

# 人口問題研究

第 184 号

昭和 62 年 10 月刊行

## 調査研究

- 人口高齢化における子供と老人の幸福……………河野 稠 果… 1～ 18  
 高齢人口移動の新動向……………内野 澄 子…19～ 38  
 年齢からみた都道府県別死亡の動向……………金子 武 治…39～ 51  
 多次元安定人口理論の数学的基礎 I : 古典論……………稲 葉 寿…52～ 77

## 研究ノート

- 都道府県別にみた日本の出生性比……………坂井 博 通…78～ 83

## 資 料

- 男女別労働力生命表 : 昭和60年……………石川 晃…84～ 94

## 書評・紹介

- J. T. Fawcett (ed.), "Migration Intentions and Behavior :  
 Third World Perspectives" (坂井博通)…………… 95

## 統 計

- 主要国の標準化出生率および死亡率 : 最新材料…………… 96～98

## 雑 報

- 定例研究報告会の開催—資料の刊行—日本統計学会第55回大会—国際統計協会 (ISI)  
 第46回大会—アジア中核都市会議—「韓国社会における人口変動と文化・社会変動に  
 関する調査」への参加—JICA「メキシコ人口活動促進プロジェクト」への協力—スリ  
 ランカ人口情報プロジェクト実施協議調査団の派遣—国際応用システム分析研究所  
 (IIASA) 1987年 YSSP 参加報告……………99～104

厚生省人口問題研究所

## 調査研究

# 人口高齢化における子供と老人の幸福

河野 稔 果

### 序 言

人口高齢化は現代日本の最大の人口問題であり社会問題である。過去2回の人口問題研究所の日本人口将来推計によれば、我が国の人口高齢化は今後一層進み、総人口の4分の1近くが老人となることが予想されている。かくして日本は世界でも有数の高齢化を遂げた国となるわけで、今後は海図のない高齢化の大海原を手さぐりで進むことになる。我が国の高齢化は人口推計によって示されているように人類人口史上ほとんど例のない猛烈な速度で進むことが予想されるが、そのため多くの社会経済的衝撃を日本の社会および日本人の生活に与え、また新しい問題を生起させることは必至である。しかし、人口高齢化が日本民族にとって未知との遭遇であるだけに、その衝撃の程度についてはあらかじめ分らないことも多く、またそのメカニズムについて十分理解されているとは言いがたい。

本稿は、人口高齢化の影響について、その中で特に子供と老人という従属人口の二つのグループを取り上げ、その生活の質と幸福という問題に焦点を絞り、それらの相対的地位、ポジション、それらが享受する生活の水準が高齢化社会の到来でどのように変化して行くかを考察することを目的とする。その場合最近米国で起きた新しい学説、新しい思考の枠組を基に考察する。特に今回の論文は現在ペンシルバニア大学サミュエル・H・プレストン (Samuel H. Preston) 教授の所説、および彼と筆者との共著の論文に負うところが多い<sup>1)</sup>。ただし、本稿はプレストン教授との共著の論文の翻訳というには程遠く、そこで引用され使用されたデータは共通な部分が多いが、叙述の内容、取り上げ方は異なっており、結論のトーンはもちろん同じとしても、その導びこうとする含蓄は必ずしも同一ではない。特に日本の現在の教師の待遇の状況、その変化に関する箇所は今回全く新しいものであり、プ

\* この論文の一部は昭和61年度厚生科学研究費補助(特別研究事業)によるものである。本研究はその主要な部分が厚生省『厚生行政基礎調査』の再集計によっているが、このプロジェクトの計画遂行にあたって厚生省人口問題研究所人口構造研究部長内野澄子博士、同じく人口動向研究部主任研究官高橋重郷氏、厚生省大臣官房統計情報部管理企画課国民生活基礎調査室第1係長宇治橋真一氏の多大な援助協力を得た。また我が国の教育関係データの収集にあたり、人口問題研究所若林敬子地域構造研究室長の協力を得た。あわせて厚く御礼申し上げる。この論文において陳述された論点、見解は、筆者個人のものであって、必ずしも人口問題研究所の公式の見解を代表しているとは限らない。ここに発表された内容の一部はすでにプレストン(Dr. Samuel H. Preston) 教授との共著論文(注1))に発表されてある。

1) Samuel H. Preston, "Children and the elderly : Divergent paths for America's Dependents", *Demography*, Vol.21, No. 4 (November 1984), pp.435-457. Samuel H. Preston and Shigemi Kono, "Trends in well-being among children and the elderly in Japan", prepared for the Conference on the Well-being of the Aged and Children in the United States : Intertemporal and International Perspectives, June 8-10, 1987, Luxembourg. この会議は米国ユタ大学の Timothy Smeeding 教授, Urban Institute の John Palmer 主任研究員, および米国センサス局国際統計センター Barbara Torrey 女史により組織された。

レストンの子供と老人の相対的社会経済的地位に関する見解とここに展開され、解釈されたスタンスと見解は必ずしも同じものではない。

## I 人口サイズの効果についての諸説

一般に人口（それは総人口であれ、あるいは特定の年齢人口、例えば青少年人口とか老年人口であれ、あるいは特定の職業についての人口であれ）が増加するとその人口の成員の生活水準、あるいはライフチャンスは、絶対的ではなくても相対的に低下する（場合によっては絶対的にも低下する）という考え方は強い。特に我が国のように土地空間が狭く、人口密度が高く、天然資源に乏しい国では、いかに科学技術の発達があり、生産性の増大が見られていても、例えば老年人口の比率が増加すれば、その人口が享受する相対的な福利、厚生、物質的幸福は相対的に低下するものと考えられている。そして人口が少なくなれば、それらは逆に上昇するものと考えられている。これはマルサスの基本的考え方であり、その現代版というべきローマクラブの『成長の限界』<sup>2)</sup>あるいは米国国務省および環境問題評議会の『大統領に対する地球2000年レポート』<sup>3)</sup>の基本的トーンをなす考え方であり、現在の国連人口活動基金（United Nations Fund for Population Activities）の基本的考え方でもある<sup>4)</sup>。また、現在この系列にある考え方をして人としてポール・アーリック（Paul Ehrlich）、レスター・ブラウン（Lester R. Brown）を挙げることができる。もちろん、これらの思想家、学者、団体の思想、理論は個別に見れば異なるし、人口増加が人類にとってどのようにマイナスの影響を与えるかの過程、マイナス出現の場所は異なるけれども、共通点は地球の資源は有限であり、人口増加がこのまま続けば、人類はやがて破局を迎えるのが必至である。しかもその破局は意外と近いところにある。科学技術はせいぜい破局をいくらか先に伸ばすにすぎない。発展途上国では人口増加率が非常に大きく、このままではあたかも現役の生産労働力人口の生き血を吸っているようなものである。破局を回避するためには、途上国（出生率の高い先進国も含めて）の出生率を家族計画の普及により低下させ、人口増加率を抑えこむことしかないというものである。

以上のようなマルサス的見解、あるいは悲観論（悲観論とだけきめつけるのはあるいは正当ではないかも知れないがここでは一応このようにレッテルを貼っておく）は、1950年代から1970年代の終りにかけて、国際的にみても、この種の新しいものの考え方の震源地である米国の言論界、思想界において最も有力であったと言えよう。国土が広く、資源が豊かで、同質民族の純血よりも異種民族、異質文化のモザイク社会、あるいは統合に新しい国家のエネルギーを期待する米国においても、その国内問題はともかくこと世界全般、特に貧しい発展途上国に関しては、奔流のような人口増加、年少人口の膨脹は、本来経済発展のための資本形成を阻害し、食いつぶし、生活水準の向上をいつまでもはばむマイナス要因として理解された。これに関する古典的労作はコールとフーバーによるものである<sup>5)</sup>。

しかし、このような悲観論、マルサス的な人口増加マイナス論、あるいは稀少資源による人類破局論（ローマクラブの『成長の限界』では人類の破局は環境破壊、汚染によるところが最も大きい要因

2) Donnell H. Meadows, et. al., *The Limits to Growth*, A Report for the Club of Rome's Project on the Predicament of Mankind, New York, Universe Books, 1972.

3) U. S. Department of State and Council on Environmental Quality, *The Global 2000 Report to the President*, Washington, D. C., U. S. Government Printing Office, 1980.

4) 例えば、1987年世界人口白書、UNFPA, *State of the World Population in 1987* 参照。

5) Ansley J. Coale and Edgar M. Hoover, *Population Growth and Economic Development in Low-Income Countries: A Case Study of India's Prospects*, Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1958.

とされているが) に対していくつかの疑問点があり, それらと関連して別の考え方, あるいは楽観論が1980年代に, 特に米国において抬頭していることを指摘しなくてはならない. 先進工業国の経済発展, 産業化の歴史をひもとき精査しても, あるいは発展途上国の過去現在の状況を考察しても, 経済成長, 生活水準の増加は意外に人口増加と手に手を取りあって進んで来た傾向が強い. コール・フーバーの1958年の研究によれば, 高い出生率は資本/労働力の比率を低下させるとし, その低下は経済成長を大きく阻害するものとされていたが, 最近の米国科学アカデミーの人口委員会の研究によれば, 資本/労働力の比率は今まで考えられていたほど経済成長に大きな影響を与えないことが明らかとなっている. 最近の実証的研究によれば, 資本財の増加は経済発展にこれまで経済学者によって思いこまれていたよりもはるかに小さな効果しかもたらさないことが検証され, 人口増加率が極端に高い場合はともあれ, 先進工業国の経済成長の場では技術革新, 生産技術の発展が資本財の増加や労働力の増加よりはるかに重要であることが強調されている<sup>6)</sup>. このように, 人口増加というものが, マイナスの効果もあるが, そのマイナスの効果よりもプラスの効果が大きくなることもあり得ることを, そしてそのように働く可能性が多いことを指摘するわけだが<sup>7)</sup>, 実は発展途上国の多くにおいてもそれが正しく, 人口密度が高いこと自体必ずしもマイナス要因でないことを再評価する動きがみられることは注目に値する<sup>8)</sup>. 1984年にメキシコ市で開催された国際人口会議において, 米国首席代表ジェームス・バックリー元上院議員は, 人口増加はそれ自体必ずしも悪いとは言えず, 自由な企業家的精神こそ人口と開発の鍵を握るものだという発言を行ったが, その裏に, 人口増加肯定論者ジュリアン・サイモンの所説が反映しているということを知るのである<sup>9)</sup>.

## II 老年人口のサイズ増加についての効果

人口の大きさあるいは人口増加が先進国のみならず, 発展途上国においても必ずしも一国の経済にとってマイナスになるとは限らない, という最近明らかになった知見は, 人口高齢化の社会経済的インパクトを論ずる場合においても今までになかったような見解の変化をもたらしている.

出生率が低下し, 中高年の死亡率が改善されれば, やがて老年人口の絶対数が構成比率と共に増加するのは当然として, 年少人口についてはその比率だけでなく, 実数の減少が見られるようになって来る. 年少人口が減少すれば, その数の少なさのために, 老年人口よりもいろんな面で社会的に有利であろうことは容易に考えられる. 人数が少なければ, 入学, 就職, そして職場での昇進といった面で楽であろうし, また政府の支出も容易であり, 年少人口はより大きな恩恵を受けるものと一見考え

6) Jane Menken, Editor, *World Population and U. S. Policy : The Choices Ahead*, New York, W. W. Norton and Company, 1986 ; D. Gale Johnson and Ronald D. Lee, *Population Growth and Economic Development : Issues and Evidence*, Madison, Wisconsin, The University of Wisconsin Press, 1987 ; Samuel H. Preston, "Review of the ultimate resource", *Population and Development Review*, Vol. 8, No. 1 (March 1982), pp.176-177.

7) 一般的にはサイモンの最近の著作, 特に *The Ultimate Resource*, ハーマン・カーンの著作ももちろん指摘されなければならない. Julian L. Simon, *The Ultimate Resource*, Princeton, Princeton University Press, 1981 ; Herman Kahn, William Brown and Leon Martel, *The Next 2000 Years : A Scenario for America and the World*, New York, William Morrow and Company, 1976.

