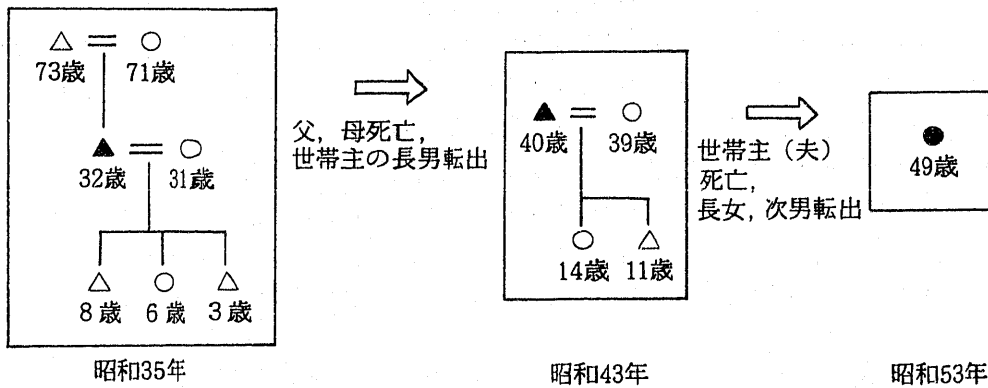
〔事例Ⅰ〕 核家族世帯から単独世帯への変化型（死亡要因）



〔事例Ⅱ〕 核家族世帯から単独世帯への変化型（転出要因）



〔事例Ⅲ〕 その他の親族世帯から単独世帯への変化型（死亡と転出要因）



さらに、大分類Ⅲ「その他の親族世帯への変化型」をみてみよう（図5参照）。

〔事例Ⅰ〕 その他の親族世帯Uターン型（死亡，転出および転入要因）

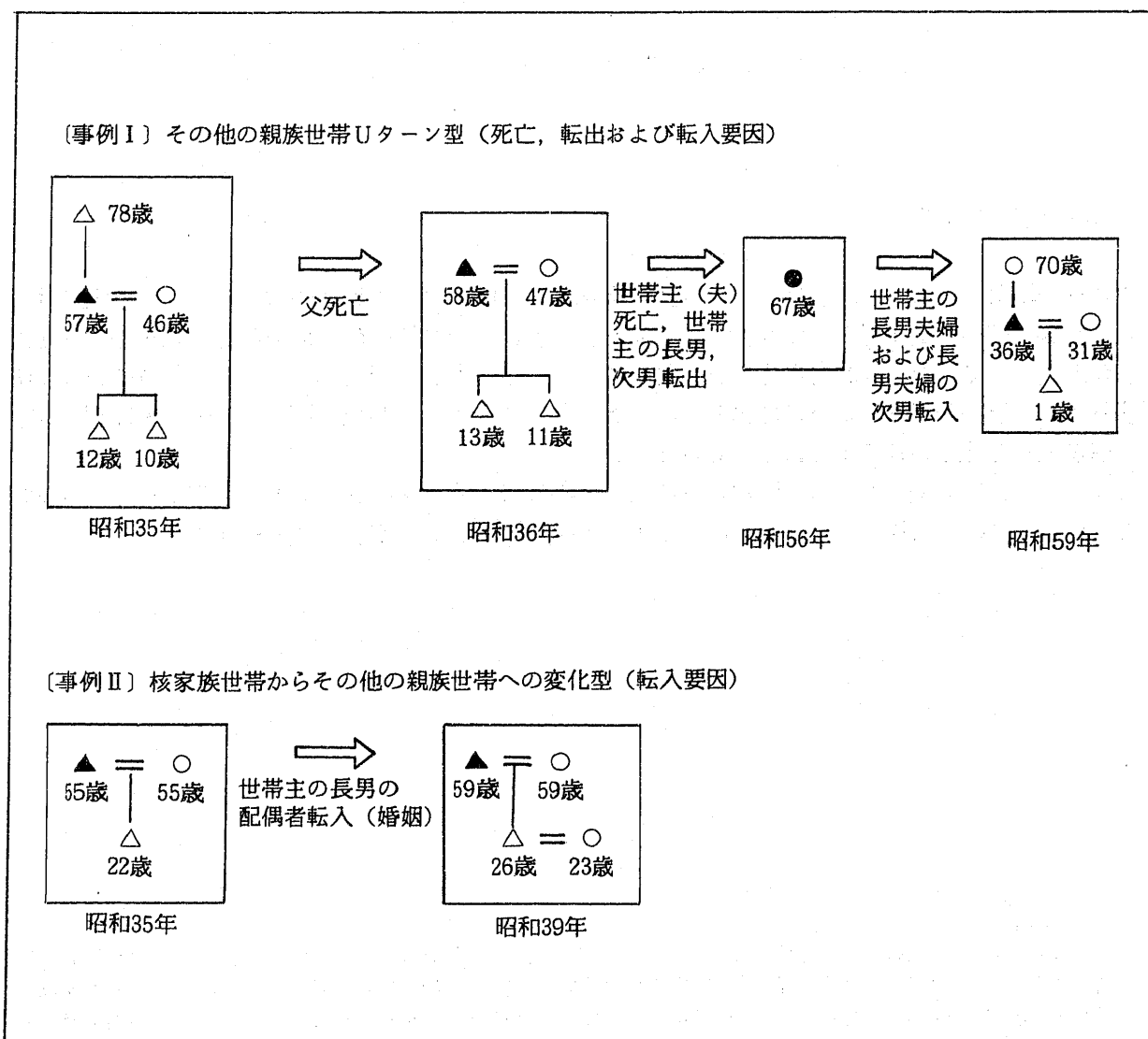
この世帯は、昭和35年時点では「その他の親族世帯」であったが、36年に父親が死亡したため「核家族世帯」になった。しかし、39年に長男、41年に次男が転出してしまったため「夫婦のみの世帯」になったが、56年に夫が死亡したため「単独世帯」に移行した。ところが、昭和59年になると、長男夫婦が子供を伴って転入してきたため、再び「その他の親族世帯」にUターンしたことになる。

〔事例Ⅱ〕 核家族世帯からその他の親族世帯への変化型（転入理由）

この世帯は、昭和35年時点では「核家族世帯」であったが、39年には長男が配偶者を迎えた（配偶者の転入）ため「その他の親族世帯」に移行した。

これらの事例をみると、親世代が「単独世帯」になっても、子世代「核家族世帯」との世帯合併によって「その他の親族世帯」に変化することも考えられる。しかし、このムラでは、「夫婦と子供からなる世帯」に配偶者が転入することによって「その他の親族世帯」に移行するのが一般的である。

図5 その他の親族世帯への変化型の事例



ともあれ、このような世帯変動の過程を「核家族世帯化」に焦点をあてて整理すると、つぎのようになる（表17参照）。

表17 「核家族世帯化」の進展要因と阻止要因

| 指 標 | 世 帯 構 成 の 変 化 の 型 | 世帯構成の変化に影響を及ぼした人口学的要因 |
|---------------|----------------------|---------------------------------|
| 「核家族世帯化」の進展要因 | 核家族世帯不変型 | 主として子供の転出による |
| | 核家族世帯Uターン型 | 直系尊属の死亡と子供の転出による |
| | その他の親族世帯から核家族世帯への変化型 | 主として直系尊属の死亡による |
| 「核家族世帯化」の阻止要因 | その他の親族世帯不変型 | 直系尊属が死亡する以前に子供が配偶者を迎えた（転入）ことによる |
| | その他の親族世帯Uターン型 | 直系尊属の死亡、子供の転出および転入（Uターン）による |
| | 核家族世帯からその他の親族世帯への変化型 | 主として子供が配偶者を迎えた（転入）ことによる |

V むすびにかえて

これらの結果をみると、島根県Sムラの世帯構成は、人口変動の影響の下に、「その他の親族世帯から核家族世帯への変化型」、「核家族世帯不変型」および「その他の親族世帯から単独世帯への変化型」等々によって「核家族的世帯化」が進展している。しかし、「高年齢者世帯」の世帯構成、居住形態および「後期高齢層」の世帯帰属率をみると、世帯構造は、「直系制家族」から「夫婦制家族」へと構造的な変化を遂げるまでに至っていない。

しかし、この25年間における急激な人口変動と世帯構成の変動過程をみると、世帯構造も「直系制家族」から「夫婦制家族」へと構造的に変化する契機を内包しているように思われる⁶⁾。

6) というのは、人口の再生産を阻止する要因（若年層の流出に伴う直系卑属の減少、中・高年独身男性の存在）によって、世帯の再生産も不可能になるような状況が存在しているからである。もし、このような状況が、今後も持続するとすれば、「老人核家族的世帯化」、「別居化」を進展させるとともに、「後期高齢層」における「老人核家族的世帯」生活者の増大を招きかねない。とすれば、このような人口変動が、このムラ（あるいは島根県）の世帯構造を構造的に変化させることになるかもしれない。

Changes in Population and Household Structure in a Village, 1960-1985

Hiroaki SHIMIZU

According to the result of Population Census of Japan, the change from the stem family system to the nuclear family system is gradual in Shimane Prefecture despite the progress of aging of population.

The Rural Development Planning Commission conducted a survey in 1985 on a Village in Shimane Prefecture. As a result, it has become clear that the aged nuclear family system were not remarkably occurred by a phenomenon of the out-migration around about the young population in the society based by the stem family system or the three generation family system.

研究ノート

100歳以上の死亡確率

花田 恭

1. 研究の目的

先進各国の平均寿命は一部の国を除き益々伸長しているが、今後どうなるのかについては様々な意見がある。菱沼¹⁾は寿命停滞説と伸長説を検討し、将来さらに伸長する余地があると結論している。Fries²⁾らは理想的な社会状態のもとでは中年までの疾病による死亡がほとんどなくなり、85歳前後に死亡が集中し、生命表の生存数が垂直的に下降する「垂直化の法則」を提唱している。このような平均寿命の限界をさぐる1つの方法として、寿命の限界近くまで生存した超高齢者の死亡確率について観察してみる必要があると思われる。

また、我が国の100歳到達者は急激に増加しており、完全生命表においても100歳の生存数は増加している。しかし、100歳以上における死亡確率の推移については、生命表の高齢における死力の推計方法に問題があるため、確定的なことは言い難い。100歳到達者が増加するということは、環境要因により100歳未満の死亡率が低下しているのであり、過去の環境では100歳に到達できなかったような資質の者も100歳に到達してくることを意味する。そこで、この選択効果の低下によって100歳以上の死亡確率はむしろ上昇するのか、全体的な死亡水準の低下と共に低下しているのか、明らかにしてみたい。Barrett³⁾はイングランド・ウェールズの100歳以上の男女・年齢別の死亡率を観察し、女では年齢の上昇に従って死亡率は上昇するが、男では103歳前後をピークに下降するとし「選択効果」があると結論を下している。一方、Kannisto⁴⁾は先進国17か国の100歳以上の性・年齢・年次別死亡数を分析し、データに信頼性があると判断した13か国のデータに基づき、100歳到達者の死亡率は加齢とともに上昇すること、男よりも女の死亡率が低いこと、及び、一部を除き低下傾向にあることを指摘している。我が国のより詳細なデータについて同様な事項を検討したい。

さらに、現在の生命表では高齢の部分はゴンパーツ・メーカム曲線を当てはめて作成しているのが普通であるが、超高年齢では当てはまらないと言われている。100歳以上の死亡確率について精密な算定ができ、その理論的分析が進めば、生命表作成において高齢部分の信頼性の向上に寄与するであろう。

1) 菱沼從尹、「寿命史」、『ライフ・スパン』、第7号、1987年、pp.111-120。

2) James F. Fries, "Ageing, natural death and the compression of morbidity", *The New England Journal of Medicine*, Vol.303, 1980, pp.130-135.

3) John C. Barrett, "The mortality of centenarians in England and Wales", *Archives of Gerontology and Geriatrics*, No.4, 1985, pp.211-218.

4) Väinö Kannisto, "On the survival of centenarians and the span of life", *Population Studies*, Vol.42, 1988, pp.389-406. この研究では、データの信頼性の判定を、100歳以上者のうちの105歳以上の割合、男女比、100歳死亡率と101歳死亡率の比等のデータ自身の数値により行っている。日本は100歳死亡率が101歳死亡率よりも標準偏差の2倍を超えて高いとして、データの信頼性が低いとされている。

2. データの作成

死亡確率を年齢別死亡率から算出することは、対象の人口が小さくなると不正確になり、死亡統計と人口統計の整合性も問題となる。Vincent⁵⁾は100歳到達者のように消滅してしまうまで観察できる人口においては、死亡数だけから死亡率を得ることを示し、「消滅世代法」と称した。これは特に、100歳到達者のように消滅するまでの期間が比較的短い人口に適用可能であり、分母人口と分子の死亡数が完全に整合しているのが有効な方法である。

我が国の人口動態調査においては、昭和50年以降の個票データが利用できることから、昭和61年までの12年間の死亡の個票データにより、明治8年生まれから明治18年生まれのコーホートについて、100歳以上の月齢別死亡数を作表した。このうち、明治8年生まれから明治11年生まれは、昭和61年には108歳を超えており、100歳到達者がほぼ消滅している。消滅していないコーホートの生存者については、「全国高齢者名簿」⁶⁾から昭和61年9月30日現在の生存者数をコーホート別に集計した。また、死亡個票データから、61年10月から12月までのコーホート別死亡数を集計し、生存者数からそれを減じることにより、昭和62年1月1日現在の生存者数を得た。

以上の死亡数と生存者数を加えると100歳到達者数が得られ、表1のようになる。明治8年コーホートから10年間で、男は3倍、女は2.5倍に急増している。これらのコーホートは戦後の昭和25年には75～85歳となっているが、国勢調査人口の比較により、戦後の高齢者の死亡率の低下が、100歳到達者の急激な増加をもたらしていることがわかる。

100歳以上の高齢者は、敬老の日に内閣総理大臣から祝状及び記念品が贈呈されるので、「全国高齢者名簿」は正確を期して作成されている。また、人口動態調査においても、この名簿と突合することにより、100歳以上については届出遅れ及び調査漏れがほとんどないことが確認されている。さらに、明治5年から戸籍簿がつくられるようになっているので、この当時は民間の請負いによるものであったとはいえ、死亡者の出生年月日についてはある程度の信頼性が期待できる。

表1 100歳到達者数の年次推移 (人)

| コーホート | 男 | 女 |
|----------------|-----|-----|
| 明治8 (1975)年生まれ | 66 | 301 |
| 9 | 63 | 351 |
| 10 | 75 | 346 |
| 11 | 96 | 387 |
| 12 | 120 | 420 |
| 13 | 93 | 449 |
| 14 | 142 | 494 |
| 15 | 147 | 529 |
| 16 | 169 | 622 |
| 17 | 209 | 666 |
| 18 (1985) | 187 | 781 |

3. 100歳到達者生命表

明治8年～11年生まれの4年間のコーホートを合算して作成したのが、表2の100歳到達者生命表である。これを近年の完全生命表の100歳における値と比較したのが、表3である。完全生命表では、100歳未満の死力にゴンパーツ・メーカム曲線を当てはめ、それを外挿して100歳以上の値を推定している。したがって、基本的に偏りが大きく、安定性に欠けていると言えよう。第15回生命表では男の方が、女よりも100歳の死亡率は低く、平均寿命も長くなっているが、実績に基づくコーホート生命表(明治8～11年)では、女の方が死亡水準が低い結果となっている。

生存数を男女で比較したのが図1である。死亡率の男女差については、遺伝的因子の差の発現が環

5) Paul Vincent, "La mortalité des vieillards", *Population*, Vol.6, 1951, pp.181-204.

6) 厚生省社会局,『全国高齢者名簿』, 1986年.

表2 100歳到達者生命表（明治8年生まれ～明治11年生まれ）

男

| 年 齢 x | 生 存 数 l_x | 死 亡 数 d_x | 死 亡 率 g_x | 平 均 余 命 e_x | 定 常 人 口 | |
|------------|----------------|----------------|----------------|------------------|---------|-------|
| | | | | | L_x | T_x |
| 100.0 | 1,000 | 443 | 0.443 | 1.68 | 762 | 1,682 |
| 100.5 | 757 | 330 | 0.436 | 1.66 | 573 | 1,253 |
| 101.0 | 557 | 223 | 0.401 | 1.65 | 433 | 920 |
| 101.5 | 427 | 183 | 0.430 | 1.59 | 340 | 680 |
| 102.0 | 333 | 153 | 0.460 | 1.46 | 252 | 487 |
| 102.5 | 243 | 117 | 0.479 | 1.40 | 180 | 340 |
| 103.0 | 180 | 97 | 0.537 | 1.31 | 126 | 235 |
| 103.5 | 127 | 67 | 0.526 | 1.26 | 86 | 160 |
| 104.0 | 83 | 30 | 0.360 | 1.30 | 63 | 109 |
| 104.5 | 60 | 30 | 0.500 | 1.24 | 48 | 74 |
| 105.0 | 53 | 37 | 0.688 | 0.85 | 30 | 45 |
| 105.5 | 30 | 20 | 0.667 | 0.87 | 17 | 26 |
| 106.0 | 17 | 10 | 0.600 | 0.94 | 11 | 16 |
| 106.5 | 10 | 7 | 0.677 | 0.88 | 6 | 9 |
| 107.0 | 7 | 3 | 0.500 | 0.67 | 4 | 4 |
| 107.5 | 3 | 3 | 1.000 | 0.71 | 2 | 2 |
| 108.0 | 3 | 3 | 1.000 | 0.21 | 1 | 1 |

女

| 年 齢 x | 生 存 数 l_x | 死 亡 数 d_x | 死 亡 率 g_x | 平 均 余 命 e_x | 定 常 人 口 | |
|------------|----------------|----------------|----------------|------------------|---------|-------|
| | | | | | L_x | T_x |
| 100.0 | 1,000 | 404 | 0.404 | 1.87 | 785 | 1,868 |
| 100.5 | 776 | 308 | 0.397 | 1.84 | 606 | 1,427 |
| 101.0 | 596 | 229 | 0.385 | 1.82 | 472 | 1,083 |
| 101.5 | 468 | 187 | 0.399 | 1.75 | 369 | 821 |
| 102.0 | 367 | 156 | 0.425 | 1.67 | 282 | 611 |
| 102.5 | 281 | 126 | 0.447 | 1.61 | 213 | 452 |
| 103.0 | 211 | 99 | 0.472 | 1.57 | 158 | 330 |
| 103.5 | 155 | 68 | 0.441 | 1.53 | 116 | 238 |
| 104.0 | 119 | 43 | 0.385 | 1.55 | 89 | 172 |
| 104.5 | 87 | 39 | 0.445 | 1.41 | 68 | 123 |
| 105.0 | 68 | 36 | 0.530 | 1.22 | 48 | 83 |
| 105.5 | 48 | 28 | 0.580 | 1.13 | 33 | 55 |
| 106.0 | 32 | 18 | 0.556 | 1.09 | 21 | 35 |
| 106.5 | 20 | 13 | 0.618 | 1.10 | 14 | 22 |
| 107.0 | 14 | 10 | 0.667 | 0.95 | 9 | 14 |
| 107.5 | 8 | 5 | 0.692 | 1.07 | 5 | 8 |
| 108.0 | 5 | 2 | 0.400 | 1.00 | 3 | 5 |

注1) d_x , g_x , L_x は1年間についての値である。
 2) 男300人, 女1,379人の実績による生命表である。

表3 100歳における生命表関数の推移（完全生命表）

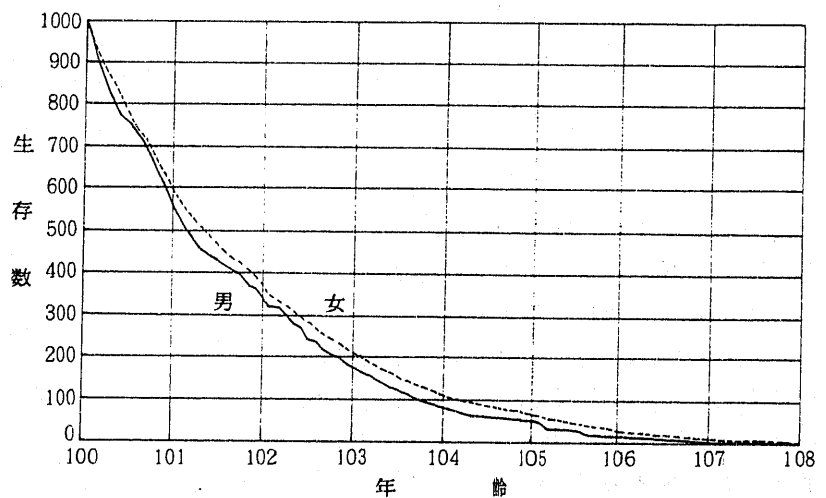
| 生命表 (昭和年次) | 男 | | | 女 | | |
|---------------|-----|-------|---------|-----|-------|---------|
| | 生存数 | 死亡率 | 平均余命(年) | 生存数 | 死亡率 | 平均余命(年) |
| 第12回(40) | 18 | 0.507 | 1.34 | 100 | 0.468 | 1.48 |
| 第13回(45) | 38 | 0.488 | 1.40 | 232 | 0.400 | 1.81 |
| 第14回(50) | 114 | 0.415 | 1.74 | 374 | 0.388 | 1.89 |
| 第15回(55) | 175 | 0.404 | 1.80 | 521 | 0.416 | 1.69 |
| 第16回(60) | 222 | 0.422 | 1.58 | 852 | 0.426 | 1.61 |
| コーホート 生命表 | ・ | 0.443 | 1.68 | ・ | 0.404 | 1.87 |

境の因子によって規定されるという老え方があるが、100歳到達者という遺伝的に選抜されていると考えられる人口集団においても、なお、男女の死亡率の差が存在すると言えよう。

次に、死亡率の年齢による推移をみると、男女共にパラレルな推移であり、101歳と104歳を底として波動を描きつつ、全体的には加齢と共に上昇していく傾向にある。対象人口が4年分のコーホートで、男300人、女1,379人⁷⁾と小さいため、104歳では偶然変動も大きく

なるが、101歳でいったん低下する傾向があるのではないかと推定される。イングランド・ウェールズの結果とは男女共に異なり、また、我が国の結果では男女の死亡確率はパラレルなのが特徴である。

図1 100歳到達者生命表の生存数



4. 死亡確率の年次推移

分母人口がある程度あり、死亡確率が比較的安定しているとみられる102歳までについて、コーホート毎に年齢別死亡確率を計算したのが表4である。

生命表を作成した明治8～11年コーホートと明治12～16年コーホートに2分して、合算した結果をみると、各年齢で死亡確率は低下している。また、前者では男女ともに101歳が最も低くなっていたのが、後者の女では年齢が上昇するに従って死亡確率も上昇するようになっている。

次に、表4の性・年齢別死亡確率の時系列に直線を当てはめた結果が表5である。どの直線も傾きが負で、死亡確率が低下する傾向を示している。ただし、男の101歳と、女の103歳では、傾きの絶対値は小さく、相関係数も小さい。

対象の人口を n 、死亡確率を q とし、死亡が独立に起こる仮定とすると、死亡数は2項分布に従う。このとき、観測される死亡確率の分散は、 $(1-q)q/n$ となる。ここで考察している死亡確率の人口は100～1000のオーダーであり、 q は0.4前後であるので、表4の死亡確率の標準偏差は0.02～0.05