8) Ester Boserup, *Population and Technological Change : A Study of Long-term Trends*, Chicago, University of Chicago Press, 1981 ; Yujiro Hayami and Veron W. Ruttan, *Agricultural Development : An International Perspectives*, rev. ed., Baltimore, Johns Hopkins University Press, 1985.

9) Jason L. Finkle and Barbara B. Crane, "The United States at the International Conference of Population", *Population and Development Review*, Vol.11, No. 1 (March 1985), pp. 1-28.



られる。現にイースタリン (Richard A. Easterlin) によれば大きなコウホートにおいては出生率が低く、逆に小さいコウホートにおいては出生率が高い。このことは、大きなコウホートよりも小さいコウホートの方が一般の自由経済的市場においては有利であることを示している。逆に、老年人口はその数の大きさのために、一人当りの福利厚生のパイが小さくなり、社会経済的に不利な条件を経験するものと考えられる。最近のゼロサム社会、国家財政のゼロシーリング社会ではこのようになることはなるほどもっともなことだと思われるのである。

しかし、年少人口は数が小さいためにいいことづくめであり、老年人口は数が大きいために社会に不利なことばかりであろうか。これについてプレストンは、1984年の米国人口学会の会長演説において、事実は全く逆ではないかという、これまでの常識を破る見解を述べたのであった。

プレストンの分析によれば、米国において1960年と1980年を比較すると、年少人口と老年人口が受ける社会的恩恵、つまり老人にとっては社会保障の手厚さと、子供にとっては教育の質、子供のいる家庭の福利厚生が逆転していると言う。1960年から1980年にかけて米国では年少人口が7%減少したのに対し、老年人口は54%も増加した。しかし、年少人口はこのような絶対数の減少という有利性にもかかわらず、その享受する教育の質、住む家庭の生活環境が1960年から1980年にかけて悪化しているのである。逆に老人の受ける社会福祉の内容は改善され、老人は以前と比べ手厚く扱われ、より多くの恩恵を政府や民間団体、企業から受けるようになったという<sup>10)</sup>。1987年2月19日のニューヨークタイムズ紙は米国の老人医療保険の問題とひっかけて、プレストンの最近の研究を紹介するとともに、米国の老人は青少年と比較し、10倍も福利厚生の面で連邦政府の援助を受けていると述べている。

プレストンによれば、青少年に対する教育という活動が、教育対象人口つまり進学のパテンシャル人口が縮小しているためにいわば衰退産業になっており、逆に老人のための医療、保健、保険といった領域が、いわばブーム産業、成長産業になるのである。教育という衰退産業には優秀な大学卒業生は誰も行かなくなるし、彼らはむしろ成長産業である医療、特に老人医療関係の分野に就職し、進出したいと考えるであろう<sup>11)</sup>。そうすると、優秀な人達は初等教育・中等教育の教師を養成する大学の教養学部(米国の場合)に行かなくなるし、その結果、教養学部の教授のポストは減り、教授になる希望者も減少して、全体の一般教養の水準は落ちる。教育という活動が全般的に衰退し、青少年の教育水準は低下する結果になる<sup>12)</sup>。そうすると、次々と新しい計画を立てて中央政府や地方自治体から資金を得て教育活動を振興する意欲もなくなり(優秀な卒業生なら資金集めも上手であろうが、二流三流の卒業生ならその方面のコネも悪いし、新事業の計画立案もままならぬということであろうか)、流入資金は減少し、遂には小中学校の教師の待遇も悪化する結果となる。

反対に、医療、保健に関する分野は多くのブームを呼び、優秀な人材が集まり、政府や民間からの資金も潤沢となる。老人に関するシルバー産業も隆盛となり、それによって国民所得も増加し、またそのような成長産業は70歳未満のまだ働ける老人の雇用も行うであろう。また、老人は選挙権を持つために老人パワーというプレッシャー・グループを結集し、老人のために政府予算のパイを大きく

10) Samuel H. Preston, "Children and the Elderly : Divergent Paths for America's Dependents", *Demography*, Vol.21, No. 4 (November 1984), pp.435-457, Children and the Elderly in the United States, *Scientific American*, 251 (6), 1984, pp.44-58.

11) Preston, 前掲書.

12) Ansley J. Coale, "Demographic effects of below-replacement fertility and their social implications", Kingsley Davis, Mikhail S. Bernstam and Rita Richardo-Campbell, Below-Replacement Fertility in Industrial Societies : Causes, Consequences, Policies, *Population and Development Review*, A Supplement to Vol.12, 1986, New York, Population Council, 1987, Based on papers presented at a seminar held at the Hoover Institution, Stanford University, California, November 1985.

するために政府に積極的に働きかけることができる。逆に年少人口には選挙権がない。年少人口の利益のために政府に陳情するというものもない。以上のような人口サイズの影響が及ぼすメカニズムが米国では働く想定し、プレストンは高齢化が必ずしも老人にとって悪い影響ばかりを与えるものではないと指摘する。むしろ、高齢化で割を食うのは青少年人口であり、彼等の教育、福利厚生の上昇が急務だと説くのである。

もちろん、米国の場合は、プレストンが述べているように、子供達の生活の質が低下したのは米国特有の社会的事情、すなわち離婚の増大、再婚の増大といった米国の伝統的核家族制度の崩壊あるいは動揺によるところが大きい。離婚した母子家庭はいくらアリモニーと呼ばれる毎月の慰謝料的生活費、そして子供の養育費を受取っていても、離婚前の健全な夫婦の経済生活より劣るのである。この点は、日本には見られない現代アメリカ社会の病弊とも言われるものであり、人口のサイズが小さく、人口増加率も小さいために逆にその生活の質、福利厚生の水準が劣悪になるというプレストン効果とは別のものである。したがって、米国の場合、老人が子供に対して10倍も恵まれているという1987年2月19日のニューヨークタイムズ紙のいう程度のうちどれだけが人口の要因に由来するプレストン効果なのか厳密には分からない。ただししかし一言えることは、米国では別に子供と比較して老人を手厚く遇するように意図的な政策を行っているわけではないということである。このような老若（ロウニャク）の生活の質、福利厚生の上昇現象は、社会変化と相互関係を持つ多くのこまかい施策決定が積み重ねられて、いわば自然発生的に起きたものである<sup>13)</sup>。さらにこれに関連して言うならば、1970年代にこの逆転現象は把握されていず、1980年代になってはじめてプレストンによって明示的に指摘されたものであった。

ここで一言付け加えるならば、米国において最近老人の生活水準が社会保障の充実とともに相対的に上昇して来たという見解はプレストンが最初に行ったものではない。それは米国センサス局の生活困窮者実態調査等を通じて理解され始めたものである<sup>14)</sup>。しかし、子供の経済的地位との対比において老人の経済的地位に対する人口学的要因の働きを理論化したのはプレストンの功績であるように思われる。

### III 日本における青少年と老人の生活の質

さて、以上のプレストンの研究で見られた今までの常識を破る新しい知見、新しい仮説がわが国においても当てはまるかどうかを検討するのが本稿の主要目的である。日本の老人は本当に米国の老人のように恵まれており、また日本の青少年の生活の質が相対的に低下しているのであろうか。そして教育環境が最近悪化し、教育の質が低下しているのであろうか。もしわが国において、社会情勢、家族の形態、あるいは社会政策の相違にもかかわらず、米国におけるような子供と老人の経済的地位の逆転が見られれば、それは米国の特殊事情ではなく、プレストンの言う人口高齢化に伴う必然的な人口学的効果といえよう。それは筆者の命名によればプレストン効果というべきものである。

13) Timothy Smeeding, Barbara Torrey and Martin Rein, "Patterns of income and poverty : The economic status of the young and the old in eight countries", 1987年6月「老人と子供の福利に関するルクセンブルグ会議」提出ペーパー。この会議は1987年2月ワシントン市で開催された準備会議に続くもの。

14) U. S. Bureau of the Census Technical Paper 51, Estimates of Poverty Including the Value of Noncash Benefits : 1979-1982, Washington, D. C., U. S. Government Printing Office, 1984 ; U. S. Bureau of the Census, *Current Population Reports*, Series P-60, No.147, Characteristics of Population below the Poverty Level, 1983, Washington, D. C., U. S. Government Printing Office, 1985.

青少年と老人の生活の質を比較する場合、いくつかの指標が考えられる。もしそれぞれの世帯員、若いも若きも、あるいは働き盛りの人について一カ月間にどれだけ現金支出が行われたかが判れば、それを比較すればよい。しかし、残念なことにはわが国で入手できる家計のデータは世帯単位によるものばかりで、世帯員個人ベースのものになっているのはごく稀である。そこで目的外使用の許可を総務庁から得たのち、米国で最近発達した equivalence scale という概念を用い、厚生省で約9万の世帯に対して調査を行っている厚生行政基礎調査における世帯単位の現金消費支出を世帯員の年齢によって再集計を行った。ここで得たものは厳密に言えば世帯員ごとの平均支出額ではない。それはある年齢の世帯員が属する世帯の月平均支出額がいくらかということに関する情報である。しかしこれが分かれば、ある年齢の世帯員の属する世帯はほかの年齢の世帯員の属する世帯よりも支出が多い、あるいは少ないということが明らかとなり、その世帯員はその属する世帯の経済レベルにモロに影響されるために、年齢別にみた世帯員の経済的地位を相当程度適切に表現できる貴重なデータを提供しているといえるであろう。

### 1. Equivalence scale について

さてここで equivalence scale についていささか説明したい。Equivalence scale というのは、家族あるいは世帯の所得（支出）を世帯のサイズ（何人世帯ということ）と年齢構成によって適当に修正しようとする方法である。表1と表2における世帯員の年齢によって示された世帯の支出額はこのような equivalence scale によって修正されたものを掲げており、実際の値ではない。そこでは1984年に米国センサス局が厚生福祉統計で家族の所得を家族のサイズで修正する際用いた係数を使用している<sup>15)</sup>。それは次のとおりである。

使用した equivalence scale

世帯の規模 (人)	equivalence scale
1	0.64
2	0.82
3	1.00
4	1.28
5	1.52
6	1.72
7	1.94
8	2.17
9 +	2.57

この一連の数値から明らかのように、世帯規模が3人のところが修正係数が1.00となっており、そこが標準である。係数は3人の3分の1の1だから0.33とはならず0.64と大きく、また6人の規模のところで2倍だから係数が2.00かという1.72であり、明らかに家計は「1ダースなら安くなる」という原理が働いていることになる。つまり、世帯を維持し、衣食住の生活を営むにあたってある程度ミニマムな費用がかかり（例えば人数が2人なら冷蔵庫が1つ4人なら2つ要するということにはならない）、世帯の数が小さいと割高となり、数が大きいと割安となるという効果が働くのである。さて、なぜ

日本固有の equivalence scale を用いず、米国のものを用いたのか。それには二つの理由がある。第1は、筆者の知る限りわが国には全品目を通じて総合的な係数がないことである。日本にはある品目、例えば食料関係についてはこのような係数を作り得るデータが備っているが、全品目についてはない。第2として、この研究の出発点は本研究の事実上の共著者であるプレストン教授のアイデアで米国と比較研究するところであり、米国センサス局で計算した係数を用いることが便利であったから

15) U. S. Bureau of the Census, *Current Population Reports*, Series P-60, No.152, Characteristics of the Population below the Poverty Level: 1984, Washington, D. C., U. S. Government Printing Office, 1986. Appendix A, Table A-2, p.122 から計算されたものである。ちなみに equivalence scale の日本語の定訳は筆者は寡聞にして知らない。

である。しかし、将来わが国の家計コストデータのこの観点における整備とともに、わが国固有の係数で再集計を行ってみたいという気持は常にある。

米国の equivalence scale をわが国の家計データに応用することに対し、もちろん批判があることは十分考えられる。わが国では食料品が米国と比べ高く、したがってエンゲル係数も高い。しかも食費は最も基礎的なコストである。したがって、日本では世帯の人数が大きくなると係数ももっと大きくなりはしないかとも考えられる。しかし、また日本では世帯の規模の大きいところでは老人が同居しているからだと考えられ、老人は青壮年と比較して70%あるいはそれ以下しかカロリーの摂取が必要ないので<sup>16)</sup>、そこでキャンセルし合い結局米国の係数と僅かしか違わなくなるだろうということも考えられる。また老人の同居世帯は老人の持ち家に住むというケースが多く、住宅に対するコストが安くなり、その分だけ食費のコストが人数によってかなり直線的に上るという効果を中和しているとも考えられる。筆者の感想としては、これら一連の係数は日本のケースに対してもかなり応用可能な範囲のものではないかと思われる。係数はいずれも非常に plausible である。ただ一つ、日本の世帯人員別構成は、若い人の巣離れが少なく、しかも三世帯同居が多いので、米国と比較し4人以上の世帯数が多い。ちなみに、1985年と日本と1984年の米国の数字を比較すると、日本では4人以上の世帯数の比数43.0%であるが、米国のそれはわずか27.4%にすぎない。日本では世帯人員4人の世帯数は一番多く23.7%だが米国ではわずかに15.9%にすぎない。このように、わが国ではまだ4人以上の世帯が多く、逆に1人世帯、2人世帯の数が小さいので、equivalence scale が僅かに違ってもかなりの相違を示すことになる。国際比較をする場合考慮すべきところである。

## 2. 結果の分析

さて、表1は以上のような equivalence scale を用いて再集計した世帯人員の年齢階級（男女こみ）による世帯の実質現金支出月額推計値（修正値）である。ここに掲げられている数字は、すでに equivalence scale によって世帯の規模が家計支出に及ぼす影響を補正してあるが、同時に1975年から85年に至るインフレーションによる物価騰貴の影響を総合消費者物価指数に基づくインフレーターによって1975・80年の支出額を底上げして、時系列の比較が可能になるよう修正されてある。インフレーターは、1985年を100.0とし、1975年は138.9、1980年は114.4としている。表1は同時に1975～85年各年齢階級における実質現金支出月額推計値の増加率を示している。

表2は、中でも世帯家計支出月額10万円未満の比較的貧しい世帯数が全世帯人員の何パーセントを占めるかを示したものである。もちろん、数字は1985年の総合物価指数に合わせて修正されている。

以上の二つの表が本研究の中核的結果表であるが、この二つの表から何が明らかとなったのであろうか。

表1によれば、1975、80、85年の3年次とも世帯員の年齢別バリエーションはあまり変わっていないように見える。しかし、もう少し精査してみると、青少年の属する世帯と老人の属する世帯の経済的地位が10年間の間に逆転しているのが明らかとなるであろう。1975年を見ると65歳以上の老年が属する世帯よりも20歳未満の青少年の属する世帯の方がかなり実質支出が多かった。しかし、1980年ではかなり追いつき、10歳未満では逆転し、1985年では老年人口の属する世帯の方が青少年人口のそれよりも一般的に多くなっているのである。

1975年から85年にかけての10年間の増加率（パーセント増加）をみてみよう。15歳以下では50%あるいはそれ以下であるが、65歳以上のところでは65%を超えている。年齢全体の全世帯数における増加率は52.9%であったので、老人の属する世帯の支出状況は最近青少年のそれと比較しかなり好転

16) United Nations, *The Determinants and Consequences of Population Trends*. ST/SOA/Series A/17, New York, 1953, Chapter XII. この1953年版のものは古い版で、1973年に全面的に改訂されている。

表1 世帯員の年齢別からみた実質現金支出月額推計値

(単位：1,000円)

年 齢 (歳)	昭和50年 1975	昭和55年 1980	昭和60年 1985	1975～1985 年増加率(%)
0 - 1	125.5	154.9	166.4	32.6
2 - 4	121.4	153.7	164.4	35.5
5 - 9	121.4	159.7	170.7	40.6
10 - 14	124.4	170.8	188.4	51.4
15 - 19	125.7	177.7	204.1	62.3
20 - 39	134.9	174.7	193.5	43.4
40 - 59	137.8	194.4	222.5	61.5
60 - 64	124.8	174.3	209.7	68.0
65 - 74	114.6	161.4	189.3	65.2
75 - 84	111.8	157.7	186.5	66.8
85 +	110.8	157.0	183.5	65.6
全年齢	129.9	175.6	198.6	52.9

資料：厚生省「厚生行政基礎調査」の再集計による。

注：現金支出は毎年5月に対するもの。

表2 各年齢別世帯人員(人口)の中で、実質現金支出が月額10万円未満の貧窮世帯に住む世帯人員の比率(推計値)

(%)

年 齢 (歳)	昭和50年 1975	昭和55年 1980	昭和60年 1985
0 - 1	25.1	14.1	12.7
2 - 4	26.1	14.8	13.3
5 - 9	25.5	12.3	11.5
10 - 14	24.9	10.4	8.1
15 - 19	25.7	12.6	8.9
20 - 39	21.1	10.4	8.8
40 - 59	22.4	9.1	6.9
60 - 64	34.8	16.6	11.7
65 - 74	41.4	20.1	14.4
75 - 84	42.3	22.3	15.5
85 +	45.9	22.5	16.2
全年齢	25.0	12.0	9.5

資料：厚生省「厚生行政基礎調査」の再集計による。

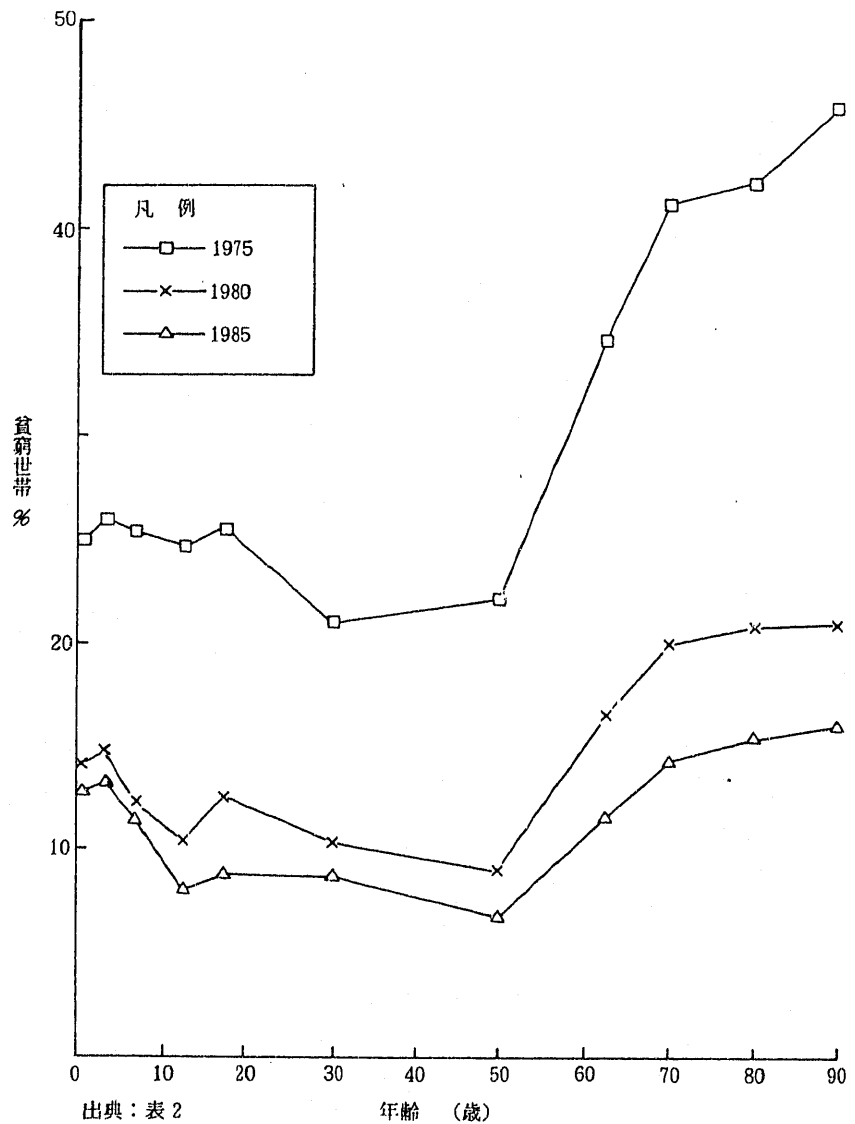
注：現金支出は毎年5月に対するもの。

していると思われる。過去10年間に全年齢にわたって支出の増加が見られた。子供の属する世帯の支出も決して悪くない。実質的増加は顕著である。しかし、老年人口の属する世帯の家計支出増加が特に著しいのが注目される。

さて、さらに表2において、特に世帯支出額が月平均10万円未満という、わが国では貧しい階級に属する世帯の世帯員人口が日本全国の全世帯員人口の何パーセントにあたるかを同じく厚生行政基礎調査の再集計によってみると、老若のかなり顕著な変化が認められる。すなわち、1975年では老年人口の40%から45%にかけてが月10万円未満の比較的貧しい世帯に属していたが、1985年になるとこれらの比率は激減し、14~16%程度になった。また青少年が属した世帯と比較して、1975年当時劣悪であった状態も大いに改善されていることが注目される。1975年

から80年を経て、1985年まで以上のパーセント分布がどう変化したかを図で示したのが図1であり、最近急速に経済的に貧しい世帯に属する人口が激減していることを示している。

図1 各年齢別世帯人員(人口)の中で実質現金支出が月額10万円未満の貧窮世帯に住む世帯人員の比率(%)



#### IV 子供と老人の経済的地位の変化に関する解釈

すでに表1と表2において子供(青少年人口)と老人(老年人口)の属する世帯の現金支出に関する逆転の状況を観察した。以下しばらくこれらの傾向の解釈および implications 含蓄についての論議を行いたい。

表1と表2に示された結果から明らかな点はもう一度 recapitulate すると次のようである。

- (1) 全体として家計支出は上昇しているが、特に老人のいる世帯で増加が著しい。
- (2) 1975年では、老人のいる世帯よりも子供のいる世帯の方が比較的豊かであったが、1980年では老人のいる世帯の生活水準が子供のいる世帯の生活水準に非常に接近し、1985年では逆転している。

老人のいる世帯は相対的に良くなり、子供のいる世帯は相対的に悪くなってしまった。1985年をみると、老人のいる世帯の方が子供のいる世帯よりもかなり実質（インフレ修正）家計支出が増えている。

(3) 世帯員の年齢ごとの世帯家計支出も(2)に示した観察を裏書きしている。

(4) 月額10万円未満という比較的貧しい階級に属する世帯は1975年には老人を含むものが多かった。このような貧窮世帯に属する年少人口が占める15歳未満の総年少人口に対する比率は4分の1であったが、老人の場合は実に40～50%であった。しかし、1985年では子供と老人の貧窮家庭に属する比率は逆転しないまでもかなり平準化して来ているのである。

さて、以上の諸点からどのような含蓄と解釈が得られるだろうか。

(1) 以上は解釈のニューアンスの差こそあれ、老人の経済的地位が著しく上昇し、他方子供（青少年）の経済的地位の上昇が鈍化したことを表現する。このことは、正に前述のプレストン効果が有意義に働いていることを示すものと言えそうである。日本のように、社会体制、文化、経済機構、そして社会政策・経済政策といったもろもろの要素について欧米社会から非常にへだたった状況にあるにもかかわらず、老人の経済的地位が相対的に上昇し、子供のそれが低下とは言えないにしても伸び悩みにあることは、プレストンのいう増加しつつある大きな人口のプラス効果、そして逆に減少しつつある小さい人口のマイナス効果をかなり適切に表現しているとも考えられる。

(2) いずれにせよ、米国と日本の状況とは異なっていることは事実である。米国では老人は良くなり、青少年は絶対的にも悪くなっているに<sup>17)</sup>。日本の場合は青少年の生活の質の向上もそんなに悪くはないということである。青少年のところでも月平均実質現金支出額は昭和50年から60年にかけて30%から60%の範囲で上昇しているのであり、これは決して悪くない数字である。ただし、それにも増して老人のところの増加率が著しいというのがポイントである。