7) 表1の女の明治8～12年生まれ合計1,385との差の6人は、昭和61年1月1日現在の生存者数である。

表4 100歳以上の死亡確率の年次推移

| コーホート | 男 | | | 女 | | | |
|---------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 100歳 | 101歳 | 102歳 | 100歳 | 101歳 | 102歳 | |
| 明治8年生まれ | 0.515 | 0.469 | 0.471 | 0.409 | 0.382 | 0.427 | |
| 9 | 0.429 | 0.500 | 0.611 | 0.433 | 0.397 | 0.383 | |
| 10 | 0.440 | 0.381 | 0.423 | 0.384 | 0.371 | 0.410 | |
| 11 | 0.406 | 0.316 | 0.410 | 0.357 | 0.369 | 0.433 | |
| 12 | 0.442 | 0.343 | 0.364 | 0.355 | 0.413 | 0.308 | |
| 13 | 0.409 | 0.400 | 0.364 | 0.403 | 0.388 | 0.433 | |
| 14 | 0.408 | 0.357 | 0.296 | 0.326 | 0.390 | 0.458 | |
| 15 | 0.415 | 0.360 | 0.436 | 0.372 | 0.349 | 0.361 | |
| 16 | 0.402 | 0.386 | 0.419 | 0.368 | 0.374 | 0.402 | |
| 17 | 0.349 | 0.500 | . | 0.356 | 0.331 | . | |
| 18 | 0.374 | . | . | 0.364 | . | . | |
| 合算 | (8~11) | 0.443 | 0.401 | 0.460 | 0.404 | 0.385 | 0.425 |
| | (12~16) | 0.414 | 0.369 | 0.379 | 0.365 | 0.381 | 0.395 |
| | (8~16) | 0.423 | 0.379 | 0.402 | 0.375 | 0.381 | 0.402 |

程度である。また、偶然の変動ではなく、各年次の気候やインフルエンザ等の流行の変動の影響も大きいと考えられる。

しかしながら、以上を総合的かつ全体的にみると、100歳を超えた死亡確率は、年次的に低下の傾向にあると言える。100歳到達者が増加するほど選択効果は弱くなるが、それを上回る環境要因による効果があることが考えられる。例えば、100歳到達者は西日本の気温の高い地方に多いが、もし気温の影響があるとすれば、住居の暖房設備の向上のような環境要因の効果については、今後も死亡確率の低下を促す余地があることになる。

表5 死亡確率の年次推移の回帰直線

| 性 | 年齢 | 切片 | 傾き | 相関係数 |
|---|------|-------|---------|-------|
| 男 | 100歳 | 0.470 | -0.0105 | 0.824 |
| | 101 | 0.413 | -0.0027 | 0.124 |
| | 102 | 0.490 | -0.0172 | 0.540 |
| 女 | 100歳 | 0.402 | -0.0053 | 0.581 |
| | 101 | 0.395 | -0.0042 | 0.538 |
| | 102 | 0.406 | -0.0012 | 0.070 |

5. 結論

本研究ノートでは、明治8~18年生まれのコーホートについて、実績による死亡確率を算出した。また、100歳以上について精密な生命表を作成した。これらの結果から、100歳以上についても死亡水準は低下しているとみられるので、平均寿命の限界はかなり高いところにあるのではないかと考えられる。また、選択効果を上回る環境要因による死亡水準の低下があると考えられる。100歳到達者は選び抜かれた者であるが、その死亡確率については全体として、100歳未満の延長上にあり、特殊なものとする必要はないと思われる。

これまでのデータでは対象人口が十分ではないので、利用できるデータが年次を追って蓄積するのを待って詳細な分析を行う必要がある。特に、地域差の分析及び死因分析はデータ量が増加すれば、分析が可能となろう。また、利用できるデータの年次が増加すれば、年齢について90歳台にさかのぼることも可能である。

十二支別出生性比の変動に関する一考察

坂井博通

1. はじめに

十二支のある年に生まれる女子を嫌う言い伝えが、届け出出生性比に影響を及ぼしていることはすでに報告されている（たとえば、丙午や五黄の寅の高い性比）。それは、親による届け出の調節によってもたらされているとされている。また、五黄の寅に限らず、普通の寅年においても性比が上昇していることが観察されている¹⁾。

しかし、十二支別の出生性比に関する組織的な観察は今までなされてこなかったに等しい。出生性比の研究は、性別決定のメカニズム解明にも影響を与えうる重要な領域である。また親が、子供の性別により出生年を調節するという現象は、性別選好の研究の一領域として位置づけることもできる。

したがって、本稿では、入手しうる限りのデータを用いて、十二支別の出生性比の変動を考察することにする。

2. データ

データは、厚生省大臣官房統計情報部『人口動態統計』の男女別年次別月別出生数を用いる。観察年次は、1899年から1986年までとする。言うまでもなく、出生の届け出遅れの問題があるが、本稿では届け出自体を問題としたいため、修正を施すことなく用いることにする。

また、届け出遅れの出生性比の時系列変動は、全体としては、届け出出生性比よりも小さな値をとりながらも、その傾向は届け出出生性比の変動と同様であるとも指摘されている²⁾。

3. 結果

十二支別に出生性比を示してもその差異は、なかなか明瞭にはならない。よって、ここでは隣接する年の出生性比の差により観察を行う（表1）。その符号から観察すると、一貫する傾向が見てとれる。すなわち、「寅>丑」、「寅>卯」、「辰>卯」、「辰>巳」、「午>巳」、「酉>戌」、「亥>戌」、「亥>子」である。寅の性比が高い傾向はすでに指摘されているが、辰や亥も高い傾向があること、また卯、巳、戌が低い傾向にあることが新たに見出された。

1) 以下の文献を参照のこと。

村井隆重、「ひのえうま総決算」、『厚生指針』、第15巻第5号、1968年、pp.3-9。

臼井竹次郎・方波見重兵衛・福富和夫・永井正規・金子功、「出生性比の統計」、『公衆衛生院研究報告』、第29巻3・4号、1980年、pp.149-177。

臼井竹次郎・方波見重兵衛・金子功、「九星干支と出生の性比」、『公衆衛生院研究報告』、第26巻2号、1977年、pp.76-84。

2) 臼井竹次郎・方波見重兵衛・永井正規・金子功、「月別出生の性比」、『公衆衛生院研究報告』、第28巻3・4号、1979年、pp.148-166。

表1 年次別出生性比の差

| 年次/干支 | 子-亥 | 丑-子 | 寅-丑 | 卯-寅 | 辰-卯 | 巳-辰 | 午-巳 | 羊-午 | 申-羊 | 酉-申 | 戌-酉 | 亥-戌 |
|-----------|------|------|------|-------|------|-------|------|-------|------|------|-------|------|
| 1899-1910 | -8.3 | 0.1 | -2.6 | 3.6 | -0.7 | -24.7 | 60.1 | -59.5 | 19.0 | -5.5 | -1.9 | 1.1 |
| 1911-1922 | 1.4 | 3.1 | 4.6 | -6.8 | 0.6 | -0.6 | 0.4 | 5.9 | -3.4 | 0.1 | -5.1 | 3.8 |
| 1923-1934 | -1.5 | -7.7 | 23.2 | -21.2 | 6.9 | -4.0 | 13.6 | -10.4 | 7.2 | 2.4 | -10.7 | 9.9 |
| 1935-1946 | -2.4 | -0.7 | 8.6 | -7.5 | 1.6 | -2.9 | 3.7 | 1.4 | * | * | * | * |
| 1947-1958 | 0.2 | -9.8 | 12.4 | -11.1 | 2.7 | -0.5 | 9.9 | -3.7 | 0.1 | -0.5 | -2.8 | 3.0 |
| 1959-1970 | -2.0 | 3.7 | 1.6 | -4.5 | 2.4 | -5.9 | 23.3 | -23.3 | 18.0 | 0.9 | -0.6 | -4.2 |
| 1971-1982 | -2.1 | -2.8 | 2.0 | -2.6 | 0.4 | -1.3 | -0.8 | 1.9 | -1.7 | -1.1 | -4.2 | 2.2 |
| 1983-1987 | -2.5 | 1.6 | 3.0 | -1.0 | | | | | | | | |

資料：厚生省大臣官房統計情報部『人口動態統計』

注1) 年次別出生性比は、女児1,000に対する男児数で計算した。*はデータ入手不能を示す。

4. 考察

4-1 性比の年次変動と月別変動の関係について

年次別の性比変動に十二支別による組織的な差異が見出されたが、まず、どの月の性比変動と関係が深いかを見てみよう。届け出時期を大きくずらすことは非常に困難であると考えられるため、12月や1月の性比変動が年次変動と関係が強いと予想される。

表2は、年次別の変動とどの月の変動が一致しているかを見るために、まず年別と年月別のそれぞれに関して、隣接する十二支別出生性比の差をとり、次にプラスの値を数えあげたものである。この指標は、年別の値と月別の値が類似しているほど、また、全体としては、右欄の差の絶対値の合計が小さいほど、十二支を基準とする年別と年月別の出生性比の動向が類似していることを示す。

その結果、予想通り、1月と12月の変動が年変動と類似していることが示唆された。

また、表3は、年変動と最も類似していると考えられる1月に関して表示

したものである。非常に動向が類似していることがわかる。以上の結果は、1月や12月のいくらかの出生届け出の作為が、出生性比の年次変動にも大きく影響を与えていることを示唆するものである。

表2 性比の差のプラスの数

| 十二支 | 子 | 丑 | 寅 | 卯 | 辰 | 巳 | 午 | 羊 | 申 | 酉 | 戌 | 亥 | 計 | |
|-----|----|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|----|
| 年間 | 2 | 3 | 7 | 0 | 6 | 0 | 5 | 2 | 4 | 3 | 0 | 5 | — | |
| 月 | 1 | 4 | 4 | 7 | 0 | 6 | 2 | 6 | 1 | 4 | 2 | 1 | 5 | 9 |
| | 2 | 3 | 2 | 3 | 5 | 4 | 4 | 5 | 1 | 3 | 2 | 3 | 4 | 24 |
| | 3 | 3 | 5 | 5 | 2 | 3 | 3 | 3 | 3 | 2 | 1 | 2 | 5 | 22 |
| | 4 | 4 | 3 | 3 | 4 | 5 | 3 | 4 | 4 | 3 | 3 | 2 | 2 | 23 |
| | 5 | 6 | 3 | 3 | 2 | 5 | 1 | 6 | 6 | 5 | 2 | 3 | 2 | 25 |
| | 6 | 3 | 4 | 3 | 2 | 3 | 5 | 3 | 3 | 4 | 2 | 2 | 2 | 25 |
| | 7 | 1 | 4 | 4 | 1 | 5 | 5 | 3 | 5 | 2 | 4 | 2 | 4 | 23 |
| | 8 | 5 | 2 | 4 | 1 | 3 | 5 | 2 | 4 | 2 | 5 | 1 | 3 | 28 |
| | 9 | 3 | 3 | 5 | 1 | 4 | 1 | 3 | 3 | 3 | 4 | 2 | 3 | 16 |
| | 10 | 2 | 5 | 4 | 4 | 1 | 5 | 5 | 1 | 3 | 3 | 2 | 4 | 24 |
| | 11 | 4 | 3 | 4 | 4 | 1 | 2 | 5 | 3 | 3 | 2 | 3 | 4 | 23 |
| | 12 | 2 | 2 | 5 | 1 | 5 | 0 | 6 | 1 | 4 | 1 | 2 | 3 | 13 |