(3) 中国の諺に「潮が満ちて来れば沖に停泊しているすべての舟の水位が上る」というのがある。過去20年間どころでなく過去10年間にわが国の生活水準は老若を問わず上昇した。その全般的向上のために、老人の人口が増えたことによって起ったかも知れない老人の相対的経済地位の向上に対する効果は必ずしも明らかでないとしても、少なくとも高齢化によって老人の地位が悪くなったということとはあり得なかったし、また青少年と比較し恵まれた状況になりつつあることは否定できないと思われる。そしてここで強調すべきは、このように老人の経済的地位が上昇したのは、やはり最近のわが国における社会保障制度の充実、すなわち国民年金、厚生年金による老人の生活保障の着実な向上、あるいは国民医療制度の拡充ではなかっただろうか。日本において給与生活者が増え、彼等は社会や団体を通じてほとんど洩れなく社会保障の恩恵に浴するようになったし、零細企業の自営業者や農林漁業に従事する労働者も国民年金によってカバーされるようになった。かつて日本の社会保障は欧米諸国と比べ遅れているといわれたが、今や欧米と比較してもあまり遜色のない状態になっているのである。

人口高齢化の過程で、弱者は高齢者だけだ、問題が高齢者に絞られつつあると考えることは思いこみである。わが国においては、思い込み、あるいは偏見というものが非常に多いが、人口高齢化の過程で、老人の数が増え、そのために老人の相対的社会的、経済的地位が低下し、危機が拡るという考え方は必ずしも正しくない。高齢化の過程において、本当に割を食うのはむしろ数が減少する子供であるらしいというのは新しい知見であり、われわれはできる限り紋切り型思考を止め、複眼的に人口現象を眺める必要がある。

17) Preston, 前掲論文。



## V 教育の質の変化について

もしプレストンのいう人口学的効果があるならば、青少年人口が小さくなることにより教育という分野は斜陽産業となり、教師の質は落ち、給与や待遇も悪くなることが考えられる。わが国の場合はどうであろうか。ここで小中学校の教師の給与を過去10年間の時系列で把え分析してみよう。筆者はこれまで教育に関する統計をあまり扱ったことがないのでいささか盲蛇におじずの感があるが beginner's luck ということもあるのである。

元来わが国の教育者の待遇に関する統計はあまり人口学的分析に向いていないように思える。給与統計はあるがそれは年齢によって表章されていないので、給与の額を物価指数によって調整し、インフレーションの影響を除去しても、日本のような年功序列制の国では、実質的給与が上がったり下がったりしたからといってもそれは教員の年齢構造が変化したからだと言えるであろう。しかしながら、とにかく文部省大臣官房調査統計課は3年に1度『学校教員統計調査』を施行し、職名（教育の地位）別の月額給料を公表しているので時系列分析には非常に有用である。

表3は1974年、1977年、1980年、1984年の4年次に対して、この文部省統計を用い、七つの教員の職種に応じて小学校、中学校の教育の給与の時系列的変化を示したものである。ここでカバーされているのは公立の小中学校の教諭の給与で、本俸のみである。もっとも公立の教員は全小中学校の教員の圧倒的多数を占める。また、すでに暗示されているように、1974年から1983年にかけて物価の上昇は大きく、総務庁統計局がまとめた総合消費者物価指数にしたがい、1983年を100.0として、1974年168.3、1977年127.4、1980年109.7というインフレーターをもって1974、77、80年の月額給料を増加させてある。表4は、物価修正をしていない前の、学校教員統計調査で得られた給与データを示す。

すでにわが国の教員給与データは年齢により集計されていないため、給与の変化が人口の年齢構造の変化によって引き起こされる可能性があり、プレストン効果も適確には分らないのではないかという疑問を投げた。本当は年齢別の教員の給与が分かれば、各職名ごとに標準化をしてより厳密な時系列比較ができるはずであった。たしかにこのような欠点はあるが、二つの点でこの欠点をいくらかカバーできると考える。一つは1974年から1983年にかけての4回の調査年次において、表5に示されているように公立小・中学校の本務教員の平均年齢は非常に安定していることである。であるから、1974年から1983年の間に教員全体、あるいは各職名ごとの年齢構成もほとんど変化しなかったのではないかという推論である。第2の点は、これもすでに述べたようにわが国の職業ハイアラーキーは年功が大きく働いていることである。特に公立小中学校本務教員の多くは一定の資格試験を経て教員職を得ているだけに、特に年功序列の原理が働いていると考えることは妥当ではあるまいか。例えば教頭といえば、教員となって大体何年目になる可能性が強いというように平均年齢あるいはレンジも安定しているように考えられる。しかもそれが20年とか30年とかの Spann なら相当程度変ることも考えられるが、最大9年の時間的へだたりでは教員の職務別年齢構成の変化は僅かであると考えられよう。

さて、表3によればどのような傾向が観察されるだろうか。二つの点が直ちに明らかである。

(1) この9年間1974年から1983年にかけて公立小中学校教員の実質給与は一般的にみて向上しているとはいえない。特に最近の6年間1977年から1983年の間実質給与はむしろ減少している。今手許の1人当たり年間実質国民所得の統計をみると、1984年の価格を基準として1974年の105万7000円から1983年の194万9000円へと上昇しており、あまりの違いに驚くのである。もちろんこれには計算方式の差があり得るので、あるいはこれほどまで違うとは限らないかも知れないが、少なくとも1人当たり実質国民所得が最近6年間に減少したということはある得ない。

表3 物価上昇を修正した公立小学校・中学校本務教員に対する職名別月額給料および増加率：1974～1983年  
(単位：1000円)

職名	小学校			中学校			増加率(%)					
	校			校			1974～1983		1977～1983		中学校	
	1974	1977	1980	1983	1974	1977	1980	1983	小学校	中学校		
計	235.6	246.1	237.7	233.8	235.1	246.9	245.6	237.8	- 0.8	+ 1.1	- 5.0	- 3.7
校長	328.2	355.1	365.7	369.3	331.2	357.4	366.1	370.3	+ 12.5	+ 11.8	+ 4.0	+ 3.6
教頭	297.0	330.9	341.1	342.9	295.7	330.7	340.3	342.2	+ 15.5	+ 15.7	+ 3.6	+ 3.5
教諭	228.2	237.5	227.5	221.9	228.9	239.8	238.2	229.5	- 2.8	+ 0.3	- 6.6	- 4.3
助教諭	140.5	152.4	142.2	160.0	145.9	134.9	138.3	119.6	+ 13.9	- 18.0	+ 5.0	- 11.3
講師	130.6	131.2	134.3	132.0	111.8	118.9	125.3	121.1	- 1.1	+ 8.3	+ 0.6	- 1.9
養護教諭	195.6	191.2	179.7	184.4	197.4	194.7	188.1	189.8	- 5.7	- 3.9	- 3.6	- 2.5
養護助教諭	135.6	137.2	144.0	161.7	136.8	137.1	152.4	123.3	+ 19.2	- 9.9	+ 17.9	- 10.1

出所：文部省大臣官房調査統計課『学校教員統計調査報告書』

注：ここに掲載された職名別月額給料は各年次9月の本俸で、手当やボーナスを含まない。1974, 1977, 1980年の数字は1984年の総合消費者物価指数(総務庁統計局が計算)によってインフレートされており、インフレートを100.0とすると1974年168.3, 1977年127.4, 1980年109.7となっている。

表4 公立小学校・中学校本務教員に対する職名別月額給料（インフレ修正以前）（単位：1000円）

職名	小学校				中学校			
	1974	1977	1980	1983	1974	1977	1980	1983
計	140.0	193.2	216.7	233.8	139.7	193.8	223.9	237.8
校長	195.0	278.7	333.4	369.3	196.8	280.5	333.7	370.3
教頭	176.5	259.7	310.9	342.9	175.7	259.6	310.2	342.2
教諭	135.6	186.4	207.4	221.9	136.0	188.2	217.1	229.5
助教諭	83.5	119.6	129.6	160.0	86.7	105.9	126.1	119.6
講師	77.6	103.0	122.4	132.0	66.4	93.3	114.2	121.1
養護教諭	116.2	150.1	163.8	184.4	117.3	152.8	171.5	189.8
養護助教諭	80.6	107.7	131.3	161.7	81.3	107.6	138.9	123.3

出所：文部省大臣官房調査統計課『学校教育統計調査報告書』

(2) しかし、ここでもう一つ注目すべきは校長と教頭のランクの教員は1974～1983年にせよ1977～1983年にせよ相当のプラスの増加率を示していることである。それに反してそれ以下の職位、特に教諭、助教諭のところではマイナスを示している場合があることは特書すべきである。しかし、この

表5 公立小学校・中学校全本務教員の平均年齢（歳）

年次	小学校教員	中学校教員
1974	39.9	39.6
1977	39.9	39.9
1980	39.4	40.2
1983	39.6	40.1

出所：文部省大臣官房調査統計課『学校教員統計調査報告書』

原因が校長・教頭のところでは昇進が普通だが、教諭、助教諭のところでは年齢的に若くなったのか、あるいは教職員の給与改定で最近上の方はいくらか手厚いものになったが、中以下のところでは改訂があまり厚くないということ反映しているのかは必ずしも分らない。

いずれにせよ、校長・教頭のような管理職と比べて、「ひら」の職位の教員の待遇が相対的に悪くなっていることは紛れもない事実であろう。しかし、ふたたび、これが小・中学校の学齢人口が少なくなったため、教育が産業として衰退した効果と速断することはできない。わが国の場合は米国と違い正規の教育機関である小中学のほかに受験塾、受験予備校が裏の教育産業としてあり、受験戦争のための裏の教育産業に対するニーズが衰えた徴候はない。プレストンのような青少年人口の減少が教育産業の衰退、小中学校の教師の待遇の低下、子供の教育の質の低下に短絡的に結びつくというには、そのまわりに複雑な別の要因があまりにも多くからまりすぎている。しかし、ともあれ、プレストンのような視点で教育界の状況を日本でみた研究は皆無といってよく、今回の分析は出発点であり、問題提起といった意味でいくらか意義もあろう。

## VI 人口高齢化におけるその他の指標の変化

家計支出と教育界における教員の給与の変化以外に、青少年と老人の生活の質が変化することを示す指標として、1) 死亡率の改善、2) 自殺率、3) 罹患率、4) 精神病罹患率、5) 青少年の体位

がある。これらについて以下簡単なコメントを付け加えたい。

## 1. 死亡率の改善

近年のわが国における死亡率の改善はめざましいものがある。ここでは特に数字を掲げないけれども、最近65歳以上の老年期における死亡率の改善が目覚しく、1980—84年では平均寿命の伸長1年に対し男子で0.59年、女子で0.65年の伸びが老年期の死亡率の改善によって説明されることとなった。ちなみに1965年までくらいは、平均寿命の伸長は年少人口、特に乳児死亡率の改善に負うところが大きかったことは周知の通りである。

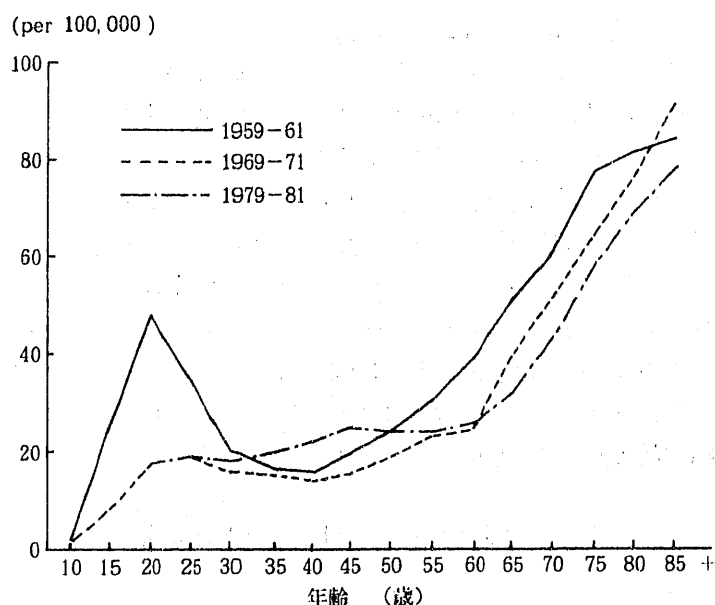
このような老年期における目覚ましい死亡率低下が老人の経済的社会的地位の向上によって起きたのかどうかにはわかに断定することはできない。しかし少なくとも近年の社会保障の充実に伴う老人の経済的地位の上昇がマイナスに働いていないことは疑いのないところである。老人医療に関する条件は以前と比べ非常に整備されているといえるし、経済的条件も良くなっているとすれば、老人の死亡率の低下は老人の幸福 well-being の何よりの表現ではないかと思える。

## 2. 自殺率

老人のあいだで自殺が多いものである。年齢別自殺率は図2に示されるが、元来自殺率には二つのピークがあり、20歳前後が一つとあとは高齢部分であった。もし青年期の自殺のピークがなければ、自殺率の年齢カーブは年少の低いところから高齢の高いところへ漸次右上りに増加するカーブとなっている。なぜ老人に自殺が多いのか、これについての考察は本稿の範囲外である。しかし自殺率の高低いかんがデュルケムのいうように精神衛生の指標と考えるのは今も常識となっている。自殺は現在の自分の生活・社会に対する役割に満足し、生きがいを感じていたら起こりにくい事象とすれば、自殺率の低さは自己の感ずる幸福感の程度と逆比例するものと考えられ、今回のような目的の研究にも有用な指標である。

図2によって注目すべきは、最近かつて高かったわが国の青年の自殺率が激減し、フラットになっていることである。しかし、もちろんこれが直ちに青年の生活の質が向上し、悩みが少なくなったと決論づけるわけには行かないであろう。多くの青年に関するユース・カルチャーの揺れ動きといった時代的な動きもからまっている。もう一つの注目すべきは老年期における自殺率の低下である。老年期における物質的安定が必ずしも低い自殺率をもたらさないことはスウェーデンにおける自殺率の高さによって示されるところであるが、しかし日本におけるように物質的安定が出発点において十分でない状況にあれば、生活が保証され安定して行く過程で自己の生活の満足度、生きがいが増して、自殺率が減少することは十分考えられる。自殺率の減少は老人の生活が幸福であ

図2 年齢別自殺率の変化



出所：厚生省「人口動態統計」

ることのいわば状況証拠であると考えられるのである。

### 3. 罹患率

罹患率 patient rate も死亡率と同じように子供と老人の生活の質を示す指標である。ここで特に図表を掲げないけれども、罹患率は1955年から1975年頃まで一貫してどの年齢でも上昇して来た。この理由は、国民の健康が劣悪になったというよりも、国民の生活がようやく赤貧洗うが如くという状況を脱し、身体に故障を感じれば医者にかかることができるようになったことを意味する。国民医療保険制度の充実はその場合大きな役割を果たした。しかし1975年を過ぎると、罹患率は年齢全体と青少年、および壮年のところで減少傾向にあるが、老年期では少なくとも減少の傾向が見られない。しかし、この年齢の死亡率の減少を考えると、罹患率の高さと老人の健康状態がストレートの関係にあるかどうかは不明である。

### 4. 精神病罹患率

年齢別精神病罹患率も子供と老人の幸福度を部分的に表す指標である。これについても特に数字は掲げないが、厚生省のまとめた患者調査によると1965年から1984年にかけて35歳未満ではほとんど変化は認められないが、35歳を過ぎると増加している。元来わが国の精神病罹患率は35～45歳あたりがピークで以後加齢にしたがい減少していたが、最近ではピークが45～54歳と上昇し、一たんは低下するものの70歳後半以上ではふたたび上昇する傾向となっている。しかし、精神病罹患率の上昇が老人の幸福度の減退と直接関連しているとは必ずしも言えず、(3)の一般罹患率のときと同じように施設が増えたから、生活に余裕ができたから、保険でカバーできるから罹患率が増えたという効果もあることは十分考えられる。

### 5. 青少年の体位

青少年の体位、特に身長、体重が戦後飛躍的に増加したことは文部省の『学校保健統計調査報告書』によって明らかである。特に中学校生徒の間では1948年から86年にかけて身長は平均で11～15cmも伸び、体重で10～15kgも増加している。最近では体位の向上は、ようやく成長曲線のようにその伸びが次第に小さくなっているが、少なくとも停止の傾向はない。そこでは青少年人口が少なくなったためその生活の質が悪化するようになったという兆候は全くない。

## VII 人口高齢化における子供と老人の幸福：討論

以上、プレストンの子供と老人の幸福に関する新しい考え方を日本の場合に適用して考察してみた。

そもそも1984年のプレストンの米国人人口学会長演説をミネアポリスで聴いた時の筆者の第一印象は、それは資源が豊かで、それぞれのライフサイクルで亭主が定年までに家の一軒や二軒を所有し、相当の動産も蓄える余裕がある米国だからできるのである。また長年社会保障制度を実施し、この方面では一歩も二歩も先行している米国だからそのようなことが言えるのではないか。また、米国は老人パワーが結集し、ワシントンに働き得る政治的風土だからそのようなことが起こり得るのではないかと考えた。さらに、プレストン自身も述べているように、米国で青少年の生活の質が低下したのは、米国特有の最近の社会事情、すなわち離婚の増大や母子家庭の増加といった米国の伝統的核家族制度の動揺によるところが大きいのであり、そのような条件とはかなり違う日本ではいわゆるプレストン効果があまりないのではないかと考えたものである。しかし、厚生行政基礎調査の再集計による世帯員の年齢別世帯支出のデータによれば、意外にもわが国においてもプレストン効果が見られるように

思えて来たのである。

しかしながら、厚生行政基礎調査の再集計による結果だけで、老人の生活条件が最近向上し、青少年のそれが相対的に悪くなったと結論づけることは差し控えたい。そのような結論は、人口高齢化が進行している日本で、一方では国や地方自治体がこのままでは老人の社会保障を支えきれなくなって社会保障全体の見直しを行おうとする矢先に大きなインプリケーションを持つからである。老人の住む世帯の生活水準が最近上昇したからといっても、本当にそれが老人の人口が大きく増えたことに由来するプレストン効果なのか、日本の特殊事情がたまたま共鳴的にプレストン効果と同方向に働いているのかどうかは不明であるからである。この方面の将来研究の agenda としては、一つは支出統計だけでなく所得統計、収入統計によってもその適応性が明らかにされなければならないし、次のステップとして単にフローの支出や所得データだけでなく、ストックとしての不動産やその他の経済的データ、つまり wealth data の分析も不可欠になってくるだろう。わが国では一たんフローデータを離れると wealth データに関してはあまり情報がないのである。

第2としてこの論文で扱った支出データ以外のものによる分析は、それとプレストン効果とは関係があっても途中にあまりにも多くの中間的変数が介在しているようであり、かりに関係があったにせよ spurious なものである可能性がある。日本の場合は途中あまりにも社会慣習、文化、社会体制といった要素が多く見られ、これらを標準化してその影響を中性化するの是一朝一夕に行かないであろう。

最後にこのプレストンの議論に対して、それは老人人口を一枚岩として扱すぎているというのがある。たしかに米国では平均として老人は恵まれているかも知れないが、最貧グループの中には一人暮らしの身寄りのない老人が非常に多く、一把ひとからげに老人が青少年より恵まれているとみるのは危険であるという。このコメントはなるほどと言えるものである。たしかに老年人口といっても多岐にわたる。しかし、そのように一人暮らしの恵まれない老人がいるからこそ、米国政府はこれまで手厚い援助を行って来たと言える。将来は老人といっても富める老人と本当に貧しい老人に分けて異った扱いをすべきだとの意見もある。しかし反面そのような差別政策を採ることは老人福祉の精神に反するという見方もあり、まだこれから論議をよぼう。

## Well-Being among Children and the Aged in Japan

Shigemi KONO

This paper is based on the broader paper co-authored with Professor Samuel Preston entitled "Trends in Well-being among Children and the Elderly in Japan" submitted to the Sloan Conference on the Changing Well-being of the Aged and Children in the United States held in Luxembourg, June 1987. Unless the Journal of the Population Problems has the rigid regulation that the contributors to it should be staff members of the Institute, the present writer should have had Professor Sam Preston as co-author. Indeed, the main idea of this paper is Preston's. On the other hand, however, the present writer would like to mention that this paper is not a translation of that paper and it is the author's own account. It is a brief message to Japanese audience on what is called the Preston effect and on the application of his thinking to the Japanese scene. The main point of this paper is to analyze the age-wise tables of monthly cash expenditures among Japanese households and to show the present writer's own interpretation.

The paper first discusses the recent trend of economic-demographic thinking drifting towards that population growth is not so overwhelmingly negative factor for economic advances as to swamp the impact of all other influences. In a similar vein, it can be argued that the increasing proportion of a functional group of the population is not so preponderantly menacing to its own well-being as to nullify the impact of all other influences. As Preston pointed out in his famous Presidential Address of PAA in Minneapolis in 1984, a conventional analysis of the 54 percent increase in the number of the aged and 7 percent decrease in the number of children between 1960 and 1980 in the United States would lead to the expectation that these demographic changes would operate against the well-being of the elderly, and in favor of children. Smaller numbers of children should allow the use of more educational resources per child ; and a substantial increase in the number of persons over 65 should increase the strain on government pension schemes and subsidized medical care. Preston argues to the contrary that the increase in the number of the elderly has contributed to their improved well-being, while the decrease in the number of children has served to worsen their relative position.

The present paper is an application of Preston's theme to the situation of Japan where culture and traditions are widely different from the European-descent cultures.

Surprisingly, the Preston's idea seems to be proved robust for Japan where culture and customs as well as social and political background are so much divergent. As shown in Tables 1 and 2 as well as in Figure 1, for past 10 years from 1975 to 1985, the expenditures of the households where the aged belong have increased more rapidly than those of the households where children live. At the same time,



there are clear difference in the expenditure trends by age which are especially visible in the low income tabulation of Table 2. Between 1980 to 1985, declines in the low income population were highly concentrated at age 60 and above. It is likely that the exceptional reduction in the percentage of low-income group among the older population between 1980 to 1985 is thought to be related to the expansion of pension benefits.

Unfortunately, Japanese data on income have not been tabulated on a person basis. To partially fill in this gap, original tabulations have been prepared of data from the Social Survey conducted for Health and Welfare Administration, using the tapes for 1975, 1980 and 1985. Household income is not available, but use has been made of the data on monthly household expenditure as a proxy for income. The Social Survey is self-weighted. The Survey interviewed 331,303 persons in 1975, 295,469 persons in 1980, and 283,854 persons in 1985.

Adjustments have been made of the expenditure data so that they are expressed in 1985 prices. We have also adjusted for household size, using equivalence scales developed for defining the poverty population in the United States.

In the similar vein as Preston did it before, changes in suicide rates, mortality rates, patient rates, mental patient prevalence rates, youth's height and weight as well as teacher's salary income in real terms were analyzed and discussed. Although these indicators are important and show meaningful results to add another aspect of robustness of Preston's idea, there are a host of other intervening variables in Japan which complicate and blur the direct relationships between the effect of increase or decrease in population size and the well-being of children and the elderly.