注1) 年次別性比、月別性比が入手可能なものについて計算した。

注2) 「十二支」の子は、「子-亥」、丑は「丑-子」、寅は「寅-丑」……を示す。

注3) 右欄計は、たとえば1月については、 $|2-4| + |3-4| + |7-7| + \dots + |5-5| = 9$ を示す。

表3 1月の出生性比の差

| 年次/干支 | 子-亥 | 丑-子 | 寅-丑 | 卯-寅 | 辰-卯 | 巳-辰 | 午-巳 | 羊-午 | 申-羊 | 酉-申 | 戌-酉 | 亥-戌 |
|-----------|-------|------|------|-------|-------|------|------|--------|-------|-------|-------|------|
| 1899-1910 | * | * | * | * | -18.7 | 1.7 | 27.2 | 3.8 | -31.1 | -9.1 | -4.1 | 5.5 |
| 1911-1922 | -10.8 | 14.3 | 1.9 | -40.6 | 21.8 | 14.4 | * | * | * | 9.5 | -12.4 | 1.5 |
| 1923-1934 | 0.5 | -1.5 | 43.8 | -76.6 | 32.8 | -0.2 | 43.5 | -45.0 | 3.4 | -18.5 | -23.0 | 36.1 |
| 1935-1946 | -2.7 | 2.0 | 27.2 | -54.6 | 29.0 | -5.7 | 24.5 | -3.2 | * | * | * | * |
| 1947-1958 | 8.7 | -9.7 | 60.0 | -86.8 | 50.0 | -9.2 | 38.6 | -39.7 | 4.0 | -13.1 | -1.4 | 8.2 |
| 1959-1970 | 5.9 | 3.6 | 27.7 | -35.9 | 28.9 | -7.0 | 51.7 | -118.1 | 79.5 | 4.9 | -2.1 | -7.2 |
| 1971-1982 | 1.1 | -2.1 | 8.9 | -13.8 | 7.3 | -7.0 | 3.9 | -9.7 | 8.9 | -4.6 | 0.3 | 9.0 |
| 1983-1986 | -14.5 | 4.2 | 8.2 | | | | | | | | | |

資料：表1と同じ

注1) 月別出生性比は、女兒1,000に対する男児数で計算した。*はデータ入手不能を示す。

4-2 “Gender Schema”による解釈

さて、では、なぜ辰や亥にも大きな出生性比が観察されるのであろうか。

親が子の誕生に際し、まず気にかけることは、子供の性別である。また、誕生後には、その性別にふさわしい名前を決めることに気を使う。そして、多くの親は、現在でも「男子は男らしく、女子は女らしく」育てたいと願っている。また、日本人は、国際的にも「男の子らしさや女の子らしさ」を大切にしたい傾向が強いことも示唆されている³⁾。

また、Bem (1985) は、人間がいろいろな対象に接するとき、対象が持つ様々な性質を無視して、単純に「女性的なもの」とか「男性的なもの」に分類してしまう認知の枠組みに注意を向けて、それを“Gender Schema”と名付けた⁴⁾。十二支の動物は、比較的広く知られる動物であり、具体像も浮かびやすいため、“Gender Schema”を抱きやすいと考えられる。実際、日本の昔の絵巻きでも、また、最近の一般の占いの本においても、十二支は一貫する性別のイメージで描かれていると思われる⁵⁾。

したがって、かなり一貫する性比の十二支変動を“Gender Schema”によって、すなわち、親が、誕生した子供の性別に合った十二支の年を選んで出生届けを調節するという現象によって、説明することが可能であると思われる。

そこで、まず十二支の“Gender Schema”の程度を把握するために、十二支の性別イメージを尋ねてみた(表4)⁶⁾。

すると、戌と子を除くと非常にはっきりした性別イメージがあることがわかった。そして、従来性比が高くなると言われている寅、また辰や亥も男性イメージとなった。また、逆に、相対的に低かった卯、巳、戌のうち、戌はあいまいであるが、卯、巳は女性イメージとなった。

3) 以下の文献を参照のこと。総理府青少年対策本部、『国際比較 日本の子供と母親』、昭和56年、総理府青少年対策本部、『国際比較 日本の子供と父親』、昭和62年。

4) Bem S. L., “Androgyny and Gender Schema Theory”, Vol.32, Nebraska Symposium on Motivation, 1985.

5) 梅津二郎、岡見正雄編、『新修日本絵巻全集18 男衾三郎絵巻他』、角川書店、1979年の中の「十二類合戦絵巻」(1450年頃)においては、辰が雄雄しく他の十二支をおさえ、また、虎は大きな態度をしており子や卯は、弱々しく描かれている。また、黄小娥『十二支 生まれ年がきめる男女の相性と金の運』、光文社、昭和42年では、羊年の女性は「小ぶとりで色白である」とか、卯の女性は「鋭い色彩感覚に恵まれており、ムード派です。そして、ホステス役、世話役として重宝がられる」というような表現が多々見られる。

6) 男子大学生18人に尋ねた。方法は、隣接する干支12組を並べて、どちらの動物が「女性的」であるかを尋ねる質問の形をとった。

表4 12支の男女イメージ

| 十二支 | 子 | | 丑 | | 寅 | | 卯 | | 辰 | | 巳 | | 午 | | 羊 | | 申 | | 酉 | | 戌 | | 亥 | |
|--------|----|---|----|----|---|---|----|----|---|---|----|----|---|---|----|----|---|---|----|----|---|----|---|---|
| イメージ | 14 | 8 | 10 | 15 | 3 | 1 | 17 | 17 | 1 | 2 | 16 | 11 | 7 | 1 | 17 | 16 | 4 | 1 | 17 | 15 | 3 | 13 | 5 | 4 |
| 年間 | 6 | 4 | 4 | 7 | 1 | 1 | 7 | 6 | 1 | 0 | 7 | 6 | 1 | 3 | 4 | 4 | 2 | 3 | 3 | 0 | 6 | 5 | 1 | 2 |
| イメージ性別 | ? | | F | | M | | F | | M | | F | | M | | F | | M | | F | | ? | | M | |

注1) 「イメージ」については、たとえば、寅：卯=1：17は、寅と卯を比較すると寅の方が女性的と答えた者が1名、卯の方が女性的と答えた者は17名いたことを示す。

注2) 「イメージ性別」は、イメージの一対比較の結果から、男性的であればM、女性的であればF、どちらかはつきりしない場合は?と示した。

注3) 「年間」については、たとえば、寅：卯=1：7は、年次別出生性比が、寅<卯の年が1件、寅>卯の年が7件あることを示す。

しかも、丑から酉までは、男女イメージが交互に現れる。もしも、一方の性別イメージが連続する場合には、届け出により、子供の性別に合った十二支を選択することはないと考えられるが、十二支の男女イメージが、以上のように交互に繰り返されることが多いため、親が、年の境目に誕生した子供の出生年を“Gender Schema”により調節することは可能であると考えられる。

そして、十二支のうち、性別イメージのあいまいな2つの隣接年次においては、実際の性比も、一貫した差を示さなかった。さらに、イメージと正反対の方向を示すのは、酉と戌にかけてのみであり、残りの9つの隣接する干支においては、性比の差は、イメージ通りの方向であった。

したがって、“Gender Schema”による説明は不当なものではないことが示唆された。

5. 最後に

ところで、以上の観察は、1899年から1986年にいたる間のものであるが、最近では、“Gender Schema”に合わせたと考えられる出生の届け出の調整は行われなくなったのであろうか。表1と表3において1971年以降の変化を見ると、差の大きさは小さくなっているものの、その方向は消滅する傾向には見えず、“Gender Schema”に沿っていると解釈することができる。

干支にまつわる古い言い伝えは、徐々に忘れられたり、合理的な考えにより駆逐される傾向があるかも知れないが、干支の男女イメージは抜き去りがたく残存しており、それが出生届けに微妙な影響を与えているのかも知れない。

さらに、月日別の出生性比データ、特に1月や12月のデータが入手可能になれば、干支の影響による親の出生届け出の調節に関して、より詳しく検討することが可能である。

書 評 ・ 紹 介

James A. Sweet and Larry L. Bumpass,
American Families and Households

Russell Sage Foundation, New York, 1987, xxxii + 416pp.

本書は「1980年アメリカ合衆国の人口」と題されたセンサス・モノグラフ・シリーズのうちの1冊で永年、家族の人口学的研究に従事してきたウィスコンシン大学人口学・生態学センターの二人の研究者によって著わされたものである。類書としては1950年センサスに基づいて P. C. Glick によって書かれた古典的名著 *American Families* があるが、本書は最近の家族人口学の発展を踏まえて書かれた好書でいずれ古典になるかと思われる。また、著者たちが意識しているかどうかかわからないが、本書はアメリカの人口データと人口学的方法に関する入門書としても優れている。随所でデータと人口学的指標について注意が喚起されており、読んでいるうちに自然に人口学的な知識ないし考え方が身に付くようになっている。第2章と第5章ではセンサス、人口動態統計、CPS (Current Population Survey) 結婚歴調査の結果が比較され、その差異の要因が分析されているし、第5章付録として結婚歴調査の調査票が掲載されているのも有用である。

本書の目的は家族と世帯に興味をもつ広範な研究者層に詳細な情報を簡便な形で提供するということである。本書の構成はその目的に従って「第1章 序論」のあとに「第2章 結婚」、「第3章 未婚者」、「第4章 夫婦」、「第5章 結婚崩壊の出現率」、「第6章 離死別者」、「第7章 子供」、「第8章 高齢者」、「第9章 世帯」、「第10章 その他(夫婦以外の)世帯一増加と特徴一」が続き、「第11章 将来にとっての意味」において若干の理論的、政策的考察が行われている。本書(第11章)の結論として著者たちは、現在の状況は過去から将来に続く長期的トレンドの一側面であるので新たな均衡状態などと考えるはならないとし、家族には適応力があり、家族関係はアメリカ人の生活の中で重要な役割を演じ続けるが、相対的な重要性は低下し続けるであろうと述べている。

第2章から第10章までの各章では個別のテーマについて1980年頃のアメリカにおける家族と世帯の現状が明らかにされるとともに、長期的な変化と部分人口間の差異が示されている。また、世帯については第9章と第10章でまとめて分析されているほか、第8章までの各章で居住形態(および世帯主との関係)が論じられており、書名通り世帯を重視した構成となっている。結婚とその崩壊については法律的なもののほか実態的なもの、すなわち同棲・別居についても分析を行っており、居住形態の視点から重要な情報が提供されている。さらに、1910年と1940年以降の10年毎のセンサス(サンプル)テープを再集計することによって比較可能な形で時系列データが示されているのも有用である。差異については人種・民族、教育水準、性別、年齢によるものが示されているが、人種・民族の区分が細かいことと、男子についての分析がなされていることが注目される。

しかし、本書にはセンサス・モノグラフ・シリーズの1冊として書かれていることから来る制約もある。第一に、扱われているのが主として1980年(センサス時)頃の状況とそれ以前の動向だということがある。第二に、P S I D (Panel Study of Income Dynamics) や N L S (National Longitudinal Survey of Labor Force Behavior) のようなパネル調査のデータが使われておらず、一部の章でセンサス局による C P S 結婚歴調査に基づく回顧的データが使われているに過ぎないことが挙げられる。これも著者たちの責任でないにしても、家族人口学においてパネル・データの利用頻度が高まっている現状からみて大きな制約であると言えよう。しかし、センサス局も数年前から S I P P (Survey of Income and Program Participation) というパネル調査を実施しており、次に類書が出版されるまでには十分なデータが蓄積され、家族と世帯の動態的な分析が可能になるものと期待される。

(小島 宏)

Bruce H. Weber, David J. Dephew, and James D. Smith (eds.)
Entropy, Information, and Evolution

A Bradford Book, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 1988, 376pp.