# 高齢人口移動の新動向

内野 澄子

## I 欧米における高齢人口移動

欧米諸国における人口高齢化の問題に関連する1つの側面として重大な関心を呼ぶに至った新しい課題は、高齢人口移動の実証的研究とその理論的研究である。

人口高齢化の開始が早かった欧米諸国では、高齢人口移動についての関心もすでに1960年代に高まり、特に社会学者、地理学者、都市計画担当者の間において活発に調査研究が推進されてきた。1970年代から1980年代にかけて、人口高齢化の人口学的研究を背景として高齢人口移動は幅広く社会科学の分野から実証的研究が推進された。このような高齢人口移動の研究を促進せしめた直接的要因は、高齢人口の移動が急速に増大してきたという事実が一般的に広くみとめられてきたこと、そしてまた欧米諸国の人口高齢化の傾向は移動人口に占める高齢人口の割合の増大をもたらすことになるという理解を背景としている<sup>1)</sup>。

しかし、このような高齢人口の移動量の増大と将来における増加の加速化の可能性にもかかわらず高齢人口移動の実証的研究もなお極めて不十分であり、理論の成熟化をもたらすに至っていない。人口移動理論においては、その焦点は移動性の高い若い人口におかれ、高齢人口移動は軽視される傾向があった。労働力人口の移動に関する理論は社会科学の重大な研究対象の1つとしてとりあげられており、ぼう大な研究成果をもっている。しかし、高齢人口の労働力は主として退職後のものであり、労働力人口の主体を占めている定年前の青壮年人口とは、その労働執着度において著しく異なっているだけに、移動理由も異なっていると考えられ、労働力人口移動理論は高齢人口の移動に適用されがたいようにも思われる。

欧米における高齢人口移動に関する研究は、なお不十分であるとはいえ著しい発展を示している。その現況を把握することはよいではないが、筆者が知りえた限りでの情報から欧米における高齢人口移動の研究について若干ふれておこう。次の2個の論文はこのような現状と問題点を理解する上において有用である。

Peter A. Murphy, Migration of the Elderly a Review, *Town Planning Review*, Quarterly Volume 50, Number 1, January 1979, pp.84—93.

Robert F. Wiseman, Why Older People move Theoretical Issues, *Research on Aging*, Volume 2, No. 2, 1980, pp.141—154.

前者のMurphy論文は、サブタイトルの示している如く、高齢人口移動について今日まで行われてきた研究成果についての検討、いいかえれば総合評価を行ったものである。さらにMurphyは将来における研究についての優先領域を示唆しており、欧米の現状を理解する上において極めて有用な論文である。

Murphyのこの論文では次の5つのテーマがとりあげられている。第1は高齢人口移動の動機(motivations)である。経済的誘因、生活周期の段階、社会的動機(たとえば、若い人口の間におけ

1) Peter A. Murphy, "Migration of the Elderly A Review", *Town Planning Review*, Quarterly Valume 50, Number 1, January 1979, pp.84—93. (p.84参照).

る移動性向の増大は、彼等の老年期における移動性を高める)、社会心理的動機についての研究成果をとりあげている。経済的動機で注目すべき研究は、新古典派経済学的モデルでは地域間移動を地域間の雇用機会や所得水準の格差によって説明しているが、大部分の定年退職者にとっては考慮を必要としない要因であり、新古典派理論はもはや通用しないといった仮説である。しかし、経済的な分野では住宅のコストの上昇、土地の不足により、定年退職者の移動の方向が変化してきているといった研究がある。オーストラリアのシドニーやメルボルンでは60~64歳のコウホート人口が著しく減少(1971年センサス)しているにもかかわらず、小さい都市ではそのような減少は生じていない。大都市における相対的に高い生活費という経済的要因によるものであることが示唆されている。また小さな町は生活がしやすく、地域共同体的意識の高いことが高齢人口の吸引要因となっているといった研究が紹介されている。

第2は目的地(destinations)である。距離の摩擦(friction of distance)が退職者の移動にも観察できるが、一般的に言って高齢者の移動の大部分は短距離であるといえる。また、アメリカにおいては気候が州間移動という比較的長距離の移動の重要な決定要因になっている。暖かい気候は、暖房や衣類の面で安上がりであり、また健康上にもすぐれており、定年退職者に対する強力な移動誘因となっている。目的地の人口構造も選択上考慮される重要点である。高齢人口がすでに多いところでは高齢者についての施設も整備されており、新しく移動してくる高齢者にとっては経験を分かちあうことのできる高齢者の存在という有利な条件が揃っている。

第3は移動人口の特性(characteristics of movers)である。ここでの重要な指摘は同じく高齢者であっても移動性に格差があるということであるが、しかし、この分野の研究はなお極めて少ない。ある研究によると、高所得、高い教育水準の高齢者の移動性が高いということである。それはこれらの高齢人口は過去において移動経験をもっていることが多く、かつ移動する能力をもっているからである(mobility breeds mobility—移動が移動をはぐくむ)。

第4は情報の流れ(information flows)である。移動を促進したりあるいは抑制したりする効果をもつ情報に関連する活動は多いが、特にこれを対象とした研究はほとんどない。

第5は出発地と目的地に対する高齢人口移動の影響であるがこの分野の研究文献もなお少ない。ある研究によると、高齢人口が流出した地域は一特に若い人口の流入人口によって人口水準が維持されるばあい—少なくとも次の3つの点で有利である。第1は、高齢人口流出によって空いた住宅が若い人口にとっては利用可能となる。第2は、高齢者に対する福祉ニーズが減少する。第3は都市化に内在するインフレーションの圧力がわずかではあるが緩和される。このような影響の大きさは分らないがおそらく小さなものであろう。特に、高齢者移動の大部分が都市内部で行われるばあいには。

他方、目的地は、多くの移動者を発生させる大都市よりも通常小さいため、その影響はより強いものと思われる。積極的な側面としては、高齢者の流入は、若い人口の流出によるギャップを埋めることになり、地域経済の維持、あるいは拡大にまで貢献することがあげられる。しかし、この仮説を検討するためには年齢別に分類された流出入のデータが必要である。退職者の流入は、目的地での雇用を必要としないが、彼等の年金やその他の支払はその地域の消費需要を増大せしめるであろう。ある研究では、退職者が流入する小さな地域のばあいにはおそらく利益の方がコストよりも大きいであろうという。しかし、このような高齢人口の出発地、目的地に及ぼす社会的、経済的、行政的影響の計測は極めてこんなんであろう。

高齢人口の移動は、もちろん、地域の人口に影響を及ぼす1つの要因にすぎない。人口の高齢化、人口分布の関連においての分析が必要である。Murphyも、「あきらかにこれらの複雑な現状は、全体として理解されなければならない。しかし、高齢人口の移動は重大性がますます大きくなる。より大きな全体像の構成要素であって、学界の専門家や計画研究者または中央、地方政府の政策レベルで

のもっとも重大な関心に値いするものである」と結論している<sup>2)</sup>。

第2のWisemanの論文は、サブタイトルの示している如く高齢人口移動に関する理論上の問題を検討している。Murphyの論文が今日までの高齢人口移動に関する研究成果の総括的検討であったのに対し、Wisemanは、高齢人口移動理論の確立の必要性を提唱しているユニークな論文であるといえよう。Wisemanは、経験的知識がすでにかかなり蓄積されているにもかかわらず、高齢人口移動理論は立ちおけていることを指摘し、理論形成への新しい挑戦を示したものとして注目される。

Wisemanは、そのために2つの概念上のモデルを提起している。1には行動モデルであって、そこでは移動プロセスを相互関連している決心のセットとして考えている。第2は移動のタイプ区分であって、動機、移動人口の特性、移動の結果等が含まれている。

Wisemanの所論の中で興味深い事実の指摘や考え方について参考のため若干ふれておこう。

#### (1) 高齢期における2つの特徴的時期

移動率の増大する時期として60～69歳と75歳以上の2つの時期のあるということが指摘されている。60～69歳は定年退職のピーク時にあたっており、快適な住宅に対する希望が増大する。75歳以上の時期では、健康を喪失したり、あるいは配偶者の死亡などによって扶助の必要が生じる可能性が大きいことによるものである。

#### (2) 高齢人口移動率は低くはない

高齢人口は他の年齢人口に比較して移動率は低い。しかし、このことは高齢人口移動が小さな現象であり、取るに足らない現象であることを意味しない。1965～1970年の5年間に64歳以上のすべてのアメリカ人の4分の1以上(28%)が少なくとも1回住宅を変えている。

#### (3) 高齢人口移動の理論的行動モデル

特にWisemanの注目すべき研究は、行動モデル(Behavioral model of elderly migration)の作成である<sup>3)</sup>。ここでは、すべての人々は潜在的移動者であって、居住状況を彼等のニーズ、期待、資力等の観点から絶えず再評価しているものと前提されている。このモデルでは、移動しなかったものは個人的な調整、住宅の調整、止むをえない定住という形態をとっている。しかし、すべての人は、住宅の満足度の評価を絶えずやっていることになるが、その過程の中にはTriggering mechanism, Indigenous factors, Type of move, Destination selectionに、migration outcomeがふくまれている。

- Triggering mechanism (引き金となるメカニズム)には①生活周期段階の変化、②年齢に関連して生ずる重大な喪失、③環境上の不都合、④選択した生活スタイルの変化、⑤止むを得ざる移動
- Indigenous factors (内在的要因)には①所得等の個人的資力、②以前の移動経験、③地域社会での結びつき、④移動によるありそうな結果についての認識、さらにまたExogenous factors (外因的要因)として①住宅市場、②生活費等をあげている。
- 移動のタイプとしては①移動、②季節的移動、③転勤
- 目的地選択(Destination selection)には①潜在的目的地の知識、②旅行、休暇等の経験、③必要な援助あるいは望んでいる快適性のある場所、④移動者求人誘因と昇進の期待、⑤移動に関連して援助してくれる友人その他の人々のいる所があげられている。
- 移動の結果(Migration outcomes)には①移動距離、②生活形態、③住宅のタイプ、④近隣のタイプが示されている。

(4) 第2のモデルは移動のタイプであって、動機、移動人口の属性、移動の結果を含んだもので

2) *ibid.*, p.91.

3) Robert F. Wiseman, "Why Older People Move Theoretical Issues", *Research on Aging*, Volume 2, No. 2, 1980, p.145.

ある<sup>4)</sup>。

(5) Wisemanは、以上の行動モデルとタイプのモデルが相互に補充しあうものであり、これに着眼することによって理論的開発を行うことが有用であること。そしてまた住居変動の過程は孤立した現象ではないから、全体的な立場から考察すべきであることを強調している。

しかし、ここで重要な点は、高齢人口移動理論と一般人口移動理論との関係である。たしかに、定年退職者の高齢人口の移動が活動期の青壮年人口のそれと著しく異なっていることはあきらかである。そうかといって高齢人口に特有の移動理論の確立が可能であるか、また必要であるかといった問題が残される。Wisemanは、一般人口移動理論における豊富な概念を無視することなくこれを活用して高齢人口移動理論の発展をはかることができるとしている<sup>5)</sup>。

筆者も、高齢人口の移動といっても人間の生涯における移動行動の一環であり、したがって、高齢人口移動理論も一般人口移動理論から独立するものではなく、むしろその中に包摂されるものであり、かつ高齢人口移動理論の研究は、一般人口移動理論の高度化、総合化をもたらすものといえることができるであろう。

## II 日本における高齢人口移動の研究

日本における高齢人口移動についての研究は、最近ようやくごく一部の専門家によってその事実が指摘され始めたにすぎない。最近まで、日本では人口移動は青年あるいはせいぜい壮年人口であって、老年人口は移動しない—あっても例外といつてよい程度のも—といった見解が支配的であった。したがって、高齢人口移動の研究は前述の欧米に比較して著しく立ちおくれている。

事実、日本の人口移動を年齢別にみれば20～24歳で最高の移動率がみられ、そのあと年齢の上昇にともなって急減し、高年齢になるほど小さくなる。したがって、人口移動理論は青壮年層、つまり10代の後半からせいぜい30歳代までを対象とするものであった。

しかし、1980年代にはいつて、部分的な現象としてはあるが一部の専門家によって高齢人口の移動率の反騰といった表現で指摘されるに至った。大友<sup>6)</sup>、鈴木<sup>7)</sup>、岡崎<sup>8)</sup>、石水<sup>9)</sup>の研究をあげることができる。筆者も1986年の日本老年社会科学大会において熊本県における高齢人口移動について報告を行った<sup>10)</sup>。

4) *ibid.*, pp.144-151.

5) *ibid.*, p.142.

6) 大友篤, 「昭和55年国勢調査抽出速報にみる人口移動の新局面(高年齢層での移動率の反騰)」『国勢調査ニュース』No.15, 総務庁統計局, 1981年7月30日, pp.1-3.

Atsushi Otomo, 「Mobility of Elderly Population in Japanese Metropolitan Area」, 『人口学研究』, 第4号, 古今書院, 1981, pp.23-28.

大友篤, 「日本における高齢人口の移動」(日本人口学会第36回大会(昭和59年6月1日・2日)自由論題報告), 『人口学研究』, 1985年5月, 第8号, p.21.