人口学者にとって死亡解析といえは、さまざまな条件で発生した死亡という現象の算術的な分析が主な仕事である。従って、例えば寿命はあと5年の間にどれだけ延びるのかとか、人間は何歳まで生き得るのだろうかといった問題に対しては、これまでの実績値に特定の曲線を当てはめて推定するという方法がよく用いられている。ここでは、死亡はまさに「発生」した事実なのであって、何かが消失したという視点はあまりとられない。

一方、生物学者は死亡という現象をどう捉えるであろうか。これは、生という状態の「消失」に他ならないのである。おそらく世間一般の人にとっても最も素朴な捉え方であろう。こう考えると、人口学者の死亡というものに対する視点は世間一般の常識とは全く逆なのではないだろうか、という単純な疑問がでてきてしまう。

本書は、1985年にカリフォルニア州立大学において開催された 'Entropy, Information, and Evolution' と題する会議において提出された論文を基に編集したもので、著者らの専門は、動物学、解剖学、哲学、海洋学、物理学、化学、光科学、天文学、生化学、統計力学となっており、とても何か一つのテーマの下に集まったとは信じられないような構成である。しかしながら、大きく4部に分けられた16本の論文は、「進化」というテーマのもとにエントロピーのさまざまな形態を提示し、生命、生態系への関わりを論じている。このエントロピーという語のもつ多様性は、例えばエネルギーという語は、物理学的観点から、重力(位置)、電気、化学的、熱等を指すことがあり、また、人の生活という観点からは、食糧、石油、ガス、経済力等々いろいろなものを指すことがあるのと似ている。

本書は、人口学者にはあまりなじみのなかった生命に対する一つの視点を与えるものである。例えば生物学の分野においては、何故に生物は進化するのかという問題に対してエントロピーあるいはその逆の負のエントロピーである情報(量)という概念を用いたアプローチがなされている。生命の本質とは、進化の過程によって遺伝子に蓄積された情報なのだという考え方がここにあるのである。従って、進化とは、世代が移行して行く過程において情報が蓄えられる、あるいは洗練されていく過程であり、またこう考えれば、一生命体の死とは、生命活動を維持してゆくために生物として必要な情報量が足りなくなった結果起きる現象と理解されよう。現代の日本を含めた先進諸国においては、癌や循環器障害、糖尿病などの摩耗性疾患と呼ばれる病気が大きな問題となっているが、この「摩耗」とは、まさに情報量がすり減っていくことを指していると考えられるのである。

これらを読んで評者が特に感じたのは、エントロピーにはエネルギーの場合よりもさらに多様な形態があるようだという事、これらを用いて生命というものを眺めると、概念論としては何かおおいに納得・共鳴でき、生物に対する理解を深めるうえで非常に有力なヒントを与えてくれること、一方、数値データを十分に提示しての証明はまだまだ少ないようで、これがエントロピーという新しい武器の弱点と思われることである。

もっとも、人口学の分野においてもエントロピーの概念が導入され始めている。例えば、Keyfitz (1977), Demetrius (1979), Goldman (1986) などによる生命表への応用があげられよう。しかしながら、これらはいまのところ、サバイバルカーブに特有の数理的なエントロピーを導き出すにとどまっている。

生命とは何なのだろうか、これに対する理解なくしては死亡現象の解析は算術的な解析方法のもたらす限界を打破できないような気がする。

(大場 保)

統 計

都道府県別標準化人口動態率：1985～87年

わが国の都道府県別標準化人口動態率については1925年、30年および1950年以降5年毎の国勢調査実施年について算定した人口問題研究所研究資料として発表してきている¹⁾。

今回より国勢調査実施年以外の年についても、最新年次分の標準化人口動態率を算出しその結果を紹介する。

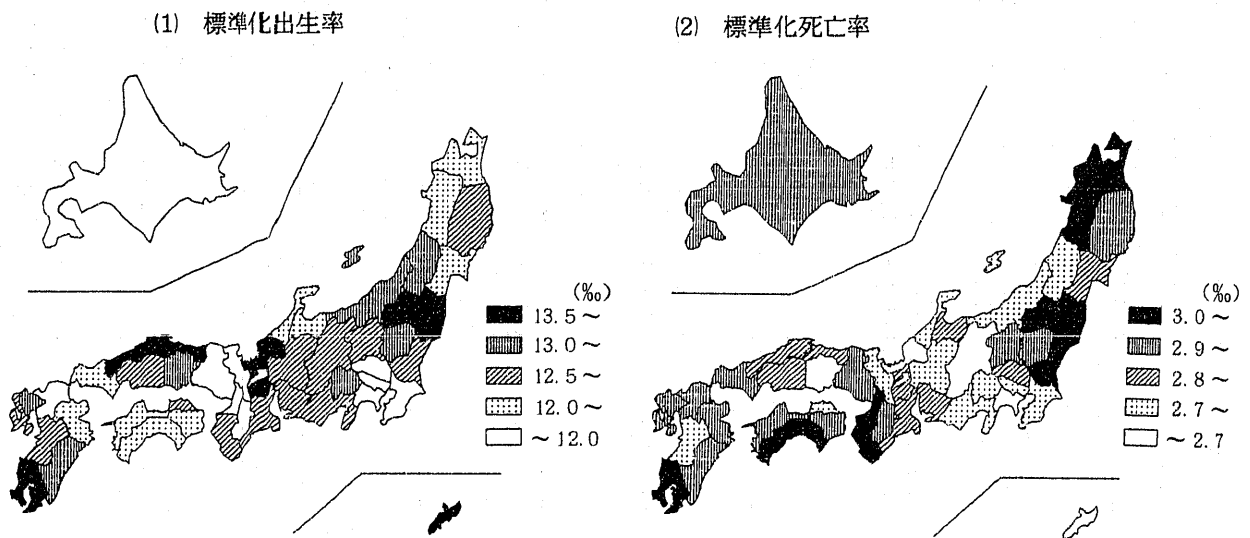
標準化人口動態率計算の方法は、Newsholme-Stevensonの任意標準人口標準化法の直接法²⁾によるもので、標準人口は1930年（昭和5年）の全国人口（沖縄県を含む）を採用している。

なお、基礎となる年齢別動態率（出生率および死亡率）は5歳階級別に行い³⁾、最終の年齢階級（open end）は80歳以上一括とした。また、率算出の分母人口は、総人口（日本に在住する外国人を含む）を用いている⁴⁾。

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

（石川 晃）

図 都道府県別標準化人口動態率：1987年



1) 最新年次分は、山本道子、『都道府県（11大都市再掲）別標準化人口動態率：昭和60年』（研究資料第245号），1987年2月。
2) 各都道府県の性・年齢別人口構成が標準人口と同じと仮定し、各都道府県の性・年齢別出生率、死亡率を適用した場合に得られる出生数、死亡数を標準人口で割ったものである。ただし、出生率は女子についてのみ計算する。これにより、人口構成の影響を除いた出生率、死亡率、および人口増加率の水準を示そうとするものである。

3) 女子の年齢別出生率について、1987年分は本紙「都道府県別、女子の年齢（5歳階級）別特殊出生率および合計特殊出生率：1987年」を参照。

4) 既報の研究資料による1980年以降は、分母人口に日本人人口を用いている（それ以前は総人口を用いている）ため、今回の1985年分の数値とは異なっている。

都道府県別標準化人口動態率：1985～87年

(‰)

| 都道府県 | 1985年 | | | 1986年 | | | 1987年 | | |
|---------|-------|------|-------|-------|------|-------|-------|------|-------|
| | 出生率 | 死亡率 | 自然増加率 | 出生率 | 死亡率 | 自然増加率 | 出生率 | 死亡率 | 自然増加率 |
| 全 国 | 12.42 | 3.09 | 9.33 | 12.15 | 2.98 | 9.17 | 11.84 | 2.86 | 8.98 |
| 1 北海道 | 11.61 | 3.26 | 8.35 | 11.41 | 3.06 | 8.35 | 11.01 | 2.93 | 8.07 |
| 2 青森 | 13.13 | 3.54 | 9.59 | 12.91 | 3.30 | 9.61 | 12.41 | 3.21 | 9.19 |
| 3 岩手 | 13.59 | 3.14 | 10.45 | 13.42 | 3.13 | 10.29 | 12.83 | 2.98 | 9.85 |
| 4 宮城 | 12.96 | 3.03 | 9.93 | 12.66 | 2.94 | 9.72 | 12.27 | 2.83 | 9.44 |
| 5 秋田 | 12.32 | 3.24 | 9.08 | 12.32 | 3.17 | 9.15 | 12.13 | 3.10 | 9.03 |
| 6 山形 | 13.54 | 3.06 | 10.48 | 13.82 | 2.92 | 10.90 | 13.19 | 2.78 | 10.41 |
| 7 福島 | 14.35 | 3.23 | 11.12 | 14.28 | 3.14 | 11.14 | 13.56 | 3.05 | 10.51 |
| 8 茨城 | 13.41 | 3.26 | 10.16 | 13.29 | 3.17 | 10.12 | 12.96 | 3.05 | 9.91 |
| 9 栃木 | 13.74 | 3.29 | 10.45 | 13.29 | 3.20 | 10.09 | 13.39 | 2.98 | 10.40 |
| 10 群馬 | 13.25 | 3.11 | 10.14 | 12.69 | 2.95 | 9.74 | 12.77 | 2.91 | 9.86 |
| 11 埼玉 | 12.24 | 3.04 | 9.20 | 11.75 | 2.89 | 8.86 | 11.60 | 2.87 | 8.73 |
| 12 千葉 | 12.43 | 2.96 | 9.47 | 11.93 | 2.91 | 9.02 | 11.74 | 2.75 | 8.99 |
| 13 東京都 | 9.84 | 2.93 | 6.91 | 9.50 | 2.83 | 6.67 | 9.35 | 2.75 | 6.59 |
| 14 神奈川県 | 11.83 | 2.92 | 8.91 | 11.48 | 2.79 | 8.69 | 11.36 | 2.69 | 8.67 |
| 15 新潟 | 13.54 | 3.10 | 10.45 | 13.47 | 2.94 | 10.54 | 13.05 | 2.75 | 10.29 |
| 16 富山 | 13.14 | 3.16 | 9.98 | 13.06 | 2.91 | 10.15 | 12.39 | 2.81 | 9.58 |
| 17 石川 | 13.03 | 2.97 | 10.05 | 13.04 | 2.90 | 10.14 | 12.49 | 2.79 | 9.71 |
| 18 福井 | 14.03 | 3.04 | 10.99 | 13.90 | 2.78 | 11.12 | 13.98 | 2.68 | 11.29 |
| 19 山梨 | 13.08 | 3.18 | 9.90 | 12.01 | 2.93 | 9.09 | 13.01 | 2.79 | 10.22 |
| 20 長野 | 13.02 | 2.90 | 10.13 | 13.17 | 2.77 | 10.40 | 12.59 | 2.61 | 9.98 |
| 21 岐阜 | 13.11 | 3.08 | 10.03 | 12.47 | 2.88 | 9.59 | 12.56 | 2.79 | 9.77 |
| 22 静岡県 | 13.30 | 2.95 | 10.35 | 12.84 | 2.80 | 10.04 | 12.95 | 2.72 | 10.22 |
| 23 愛知県 | 13.06 | 3.01 | 10.05 | 12.59 | 2.92 | 9.67 | 12.58 | 2.84 | 9.74 |
| 24 三重 | 13.10 | 3.12 | 9.98 | 13.10 | 2.91 | 10.18 | 12.67 | 2.86 | 9.80 |
| 25 滋賀 | 14.12 | 2.96 | 11.16 | 13.92 | 2.95 | 10.97 | 13.63 | 2.83 | 10.79 |
| 26 京都 | 11.65 | 2.99 | 8.67 | 11.70 | 2.88 | 8.82 | 11.02 | 2.77 | 8.25 |
| 27 大阪 | 11.81 | 3.32 | 8.49 | 11.60 | 3.20 | 8.41 | 11.23 | 3.10 | 8.13 |
| 28 兵庫県 | 12.35 | 3.18 | 9.17 | 12.16 | 3.09 | 9.07 | 11.67 | 2.92 | 8.75 |
| 29 奈良 | 12.06 | 3.17 | 8.90 | 12.18 | 3.02 | 9.16 | 11.30 | 2.91 | 8.39 |
| 30 和歌山 | 13.05 | 3.33 | 9.72 | 13.10 | 3.25 | 9.86 | 12.51 | 3.22 | 9.29 |
| 31 鳥取 | 14.00 | 3.09 | 10.91 | 14.09 | 3.08 | 11.00 | 13.62 | 2.85 | 10.77 |
| 32 島根 | 14.53 | 2.89 | 11.64 | 14.46 | 2.93 | 11.54 | 14.42 | 2.81 | 11.60 |
| 33 岡山 | 13.72 | 2.94 | 10.77 | 13.52 | 2.92 | 10.60 | 13.11 | 2.69 | 10.42 |
| 34 広島 | 13.21 | 3.06 | 10.15 | 13.23 | 2.96 | 10.26 | 12.60 | 2.80 | 9.80 |
| 35 山口 | 13.10 | 3.13 | 9.97 | 13.02 | 3.04 | 9.98 | 12.35 | 2.93 | 9.43 |
| 36 徳島 | 13.16 | 3.23 | 9.94 | 13.08 | 3.16 | 9.93 | 12.24 | 2.99 | 9.25 |
| 37 香川県 | 13.21 | 2.87 | 10.34 | 13.24 | 2.92 | 10.32 | 12.72 | 2.71 | 10.02 |
| 38 愛媛 | 12.89 | 3.11 | 9.78 | 12.92 | 3.01 | 9.91 | 12.45 | 2.91 | 9.54 |
| 39 高知県 | 13.08 | 3.30 | 9.78 | 12.97 | 3.14 | 9.83 | 12.26 | 3.04 | 9.22 |
| 40 福岡 | 12.48 | 3.22 | 9.26 | 12.22 | 3.10 | 9.13 | 11.57 | 2.99 | 8.58 |
| 41 佐賀 | 14.06 | 3.14 | 10.92 | 13.73 | 3.08 | 10.65 | 13.15 | 2.94 | 10.21 |
| 42 長崎 | 13.39 | 3.27 | 10.12 | 13.37 | 3.09 | 10.28 | 12.86 | 2.92 | 9.93 |
| 43 熊本 | 13.38 | 3.00 | 10.37 | 13.24 | 2.92 | 10.32 | 12.65 | 2.76 | 9.89 |
| 44 大宮 | 12.89 | 3.13 | 9.75 | 12.87 | 3.07 | 9.80 | 12.41 | 2.96 | 9.45 |
| 45 宮崎 | 13.74 | 3.19 | 10.55 | 13.79 | 3.11 | 10.69 | 13.24 | 2.96 | 10.28 |
| 46 鹿児島 | 13.80 | 3.34 | 10.45 | 12.54 | 3.19 | 9.36 | 13.62 | 3.04 | 10.58 |
| 47 沖縄 | 16.43 | 2.61 | 13.82 | 16.18 | 2.72 | 13.47 | 15.25 | 2.58 | 12.67 |