7) 鈴木啓祐, 「高齢人口における移動の理由別構造」, 黒田俊夫編, 『高齢化社会の基本問題に関する研究』, 統計研究会, 1982, pp.159-191.

8) 岡崎陽一, 「人口移動と農村開発」, 『日本の人口転換と農村開発』(アジア人口・開発協会, 人口開発シリーズ), 1985, pp.65-77.

9) 石水照雄, 「大都市地域における高齢人口の空間的残留過程の仮説について」, 『明日の都市』9巻, 大都市と大都市圏問題, 中央法規出版K.K., 1981, pp.142-159. 本論文は高齢人口の移動を直接対象としたものではなく, 青年人口の流出結果としての地域人口に占める高齢人口比重の増大傾向, いいかえれば高齢人口の非移動性を指摘したものである。

10) 内野澄子, 「熊本県における高齢人口移動の動向と特徴—高齢人口移動増大仮説—」, 日本老年社会科学会第28回大会研究報告, 1986年10月11日.

日本におけるもっとも早い指摘は、大友によるものであって、1980年国勢調査抽出速報により（1981年）、次いで同じく1980年国勢調査結果の詳細な報告によって（1985年）、65歳以上人口における移動率が60～64歳あるいは55～59歳のそれを上回るという反騰現象を明らかにした。

鈴木（1982年）は、広島県の行った1978年の市町村別人口移動調査の再集計を行い注目すべき分析を行っている。第1点は、高齢人口の移動率は低いが「居住」による移動の割合が大きくなることの指摘である<sup>11)</sup>、欧米においても高齢人口の移動の大部分が気候、快適性を求めた居住地の移動であることから、鈴木の見解も注目される。第2点は、鈴木自身指摘していないが、広島県内の移動率、県外からの転入率、県外への転出率のいずれにおいても、60～64歳を最低として65歳以上において反騰していることである<sup>12)</sup>。特に、県内移動率において著しい。1978年1年間の、かつ広島県のみのものであるとはいえ、高齢人口の移動率の増大開始を示すものであったといえよう。

岡崎は、男女年齢別移動率を、1960年、1970年、1980年の国勢調査結果から算出し、20年間の変化の分析を行っている。この中で注目すべき指摘の第1点は、高齢人口の移動率の上昇である。65歳以上をさらに5歳階級別に区分して、65～69歳（男）あるいは60～64歳（女）を最低としてそのあと増大に転じている現象が1980年に生じている。これは1960年、1970年にはみられなかった現象である<sup>13)</sup>。第2点は、高齢になると女子の移動率が男子のそれを上回ることが注目される。しかし、この傾向は1980年だけでなく、1960年、1970年にもみとめられる。これは高齢女子の移動理由によるものと考えられ、重要な検討課題であろうと述べている。

筆者もこのような最近における研究成果を基礎としながら、熊本県の1980年の国勢調査の移動調査結果について若干の分析を行い、高齢人口移動増大傾向の一端を明らかにすることを試みた<sup>14)</sup>。

次の課題は、以上述べてきたような若干の専門家による高齢人口移動率の増大という兆候が果して全国的にあるいは部分的な現象であるかどうかの検証である。たしかに、1980年の国勢調査結果からみる限り、高齢人口移動率がほぼ65歳以上において年齢の増大にともなって、その年齢までの低下傾向から逆転して上昇する傾向がみられる。しかし、それ以前にはみられなかった傾向であり、確認する必要がある。それは次のような理由によるものである。

第1は、そのことが立証されるとそれは高齢者ほど移動しないという定説をくつがえすことになるからである。

第2は、もしそうであるならば、これからの人口高齢化の加速化の中で増大することになり、その社会的、経済的影響がきびしいものとなるからである。単に高齢化という観点からだけでなく、高齢者の移動を対象とする社会的、経済的対策を早く検討しておく必要がある。

第3は、もしそれが事実であるとするならば、欧米先進国の経験に追随するものであり、当然の傾向であるといえる。しかし、同じような傾向であるとしても、その実態も同じであるという保証はない。特に、文化、社会制度、経済組織あるいは労働観、健康観、ひろく生活観において、著しく異なっていると考えられる日本の特徴との関連で検討されなければならない。また、このような高齢者の移動率上昇は、高齢者対策上新しい課題を提供することも十分に考慮されなければならない。

以上のような認識の下に、人口問題研究所では1988年度において大規模な実地調査実施の企画を検討中である。このような調査の実施にあたって、日本の研究のみならず欧米の研究成果をも考慮に入れて、次のような仮説を設定した。

第1は、高齢人口移動がほぼ一般的な傾向として発生してきているであろうという仮説。

11) 鈴木啓祐, 前掲(注7), p.178.

12) 鈴木啓祐, 前掲(注7), p.160, 表1参照.

13) 岡崎陽一, 前掲(注8), pp.70～71(表2男女年齢別移動率参照).

14) 内野澄子, 前掲(注10)論文.

第2は、高齢人口の移動率の上昇への転換は、日本の一般的な定年後の65～69歳を最低として年齢の上昇と共に増大に転ずるといふ仮説である。アメリカでは65～74歳の移動率が、75歳以上よりも高いといった指摘がある<sup>15)</sup>。また、ニュージーランドでは65～74歳と85歳以上で高く、その中間で低く、U字型の移動率を示しているという<sup>16)</sup>。しかし、日本のばあいはアメリカやニュージーランドのいずれでもなく、年齢の増大にともなって一方的に増大する傾向を仮説とした。

第3は、移動要因についての仮説である。定年退職後の10年あるいは15年、すなわち70～75歳までは仕事上の理由による移動が多く、75歳以降は健康上あるいは配偶者の死亡による扶養、医療上の理由による移動が多くなるものと仮定する。具体的にいうと子供世帯やその他の世帯との同居、施設への入所、郷里への引退、気候、レジャーにめぐまれた土地を求めて環境上の理由による移動等が考えられる。いずれにしても、世界一の長寿の中での健康条件、労働意欲、高学歴、生活水準の上昇等を背景にして、高齢人口の移動は今までとは異なった動因の下に多様化した移動形態の選択が行われるものと思われる。

### Ⅲ 日本における高齢人口移動の現状

以上においてのべてきたような日本における高齢人口移動増大の兆候を背景にして、欧米諸国におけるその現状と研究の動向についての考察を行ってきた。そして日本における高齢人口移動増大の兆候はおそらく現実を反映するものとして考えたが、まずその実態を明らかにする必要があることを痛感し1988年度実地調査の実施を決定した。この調査実施にあたり、現在において可能な限りの情報収集と事実分析を行っておくことが必要である。以下は全国都道府県別ならびに人口30万以上の都市と県庁所在都市についての高齢人口移動の現状についての分析である。

#### 1. 都道府県別にみた高齢人口移動の現状とパターン

1980年国勢調査における入居時期・前住地調査結果により、都道府県別に総数、男女年齢別に移動率（ここでは入居率をいう）をみると表1の如くである。この表には総数、男女別に示されている。高齢人口移動の増大傾向を明らかにするため、50歳代からの年齢をも示しており、どの年齢から増大に転ずるかを知ることができる。表1—(1)は総数を示したものである。なお、この移動率は、1975年10月～1979年9月までの入居と1979年10月以降1980年9月までの入居の合計についてのものである。なお、参考のために全国人口についてみると、総数では前者の時期のもの22.4%、後者の時期のもの9.6%で合計32%でほとんど3分の1に達している。

都道府県別にみて、高齢人口の移動率が最低に達するのはほとんどの県が65～69歳であってそのあと増大傾向に転じている。この65～69歳の移動率は県によって著しい差がみられる。たとえば北海道は20%を越えている唯一の県で21%に達しているが、島根県、山梨県ではそれぞれ7%、7.3%で北海道の3分の1にすぎない。水準別に区分してみると次の如くである。

20%以上	: 北海道 (1県)
15～19%	: 埼玉, 千葉, 神奈川, 大阪, 福岡 (5県)
10～14%	: 青森, 宮城, 東京, 石川, 静岡, 愛知, 滋賀, 京都, 兵庫, 奈良, 和歌山, 広島, 山口, 徳島, 愛媛, 高知, 長崎, 熊本, 大分, 宮崎, 鹿児島, 沖縄 (22県)

15) Alan Pifer and Lydia Bronte ed., "Our Aging Society", W. W. Norton & Company, New York, 1986, p.88 (Siegel と Taeuber の共著 *Demographic Dimensions of an Aging Population*).

16) L. D. B. Heenan and Moffat, Kevin, "Interregional Demographic Aging and Migration of the Elderly" in *Newzealand, Asia-Pacific Population Journal*, Vol. 1, No. 4, December 1986, p.71.



10%未満 : 岩手, 秋田, 山形, 福島, 茨城, 栃木, 群馬, 新潟, 富山, 福井, 山梨, 長野, 岐阜, 三重, 鳥取, 島根, 岡山, 香川, 佐賀 (19県)

高齢人口移動率のもっとも高い北海道を除くと一般に都市化の著しい地域で一般に高く, 農村的な県において一般に低いという傾向がみられる。

高齢人口移動率が最低に達する年齢を男女別にみるとかなり異なった傾向がみられる。表1—(2)は男について示したものであるが, ここでは65~69歳を最低とする県がもっとも多いが, 他方に70~74歳, あるいは75~79歳, 80~84歳において最低に達する県があり, かなり分散している。65~69歳の移動率が最低の県は27県であるのに対して, 70~74歳あるいはそれ以上で最低率を示している県は19県に達している。

しかし, 女についてみると (表1—(3)), 65~69歳で最低の県がやはりもっとも多く27県に達しているが, 男と異なっている点は60~64歳ですでに最低に達している県が12県 (男は1県) もある。

ここで重要な点は, 最低率に達して上昇するといった傾向のみられない県がある。総数では栃木, 群馬, 埼玉, 千葉, 岐阜, 静岡, 滋賀の6県であり, これらの県はほぼ大都市圏あるいはその周辺の県である。

しかし, ある高齢人口で最低移動率に達したあと増大に転ずる県は総数でみると34県あり, 高齢人口移動の上昇傾向が一般的にみられるとあってよいであろう。他方, 従来の高齢者にみられた伝統的な移動傾向がいぜんとして高齢においてもなお持続するパターンのものが7県あり, その他明確なパターンを示さないものが6県ある。

#### 1. 総数でみたパターン

##### 1) 上昇パターン (34県)

北海道, 青森, 岩手, 宮城, 秋田, 東京, 神奈川, 新潟, 富山, 石川, 福井, 山梨, 長野, 三重, 京都, 大阪, 兵庫, 鳥取, 島根, 岡山, 広島, 山口, 徳島, 香川, 愛媛, 高知, 福岡, 佐賀, 長崎, 熊本, 大分, 宮崎, 鹿児島, 沖縄

##### 2) 下降持続傾向パターン (7県)

栃木, 群馬, 埼玉, 千葉, 岐阜, 静岡, 滋賀

##### 3) その他のパターン (6県)

山形, 福島, 茨城, 愛知, 奈良, 和歌山

さらに男女を組み合わせたばあいのパターンでみると次の如くである。

#### 2. 男女を組み合わせたパターン

##### 1) 男女共に上昇パターン (23県)

北海道, 青森, 秋田, 岩手, 東京, 神奈川, 富山, 石川, 福井, 京都, 大阪, 島根, 岡山, 山口, 香川, 愛媛, 高知, 福岡, 長崎, 熊本, 大分, 宮崎, 鹿児島。

##### 2) 女上昇, 男下降パターン (9県)

新潟, 山梨, 三重, 和歌山, 鳥取, 広島, 徳島, 佐賀, 沖縄。

##### 3) 男上昇, 女下降パターン (3県)

埼玉, 千葉, 滋賀。

##### 4) 男女共下降持続傾向パターン (2県)

群馬, 静岡。

##### 5) 男女共不明確なパターン (10県)

宮城, 山形, 福島, 茨城, 栃木, 長野, 岐阜, 愛知, 兵庫, 奈良。

表1 都道府県別高齢人口移動率（入居率）  
（1975年10月～1980年9月入居者）

(1) 総数

(%)