都道府県別女子の年齢（5歳階級）別特殊出生率 および合計特殊出生率：1987年

わが国の都道府県別出生力に関する指標、すなわち女子の年齢別特殊出生率および合計特殊出生率の算定は、国勢調査年次および1970年以降各年に発表してきている¹⁾。今回、これら指標の1987年分についての算定が成ったので、ここにその結果を紹介する。

使用した資料は次のとおりである。

出生数：厚生省大臣官房統計情報部、『昭和62年²⁾人口動態統計 中巻』、1988年12月刊。

人口：総務庁統計局、『昭和62年10月1日現在推計人口』（人口推計資料No.60）、1988年6月刊。

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

さらに、分母人口には総人口（日本に在住する外国人を含む）を用いているため既報の1987年人口再生産率とは、数値が異なる。ちなみに分母に日本人人口（年齢各歳）を用いた場合の全国の合計特殊出生率は1.69であり、5歳階級によるそれは1.67であった。

（石川 晃）

表1 都道府県別、合計特殊出生率および順位（高い順）：1985～87年

| 都道府県 | 1985年 | | 1986年 | | 1987年 | | 都道府県 | 1985年 | | 1986年 | | 1987年 | |
|--------|---------|----|---------|----|---------|----|----------|---------|----|---------|----|---------|----|
| | 合計特殊出生率 | 順位 | 合計特殊出生率 | 順位 | 合計特殊出生率 | 順位 | | 合計特殊出生率 | 順位 | 合計特殊出生率 | 順位 | 合計特殊出生率 | 順位 |
| 全 国 | 1.73 | — | 1.69 | — | 1.66 | — | | | | | | | |
| 1 北海道 | 1.61 | 46 | 1.59 | 46 | 1.54 | 46 | 26 京 都 | 1.64 | 45 | 1.65 | 43 | 1.56 | 45 |
| 2 青森 | 1.80 | 29 | 1.77 | 30 | 1.71 | 31 | 27 大 阪 | 1.65 | 44 | 1.62 | 45 | 1.57 | 44 |
| 3 岩手 | 1.87 | 13 | 1.85 | 14 | 1.78 | 20 | 28 兵 庫 | 1.72 | 39 | 1.69 | 38 | 1.63 | 40 |
| 4 宮城 | 1.79 | 30 | 1.76 | 32 | 1.71 | 29 | 29 奈 良 | 1.68 | 42 | 1.70 | 37 | 1.58 | 43 |
| 5 秋田 | 1.69 | 41 | 1.69 | 40 | 1.68 | 37 | 30 和 歌 山 | 1.78 | 33 | 1.79 | 21 | 1.71 | 30 |
| 6 山形 | 1.86 | 15 | 1.90 | 7 | 1.83 | 11 | 31 鳥 取 | 1.93 | 6 | 1.94 | 4 | 1.89 | 6 |
| 7 福島 | 1.97 | 3 | 1.97 | 3 | 1.88 | 7 | 32 島 根 | 2.00 | 2 | 2.00 | 2 | 1.99 | 2 |
| 8 茨城 | 1.85 | 16 | 1.84 | 15 | 1.80 | 17 | 33 岡 山 | 1.88 | 11 | 1.86 | 13 | 1.80 | 15 |
| 9 栃木 | 1.89 | 9 | 1.84 | 16 | 1.86 | 8 | 34 広 島 | 1.82 | 22 | 1.82 | 18 | 1.75 | 24 |
| 10 群馬 | 1.84 | 18 | 1.76 | 31 | 1.78 | 19 | 35 山 口 | 1.80 | 25 | 1.79 | 20 | 1.71 | 32 |
| 11 埼玉 | 1.71 | 40 | 1.65 | 42 | 1.64 | 39 | 36 徳 島 | 1.80 | 27 | 1.79 | 24 | 1.68 | 36 |
| 12 千葉 | 1.74 | 38 | 1.67 | 41 | 1.65 | 38 | 37 香 川 | 1.80 | 23 | 1.81 | 19 | 1.75 | 22 |
| 13 東京 | 1.41 | 47 | 1.37 | 47 | 1.35 | 47 | 38 愛 媛 | 1.77 | 36 | 1.78 | 29 | 1.72 | 28 |
| 14 神奈川 | 1.67 | 43 | 1.62 | 44 | 1.61 | 42 | 39 高 知 | 1.80 | 26 | 1.79 | 23 | 1.70 | 35 |
| 15 新潟 | 1.87 | 12 | 1.87 | 10 | 1.82 | 13 | 40 福 岡 | 1.74 | 37 | 1.71 | 36 | 1.62 | 41 |
| 16 富山 | 1.79 | 31 | 1.78 | 26 | 1.70 | 34 | 41 佐 賀 | 1.95 | 4 | 1.91 | 6 | 1.83 | 12 |
| 17 石川 | 1.78 | 34 | 1.79 | 25 | 1.71 | 33 | 42 長 崎 | 1.87 | 14 | 1.87 | 11 | 1.81 | 14 |
| 18 福井 | 1.92 | 8 | 1.90 | 8 | 1.92 | 3 | 43 熊 本 | 1.84 | 17 | 1.83 | 17 | 1.76 | 21 |
| 19 山梨 | 1.84 | 19 | 1.69 | 39 | 1.84 | 9 | 44 大 分 | 1.77 | 35 | 1.78 | 28 | 1.72 | 27 |
| 20 長野 | 1.84 | 21 | 1.86 | 12 | 1.79 | 18 | 45 宮 崎 | 1.89 | 10 | 1.90 | 9 | 1.83 | 10 |
| 21 岐阜 | 1.80 | 24 | 1.72 | 35 | 1.74 | 25 | 46 鹿 児 島 | 1.92 | 7 | 1.75 | 33 | 1.91 | 4 |
| 22 静岡 | 1.84 | 20 | 1.78 | 27 | 1.80 | 16 | 47 沖 縄 | 2.30 | 1 | 2.27 | 1 | 2.15 | 1 |
| 23 愛知 | 1.80 | 28 | 1.74 | 34 | 1.75 | 23 | | | | | | | |
| 24 三重 | 1.79 | 32 | 1.79 | 22 | 1.74 | 26 | | | | | | | |
| 25 滋賀 | 1.95 | 5 | 1.93 | 5 | 1.90 | 5 | | | | | | | |

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

石川晃、「都道府県別女子の年齢（5歳階級）別特殊出生率および合計特殊出生率：昭和61年」、『人口問題研究』、第186号、1988年4月。

2) 渡邊吉利・坂東里江子、「全国人口の再生産に関する主要指標：1987年」、『人口問題研究』、第189号、1989年1月。

表2 都道府県別、女子の年齢（5歳階級）別特殊出生率および合計特殊出生率：1987年

| 都道府県 | 女子の年齢別特殊出生率（‰） | | | | | | | | 合計特殊出生率 |
|---------|----------------|-------|-------|--------|--------|-------|-------|-------|---------|
| | 総数 | 15-19 | 20-24 | 25-29 | 30-34 | 35-39 | 40-44 | 45-49 | |
| 全国 | 43.37 | 3.73 | 54.77 | 164.20 | 89.31 | 17.66 | 1.92 | 0.05 | 1.66 |
| 1 北海道 | 41.00 | 4.34 | 55.65 | 146.07 | 81.90 | 17.45 | 1.94 | 0.06 | 1.54 |
| 2 青森 | 45.83 | 4.80 | 77.07 | 161.39 | 80.70 | 15.87 | 1.68 | 0.08 | 1.71 |
| 3 岩手 | 46.75 | 4.00 | 76.58 | 167.05 | 88.14 | 17.17 | 2.19 | - | 1.78 |
| 4 宮城 | 47.86 | 3.97 | 59.95 | 168.77 | 90.14 | 17.84 | 1.89 | 0.06 | 1.71 |
| 5 秋田 | 44.44 | 2.46 | 67.14 | 173.20 | 77.89 | 12.96 | 1.41 | 0.05 | 1.68 |
| 6 山形 | 50.09 | 2.13 | 66.65 | 188.79 | 93.62 | 13.94 | 1.58 | - | 1.83 |
| 7 福島 | 52.51 | 3.86 | 77.68 | 180.99 | 93.95 | 17.41 | 1.77 | 0.02 | 1.88 |
| 8 茨城 | 46.58 | 5.00 | 66.38 | 177.93 | 92.30 | 16.71 | 1.66 | 0.04 | 1.80 |
| 9 栃木 | 49.23 | 4.39 | 70.16 | 184.72 | 94.19 | 16.27 | 1.80 | - | 1.86 |
| 10 群馬 | 45.42 | 3.88 | 62.08 | 174.05 | 97.50 | 17.47 | 1.89 | 0.03 | 1.78 |
| 11 埼玉 | 39.11 | 3.63 | 47.16 | 159.49 | 96.35 | 18.82 | 2.02 | 0.07 | 1.64 |
| 12 千葉 | 40.52 | 3.84 | 50.15 | 162.47 | 93.34 | 18.43 | 1.97 | 0.06 | 1.65 |
| 13 東京 | 36.87 | 2.64 | 30.46 | 118.67 | 91.64 | 23.41 | 2.67 | 0.08 | 1.35 |
| 14 神奈川 | 40.73 | 3.12 | 42.84 | 154.92 | 98.42 | 21.40 | 2.12 | 0.06 | 1.61 |
| 15 新潟 | 47.34 | 2.47 | 63.54 | 185.71 | 94.74 | 15.89 | 1.40 | 0.07 | 1.82 |
| 16 富山 | 40.74 | 2.10 | 72.70 | 183.35 | 70.17 | 10.29 | 1.07 | 0.03 | 1.70 |
| 17 石川 | 43.37 | 2.82 | 75.32 | 185.40 | 66.87 | 9.72 | 1.18 | - | 1.71 |
| 18 福井 | 50.18 | 2.80 | 79.48 | 207.36 | 81.92 | 10.60 | 1.33 | 0.04 | 1.92 |
| 19 山梨 | 48.56 | 2.23 | 50.33 | 186.24 | 107.11 | 19.85 | 2.14 | 0.04 | 1.84 |
| 20 長野 | 46.47 | 1.84 | 45.40 | 180.03 | 109.38 | 18.71 | 1.74 | 0.04 | 1.79 |
| 21 岐阜 | 43.35 | 2.42 | 59.79 | 194.65 | 78.23 | 11.37 | 1.09 | 0.07 | 1.74 |
| 22 静岡 | 46.55 | 3.51 | 64.08 | 182.05 | 93.29 | 15.96 | 1.54 | 0.04 | 1.80 |
| 23 愛知 | 44.86 | 3.74 | 60.03 | 186.29 | 83.68 | 13.86 | 1.61 | 0.05 | 1.75 |
| 24 三重 | 44.12 | 3.48 | 73.45 | 185.92 | 71.86 | 11.14 | 1.23 | 0.02 | 1.74 |
| 25 滋賀 | 49.48 | 3.00 | 63.45 | 204.49 | 90.83 | 15.72 | 1.57 | 0.03 | 1.90 |
| 26 京都 | 39.71 | 3.15 | 42.24 | 157.54 | 88.23 | 18.28 | 1.86 | - | 1.56 |
| 27 大阪 | 39.78 | 4.69 | 51.00 | 154.16 | 84.99 | 17.51 | 2.03 | 0.06 | 1.57 |
| 28 兵庫 | 41.89 | 3.88 | 53.00 | 166.28 | 85.34 | 16.11 | 1.58 | 0.04 | 1.63 |
| 29 奈良 | 39.18 | 3.49 | 45.14 | 168.30 | 82.77 | 15.48 | 1.45 | 0.04 | 1.58 |
| 30 和歌山 | 43.36 | 5.60 | 77.46 | 169.95 | 74.86 | 13.13 | 1.49 | 0.08 | 1.71 |
| 31 鳥取 | 50.28 | 3.90 | 72.33 | 192.50 | 90.62 | 16.08 | 1.95 | 0.05 | 1.89 |
| 32 島根 | 50.73 | 3.44 | 81.71 | 199.24 | 95.67 | 16.61 | 2.08 | 0.04 | 1.99 |
| 33 岡山 | 45.84 | 4.34 | 73.84 | 187.65 | 80.08 | 13.40 | 1.39 | 0.03 | 1.80 |
| 34 広島 | 44.55 | 3.96 | 64.47 | 180.24 | 84.47 | 14.40 | 1.66 | 0.03 | 1.75 |
| 35 山口 | 42.09 | 4.03 | 68.29 | 172.24 | 80.30 | 15.07 | 1.41 | 0.04 | 1.71 |
| 36 徳島 | 44.39 | 5.62 | 69.58 | 174.24 | 72.46 | 12.58 | 1.11 | - | 1.68 |
| 37 香川 | 44.57 | 3.75 | 73.57 | 184.73 | 72.91 | 12.74 | 1.56 | 0.03 | 1.75 |
| 38 愛媛 | 44.91 | 4.17 | 71.15 | 171.88 | 80.08 | 14.28 | 1.79 | 0.04 | 1.72 |
| 39 高知 | 43.78 | 5.14 | 71.38 | 160.42 | 81.81 | 18.60 | 1.66 | 0.14 | 1.70 |
| 40 福岡 | 43.86 | 4.46 | 53.30 | 155.48 | 89.74 | 19.50 | 2.23 | 0.08 | 1.62 |
| 41 佐賀 | 51.05 | 3.97 | 65.12 | 182.14 | 95.65 | 17.28 | 2.30 | 0.11 | 1.83 |
| 42 長崎 | 49.64 | 3.66 | 60.02 | 173.41 | 99.88 | 21.76 | 2.52 | 0.11 | 1.81 |
| 43 熊本 | 49.03 | 3.40 | 66.93 | 173.77 | 88.71 | 17.31 | 1.71 | 0.10 | 1.76 |
| 44 大分 | 44.95 | 3.61 | 65.79 | 173.18 | 85.21 | 14.57 | 1.70 | 0.02 | 1.72 |
| 45 宮崎 | 50.00 | 3.49 | 75.20 | 177.84 | 91.65 | 16.94 | 1.82 | 0.03 | 1.83 |
| 46 鹿児島 | 54.71 | 3.71 | 64.52 | 188.14 | 101.77 | 20.97 | 2.42 | 0.02 | 1.91 |
| 47 沖縄 | 65.57 | 10.12 | 87.56 | 161.49 | 118.12 | 46.65 | 6.80 | 0.09 | 2.15 |
| 平均 | 45.87 | 3.79 | 64.07 | 175.00 | 88.16 | 16.76 | 1.85 | 0.05 | 1.75 |
| 標準偏差 | 4.88 | 1.27 | 11.91 | 15.69 | 10.33 | 5.35 | 0.82 | 0.03 | 0.13 |
| 変化係数(%) | 10.64 | 33.65 | 18.59 | 8.97 | 11.72 | 31.91 | 44.10 | 68.36 | 7.43 |

変化係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

| | | | |
|---|--|--|--|
| ○第258号 (1989. 3. 3) | | | |
| 第41回簡速静止人口表 (生命表) (1987年4月1日～1988年3月31日)..... | 渡邊 坂東 | 吉利 里江 | 技官 技官 |
| ○第259号 (1989. 3. 15) | | | |
| 人口関係文献集 1988 | 廣嶋 白石 増田 宮澤 | 清志 紀子 恵巳 敏子 | 技官 技官 事務官 事務官 |
| ○第260号 (1989. 3. 31) | | | |
| 人口統計資料集 1988 | 廣嶋 中野 渡邊 山本 小島 大谷 坂東 | 清志 英子 吉利 道子 宏 晃 憲 江 | 技官 技官 技官 技官 技官 技官 技官 |
| 「実地調査報告資料」 | | | |
| ○昭和62年度実地調査 世帯形成の地域差に関する人口学的調査 (1989. 3. 30)..... | 清水 伊藤 池ノ上 | 浩昭 達也 正子 | 技官 技官 技官 |
| ○昭和63年度実地調査 高齢人口の移動に関する人口学的調査 (1989. 3. 31)..... | 内野 若林 渡邊 山本 坂井 稲葉 | 澄子 敬子 吉利 千鶴 博通 寿 | 技官 技官 技官 技官 技官 技官 |
| 「特別研究報告資料」 | | | |
| ○昭和61～63年度特別研究 高齢化社会における世帯形成の地域差に関する人口学的研究 第Ⅲ報告書 (1989. 3. 31)..... | 清水 伊藤 渡邊 池ノ上 | 浩昭 達也 吉利 正子 | 技官 技官 技官 技官 |
| 「調査研究報告資料」 | | | |
| ○昭和62年 第9次出産力調査報告 (結婚と出産に関する全国調査) 第Ⅱ報告書 独身青年層の結婚観と子供観 (1989. 3. 1) | 阿藤 中野 大谷 金子 三田 | 誠 英子 憲司 隆一 房美 | 技官 技官 技官 技官 技官 |
| ○人口問題についてのおもな数字 1989年1月版..... | | | 人口情報部 |

『人口問題研究』の巻号制の復活

このたび、『人口問題研究』は、1989年4月号から巻号制を復活することになった。従来本誌は発刊以来巻号制をとってきたが、刊行が不定期になったため、1955年、第10巻第1・2・3・4号を60号とし、通巻号数に変更された。通巻号数では年次と号数の対応が明白でないため、過去の号を探索する際に不便であったが、近年、本誌の年4回(4, 7, 10, 1月)刊行が定着しており、今年、研究所創立50周年を迎えるのを一つの契機として、巻号制を復活することにしたものである。人口情報部で計算される「統計」欄は各月の号に掲載される内容がほぼ決まっております、この利用にも便利になると期待される。

この機会に、過去の巻号を以下に掲げる。11～44巻は各年度各1巻として振分けたものである。創立50周年にもかかわらず、巻数が今年度45になるのは、第2次世界大戦を含む1944—1955年の12年間に7巻(第5—11巻)が刊行されたためである。

| 巻 号 | 発行年月 | 巻 号 | 発行年月 | 巻 号 | 発行年月 |
|----------------|------------------|--------------|------------------|--------------|-----------------|
| 1 1-9 | 1940.4 - 1940.12 | 17 [83- 84] | 1961.7 - 1961.12 | 33 [142-145] | 1977.4 - 1978.1 |
| 2 1-12 | 1941.1 - 1941.12 | 18 [85- 87] | 1962.7 - 1963.3 | 34 [146-149] | 1978.4 - 1979.1 |
| 3 1-12 | 1942.1 - 1942.12 | 19 [88- 90] | 1963.7 - 1964.3 | 35 [150-153] | 1979.4 - 1980.1 |
| 4 1-10・11・12 | 1943.1 - 1943.12 | 20 [91- 93] | 1964.6 - 1965.1 | 36 [154-157] | 1980.4 - 1981.1 |
| 5 1-10・11・12 | 1946.1 - 1948.4 | 21 [94- 97] | 1965.4 - 1966.1 | 37 [158-161] | 1981.4 - 1982.1 |
| 6 1-2 | 1948.7 - 1950.9 | 22 [98-101] | 1966.4 - 1967.2 | 38 [162-165] | 1982.4 - 1983.1 |
| 7 1-4 | 1951.5 - 1952.3 | 23 [102-105] | 1967.4 - 1968.1 | 39 [166-169] | 1983.4 - 1984.1 |
| 8 1-3・4 | 1952.7 - 1953.2 | 24 [106-109] | 1968.4 - 1969.1 | 40 [170-173] | 1984.4 - 1985.1 |
| 9 1・2・3・4 | 1953.11 - 1954.3 | 25 [110-113] | 1969.4 - 1970.1 | 41 [174-177] | 1985.4 - 1986.1 |
| 10 1・2・3・4[60] | 1955.3 | 26 [114-117] | 1970.4 - 1971.1 | 42 [178-181] | 1986.4 - 1987.1 |
| 11 [61- 63] | 1955.8 - 1956.3 | 27 [118-121] | 1971.4 - 1972.1 | 43 [182-185] | 1987.4 - 1988.1 |
| 12 [64- 67] | 1956.5 - 1957.2 | 28 [122-125] | 1972.4 - 1973.1 | 44 [186-189] | 1988.4 - 1989.1 |
| 13 [68- 71] | 1957.6 - 1958.3 | 29 [126-129] | 1973.4 - 1974.1 | 45 1 - 4 | 1989.4 - 1990.1 |
| 14 [72- 75] | 1958.5 - 1959.3 | 30 [130-133] | 1974.4 - 1975.1 | [190-193] | |
| 15 [76- 78] | 1959.5 - 1959.12 | 31 [134-137] | 1975.4 - 1976.1 | | |
| 16 [79- 82] | 1960.6 - 1961.3 | 32 [138-141] | 1976.4 - 1977.1 | | |

昭和63年度人口問題研究所評議員会

人口問題研究所の昭和63年度評議員会が、村松稔（元埼玉県立衛生短期大学長）、森岡清美（成城大学文芸学部教授）、岡崎陽一（日本大学法学部研究所教授）の各評議員ならびに研究所側から所長、部長、庶務課長が出席して、1989年3月16日（木）10時30分より13時まで所長室において開催された。会議の次第を示すと次のとおりである（カッコ内は説明者）。

- | | |
|---|------------------|
| (1) 平成元年度事業計画および予算案の概要について | (所長 河野 稔 果) |
| (2) 人口問題研究所創立50周年記念事業について | (" ") |
| (3) 研究調査の実施について | |
| ア. 第9次出産力調査（昭和62年度調査） | (人口政策研究部長 阿藤 誠) |
| イ. 高齢人口の移動に関する人口学的調査（昭和63年度実地調査） | (人口構造研究部長 内野 澄子) |
| ウ. 第2回全国家族・世帯調査「家族ライフコースと世帯構造に関する人口学的調査」 （平成元年度実地調査） | (人口動向研究部長 清水 浩昭) |
| (4) 特別研究について | |
| ア. 高齢化社会における世帯形成の地域差に関する人口学的研究 （昭和61年度～63年度） | (" ") |
| イ. 家族形成モデルの開発と応用に関する研究（平成元年度～3年度） | (人口政策研究部長 阿藤 誠) |
| (5) 人口問題審議会「人口と家族に関する特別委員会」について | (" ") |
| (6) 国連の新人口推計について | (人口情報部長 廣嶋 清志) |

| 巻 号 | 発行年月 | 巻 号 | 発行年月 | 巻 号 | 発行年月 |
|----------------|------------------|--------------|------------------|--------------|-----------------|
| 1 1-9 | 1940.4 - 1940.12 | 17 [83- 84] | 1961.7 - 1961.12 | 33 [142-145] | 1977.4 - 1978.1 |
| 2 1-12 | 1941.1 - 1941.12 | 18 [85- 87] | 1962.7 - 1963.3 | 34 [146-149] | 1978.4 - 1979.1 |
| 3 1-12 | 1942.1 - 1942.12 | 19 [88- 90] | 1963.7 - 1964.3 | 35 [150-153] | 1979.4 - 1980.1 |
| 4 1-10・11・12 | 1943.1 - 1943.12 | 20 [91- 93] | 1964.6 - 1965.1 | 36 [154-157] | 1980.4 - 1981.1 |
| 5 1-10・11・12 | 1946.1 - 1948.4 | 21 [94- 97] | 1965.4 - 1966.1 | 37 [158-161] | 1981.4 - 1982.1 |
| 6 1-2 | 1948.7 - 1950.9 | 22 [98-101] | 1966.4 - 1967.2 | 38 [162-165] | 1982.4 - 1983.1 |
| 7 1-4 | 1951.5 - 1952.3 | 23 [102-105] | 1967.4 - 1968.1 | 39 [166-169] | 1983.4 - 1984.1 |
| 8 1-3・4 | 1952.7 - 1953.2 | 24 [106-109] | 1968.4 - 1969.1 | 40 [170-173] | 1984.4 - 1985.1 |
| 9 1・2・3・4 | 1953.11 - 1954.3 | 25 [110-113] | 1969.4 - 1970.1 | 41 [174-177] | 1985.4 - 1986.1 |
| 10 1・2・3・4[60] | 1955.3 | 26 [114-117] | 1970.4 - 1971.1 | 42 [178-181] | 1986.4 - 1987.1 |
| 11 [61- 63] | 1955.8 - 1956.3 | 27 [118-121] | 1971.4 - 1972.1 | 43 [182-185] | 1987.4 - 1988.1 |
| 12 [64- 67] | 1956.5 - 1957.2 | 28 [122-125] | 1972.4 - 1973.1 | 44 [186-189] | 1988.4 - 1989.1 |
| 13 [68- 71] | 1957.6 - 1958.3 | 29 [126-129] | 1973.4 - 1974.1 | 45 1 - 4 | 1989.4 - 1990.1 |
| 14 [72- 75] | 1958.5 - 1959.3 | 30 [130-133] | 1974.4 - 1975.1 | [190-193] | |
| 15 [76- 78] | 1959.5 - 1959.12 | 31 [134-137] | 1975.4 - 1976.1 | | |
| 16 [79- 82] | 1960.6 - 1961.3 | 32 [138-141] | 1976.4 - 1977.1 | | |

昭和63年度人口問題研究所評議員会

人口問題研究所の昭和63年度評議員会が、村松稔（元埼玉県立衛生短期大学長）、森岡清美（成城大学文芸学部教授）、岡崎陽一（日本大学法学部研究所教授）の各評議員ならびに研究所側から所長、部長、庶務課長が出席して、1989年3月16日（木）10時30分より13時まで所長室において開催された。会議の次第を示すと次のとおりである（カッコ内は説明者）。

- | | |
|---|------------------|
| (1) 平成元年度事業計画および予算案の概要について | (所長 河野 稔 果) |
| (2) 人口問題研究所創立50周年記念事業について | (" ") |
| (3) 研究調査の実施について | |
| ア. 第9次出産力調査（昭和62年度調査） | (人口政策研究部長 阿藤 誠) |
| イ. 高齢人口の移動に関する人口学的調査（昭和63年度実地調査） | (人口構造研究部長 内野 澄子) |
| ウ. 第2回全国家族・世帯調査「家族ライフコースと世帯構造に関する人口学的調査」 （平成元年度実地調査） | (人口動向研究部長 清水 浩昭) |
| (4) 特別研究について | |
| ア. 高齢化社会における世帯形成の地域差に関する人口学的研究 （昭和61年度～63年度） | (" ") |
| イ. 家族形成モデルの開発と応用に関する研究（平成元年度～3年度） | (人口政策研究部長 阿藤 誠) |
| (5) 人口問題審議会「人口と家族に関する特別委員会」について | (" ") |
| (6) 国連の新人口推計について | (人口情報部長 廣嶋 清志) |

第25回国連人口委員会

第25回国連人口委員会は1989年2月21日から3月2日までニューヨークの国連本部において開催された。メンバー参加国は全部で26カ国であり、アジアから日本を含め5カ国、アフリカから6カ国、東欧から3カ国、西欧・北米7カ国、ラテンアメリカから5カ国という地域構成であったが、そのほかに8カ国を数えるオブザーバーの国々、国連関連部署、専門機関、関連民間団体の代表者がそれぞれ出席した。日本からは日本政府を代表して河野禎果厚生省人口問題研究所長、そして補佐として小川正二外務省国連代表部一等書記官が出席した。仮議題として次の7項目が提出され、会議の冒頭においてそのまま採択された。

1. 役員の選出
2. 議題の採択およびその他の組織的事項
3. 1974年世界人口会議の勧告を実施するための活動
 - (a) 人口動向と政策のモニタリング
 - (b) 世界人口行動計画実施に関する進捗状況のレビューと評価
 - (c) 1994年に国際会議を開催する可能性についての検討
4. 国連人口活動プログラムの実施
 - (a) プログラムの実施状況
 - (b) 1990—1991年における作業計画
 - (c) 1992—1997年の中期計画
 - (d) 定期刊行資料および刊行物の見直し
5. 1984年国際人口会議における勧告のフォローアップ
6. 次期国連人口委員会仮議題
7. 第25回国連人口委員会報告書の採択

第25回国連人口委員会の議長としてポーランドのJ. ホルツァー博士が選出された。次に副議長として日本の河野禎果人口問題研究所長、メキシコのL. M. バルデス女史、ブルンディのJ. ニユンゲッコー大使がそれぞれ選出された。また委員会のラポーター（総括書記）として西ドイツのC. ヒョーン女史が選ばれた。

以上の議題に沿って論じられた中で特に重要と思われた点を列挙してみよう。

(1) 現在の人口問題と世界人口行動計画の実施

今回1989年の世界人口行動計画の実施に関するレビューは、1984年のメキシコ人口会議後ちょうど5年目にあたっている。このレビューにおいて、世界各国の死亡率の低下と家族計画に関する関心の高まりについて1984年のメキシコ会議以後かなりの進展が見られ、また人口政策を開発政策の中に取り入れた途上国が増加した等の点が評価されたが、他方、特にインド亜大陸、アフリカ等で出生率が当初予想されたほど顕著に低下せず、途上国全体の人口増加率がいぜん高いことが懸念された。この結果、世界の中で増加率についての大きな地域格差が生じている点が指摘された。さらに、一部の途上国では、“債務問題”等による経済的窮迫が一層深刻化し、人口政策を遂行するにあたって大きな障害となっている点が指摘されている。今回の人口委員会のために、国連事務局によって特に最貧国の人口問題に焦点をあてたモニタリング・レポートが用意されたことは十分評価された。人口問題は最貧国において最も熾烈であり、最貧国の人口・開発問題の解決なくして世界の人口問題の解決はないとの強い認識が感じられた。そのほかの人口情勢の新しい進展として、一説では1,500万人にも上るといわれるエイズ感染者の増大が見られ、それが特にアフリカに集中し、単なる疫学上の問題から今や人口問題になりつつあることは憂慮すべき状態といわざるを得ない。また最近の環境問題悪化との関連で人口問題を見直す緊急性が生じていることも大きな動きである。さらに、先進国や一部の途上国において急速に進行中の人口高齢化、途上国における都市人口の爆発的増加、人口と食糧資源の地域的偏在、そして途上国においていぜん高い乳児死亡率の持続の問題等が活発な議論を呼んだ。

(2) 1994年における国際人口会議開催の問題

この点については、途上国は一致して1994年に1984年メキシコ会議と同じような政府間国際人口会議の開催を支持したが、当初先進国の中には、経費の負担軽減のため、経済社会理事会の枠内における特別委員会の開催

といった形を提案した国が二、三みられた。しかし結局、人口会議をできるだけ効率的、経済的に運営し、かつ会議を単に各国のステートメント発表のためではなく、実質的な討議を行う場とする条件で、1994年における国際人口会議開催を推し進める決議が満場一致で可決され、経済社会理事会に送られることになった。

(3) 国連人口プログラムについて

ここで改めて言うまでもなく、国連本部が発行する人口に関する推計、人口推計の手引き書、人口情勢・人口政策の現状報告書はこれまで非常に高い評価を受けているところである。国連本部において過去2年間実施された人口プログラムの遂行状況は、この伝統にしたがい満足すべき状況であるというのが、参加国委員一致した意見であったが、近年の国連財政難による定員削減、あるいは欠員補充の人事の遅れがプログラムの実施にかなりの支障をもたらしている点が事務局から報告され、各国はこれに対して深い憂慮の念を表明した。

1992年以降の中期計画は大綱として満足できるものと認められたが、例えば2025年以降の長期的人口推計の必要性、家族・世帯数推計の再開の必要性等の意見が表明された。特に家族の観点から人口高齢化を取り扱う必要性も指摘されている。出生力の分析にあたり、単に経済社会的要因だけでなく、文化、特に宗教との関わりを強調すべきだとの意見が途上国側から出されたことも注目に値する。また、多数の国々から人口と環境問題に関するグローバルな研究が将来強化されるべきだとの発言があったことも重要である。さらに、現在の国連刊行物をもう少し一般に分かり易いものにすべきだとの意見が出されたことも述べておきたい。なお、日本は他の7カ国と共に、国連本部の人口活動に関する1990—1991年の2カ年予算と1992—1997年将来中期プログラムを支持する決議案の共同提案国となり、しかもその代表提案国としてその趣旨を説明する役割を果たしたが、内容はほぼ原案通り可決採択された。

次回第26回国連人口委員会は1991年に開催される。

(河野綱果記)

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 SHIRAISHI

CONTENTS

Articles

- A Treatise on the Change in Age Structure and Its Determinants:
An Appraisal of the World Population Plan of Action Shigemi KONO ... 1~18
- Effects of the Japanese Mortality Declines on Life Cycle Variables
..... Shigesato TAKAHASHI ...19~33
- Changes in Population and Household Structure in a Village,
1960—1985 Hiroaki SHIMIZU ...34~49

Notes

- The Mortality of Centenarians in Japan Kyo HANADA ...50~54
- On the Change of Sex Ratio by Japanese Zodiac Hiromichi SAKAI ...55~58

Book Reviews

- James A. Sweet and Larry L. Bumpas,
American Families and Households (H. KOJIMA)59
- Bruce H. Weber, David J. Dephew, and James D. Smith (eds.),
Entropy, Information, and Evolution (T. OBA)60

Statistics

- Standardized Vital Rates by Prefecture : 1985—8761~62
- Specific Fertility Rates by Age and Total Fertility Rates for Female
by Prefecture : 198763~64

- Miscellaneous News65~69