都道府県	50～54歳	55～59歳	60～64歳	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
北海道	29.4	25.6	21.7	21.1	23.2	26.3	28.5	28.3
青森	14.9	12.8	11.0	10.5	11.8	13.2	13.8	13.2
岩手	13.0	11.0	8.8	8.2	8.9	10.4	10.5	10.0
宮城	15.1	13.1	10.9	10.1	10.1	10.8	10.2	10.0
秋田	12.5	10.7	8.5	8.1	8.8	9.4	10.5	10.0
山形	11.3	10.1	8.5	7.5	7.6	8.0	7.7	7.6
福島	12.9	11.2	9.5	8.7	9.1	8.9	8.6	8.1
茨城	11.3	9.9	9.0	8.0	7.9	7.6	7.6	7.8
栃木	11.3	9.8	9.1	8.5	8.4	8.1	8.0	7.3
群馬	12.0	10.5	9.7	9.1	8.9	8.8	8.4	8.3
埼玉	18.5	17.1	16.1	15.8	15.7	15.6	15.1	15.0
千葉	19.5	17.6	15.9	15.1	14.9	14.0	13.4	13.0
東京都	20.0	16.7	14.5	14.0	14.1	14.7	15.9	17.4
神奈川県	20.9	18.6	16.7	16.5	17.1	17.3	17.6	17.3
新潟	11.8	10.0	8.2	7.3	7.4	7.7	7.8	7.6
富山	11.0	9.6	8.1	7.9	8.2	9.5	9.9	10.3
石川	15.4	13.3	12.4	11.4	12.4	13.3	14.0	13.2
福井	10.9	9.6	8.0	7.9	8.6	9.4	9.8	9.5
山梨	10.3	8.7	7.8	7.3	7.4	7.5	7.9	8.1
長野	10.9	9.4	8.1	7.6	7.5	8.0	7.8	7.8
岐阜	11.8	10.3	9.3	8.2	8.4	7.8	7.8	7.2
静岡県	14.7	13.1	11.6	10.9	10.8	10.0	9.6	9.2
愛知県	16.9	14.7	13.0	12.2	12.3	12.4	12.0	11.5
三重	12.0	11.0	9.8	9.1	9.2	9.2	9.2	9.5
滋賀	13.6	12.2	10.9	10.1	9.4	9.4	8.8	8.4
京都	15.6	13.8	12.5	11.9	12.1	12.5	13.5	14.2
大阪	21.7	19.4	17.8	17.1	17.3	17.7	18.5	18.6
兵庫県	18.9	16.2	14.1	13.4	13.3	13.4	13.8	13.5
奈良	17.5	15.6	14.7	14.1	13.6	13.8	13.4	12.9
和歌山	14.3	12.0	10.9	10.3	10.8	10.5	10.6	10.7
鳥取	12.3	10.7	9.3	8.3	8.6	9.5	9.5	9.2
島根	11.6	9.6	7.7	7.0	7.5	8.0	9.3	9.4
岡山	13.4	11.8	10.0	9.2	9.8	10.3	11.1	11.0
広島	18.4	15.3	12.8	12.0	12.3	12.6	13.0	13.1
山口	17.9	15.2	12.2	11.4	12.4	13.3	14.5	15.3
徳島	12.3	11.0	10.0	10.0	11.0	12.0	12.1	12.6
香川	13.7	11.5	10.4	9.9	10.9	12.1	13.0	13.2
愛媛	15.6	13.8	11.7	11.2	12.1	13.0	13.3	13.5
高知	16.8	15.0	13.8	13.4	14.7	16.8	18.4	19.1
福岡	22.1	19.3	16.4	15.7	16.9	18.6	20.4	21.5
佐賀	12.5	11.2	10.1	9.8	10.7	12.3	14.5	13.3
長崎	17.8	15.6	13.9	13.4	14.3	16.3	17.7	18.6
熊本	16.2	14.4	12.1	11.6	12.9	14.7	16.3	16.9
大分	15.8	14.0	12.0	11.3	12.6	14.1	15.2	15.5
宮崎	18.8	15.5	12.8	12.2	13.4	14.7	15.6	16.0
鹿児島	18.3	15.4	12.3	10.7	11.5	13.0	14.4	14.5
沖縄	20.0	17.2	15.4	14.9	15.1	15.8	15.8	16.6

資料：国勢調査結果より算出（1980年）

備考：破線で示してあるところは最初に低下した値である

表1 (つづき)

(2) 男

(%)

都道府県	50～54歳	55～59歳	60～64歳	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
北海道	30.8	28.3	21.9	19.7	20.4	22.6	25.1	25.9
青森	15.9	13.6	10.8	9.8	10.7	11.5	12.3	13.0
岩手	14.7	12.6	8.8	7.8	8.3	9.1	9.7	9.6
宮城	16.2	14.0	10.6	9.4	9.1	9.8	9.3	8.3
秋田	14.6	12.9	9.4	7.9	8.0	8.4	10.0	8.8
山形	12.1	10.7	8.6	7.4	7.0	7.5	7.1	8.4
福島	14.0	12.0	9.3	8.6	8.3	8.1	8.8	7.6
茨城	12.3	10.6	8.9	7.5	7.6	7.0	6.5	7.2
栃木	11.8	10.6	8.8	7.9	8.0	7.6	6.9	6.9
群馬	12.5	10.9	9.3	8.6	8.2	8.2	7.6	7.2
埼玉	18.9	17.4	15.1	14.3	14.0	14.3	13.8	14.7
千葉	20.4	18.5	15.2	13.9	13.6	12.9	12.4	12.6
東京都	21.2	17.5	14.0	12.6	12.4	12.6	13.2	14.3
神奈川県	21.8	19.3	15.9	14.8	15.3	15.5	15.7	16.3
新潟	13.2	11.3	8.4	7.1	7.1	7.1	7.2	6.5
富山	12.2	10.7	8.2	7.7	7.5	8.7	9.0	9.8
石川	16.2	13.7	12.2	11.0	11.1	12.0	12.5	12.3
福井	11.5	10.5	7.9	7.7	8.0	8.5	8.9	9.3
山梨	10.7	9.1	7.5	7.0	7.1	6.8	6.4	6.3
長野	11.6	10.0	7.7	7.2	6.9	7.1	7.1	6.9
岐阜	12.4	10.9	9.0	7.9	7.9	7.2	7.3	6.3
静岡県	15.1	13.4	11.1	10.2	10.3	9.1	8.8	8.7
愛知県	17.7	15.4	12.6	11.4	11.2	11.2	11.0	10.6
三重	12.2	11.6	9.4	8.5	8.5	8.1	8.0	7.8
滋賀	14.2	12.8	10.9	9.5	8.9	8.8	8.3	8.6
京都	16.2	14.2	12.0	11.0	10.9	11.1	11.4	11.5
大阪	22.9	20.3	17.5	15.8	16.0	15.8	16.4	17.2
兵庫	20.1	17.3	13.9	12.2	12.0	11.7	11.9	11.4
奈良	17.8	15.8	14.0	12.9	12.7	12.5	11.8	11.6
和歌山	14.7	12.5	10.3	9.5	10.1	9.3	9.3	8.9
鳥取	13.2	11.1	9.1	7.7	8.6	8.9	8.4	7.8
島根	13.0	10.7	7.9	6.9	7.1	7.2	8.3	8.4
岡山	14.1	12.5	10.0	8.5	9.3	8.8	9.9	10.0
広島	19.9	16.9	12.7	11.4	11.4	11.1	11.2	10.4
山口	18.9	17.2	12.4	10.8	11.4	11.4	12.3	13.5
徳島	13.2	11.3	9.5	9.8	10.2	11.2	11.0	9.7
香川	14.8	12.3	10.3	8.9	10.1	10.2	11.8	11.5
愛媛	16.5	14.7	11.4	10.5	11.2	11.3	11.3	11.1
高知	17.9	15.6	13.8	12.7	13.5	15.0	16.5	16.7
福岡	23.1	21.0	16.4	14.7	15.2	16.1	17.5	18.4
佐賀	13.0	11.9	9.7	9.5	9.8	10.5	12.3	11.5
長崎	19.2	16.7	13.8	12.7	13.0	14.3	15.2	16.4
熊本	16.9	15.6	11.6	11.1	11.7	12.7	13.4	13.9
大分	16.4	15.1	12.1	10.6	11.3	12.4	13.0	13.4
宮崎	18.7	16.9	12.6	11.4	12.2	12.9	13.1	13.1
鹿児島	19.6	17.7	13.3	10.5	10.7	11.3	11.9	12.6
沖縄	20.6	17.1	14.6	13.4	13.7	14.2	13.8	13.7

資料：前表と同じ

表1 (つづき)

(3) 女

(%)

都道府県	50～54歳	55～59歳	60～64歳	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
北海道	27.9	23.2	21.5	22.4	25.5	29.1	30.7	29.7
青森	13.9	12.1	11.1	11.1	12.7	14.3	14.6	13.3
岩手	11.5	9.8	8.7	8.5	9.4	11.3	11.1	10.3
宮城	14.0	12.3	11.1	10.6	10.9	11.6	10.7	10.8
秋田	10.6	9.0	7.8	8.1	9.4	10.0	10.7	10.5
山形	10.6	9.7	8.5	7.7	8.0	8.2	8.1	7.3
福島	11.8	10.6	9.7	8.8	9.7	9.4	8.6	8.4
茨城	10.4	9.3	9.1	8.4	8.2	8.0	8.2	8.0
栃木	10.7	9.2	9.3	9.0	8.7	8.4	8.6	7.5
群馬	11.5	10.2	10.0	9.5	9.4	9.3	9.0	8.8
埼玉	18.0	16.9	17.0	17.0	17.1	16.5	15.8	15.2
千葉	18.6	16.9	16.4	16.1	16.0	14.8	14.0	13.2
東京都	18.9	16.0	14.9	15.2	15.5	16.3	17.6	19.0
神奈川県	19.9	18.0	17.4	18.0	18.7	18.7	18.8	17.8
新潟	10.4	8.9	8.0	7.5	7.7	8.1	8.1	8.2
富山	9.9	8.6	8.0	8.1	8.8	10.0	10.5	10.6
石川	14.7	12.9	12.6	11.7	13.4	14.2	14.9	13.6
福井	10.3	8.8	8.1	8.0	9.0	10.0	10.3	9.5
山梨	9.9	8.4	8.1	7.6	7.6	8.0	8.8	8.9
長野	10.3	9.0	8.4	7.8	8.0	8.6	8.3	8.2
岐阜	11.3	9.9	9.6	8.5	8.9	8.4	8.2	7.7
静岡県	14.3	12.9	11.9	11.5	11.2	10.6	10.1	9.4
愛知県	16.0	14.2	13.3	12.8	13.2	13.3	12.7	12.0
三重	11.8	10.6	10.1	9.5	9.7	9.9	10.0	10.3
滋賀	13.0	11.7	10.9	10.6	9.9	9.9	9.1	8.3
京都	15.1	13.5	12.8	12.6	13.0	13.6	14.8	15.4
大阪	20.6	18.6	18.0	18.1	18.2	18.9	19.9	19.3
兵庫県	17.8	15.4	14.2	14.3	14.3	14.6	15.0	14.5
奈良	17.2	15.4	15.1	15.0	14.3	14.6	14.4	13.5
和歌山	13.9	11.6	11.2	10.8	11.4	11.4	11.4	11.6
鳥取	11.6	10.4	9.5	8.7	8.6	9.9	10.1	9.8
島根	10.3	8.7	7.5	7.1	7.8	8.7	9.9	10.0
岡山	12.7	11.1	10.0	9.7	10.2	11.5	12.0	11.6
広島	16.9	14.1	13.0	12.5	13.0	13.6	14.2	14.4
山口	16.9	13.6	12.0	11.8	13.1	14.6	15.8	16.2
徳島	11.5	10.8	10.4	10.2	11.6	12.6	12.9	14.2
香川	12.6	10.9	10.5	10.6	11.5	13.4	13.8	14.0
愛媛	14.8	13.0	12.0	11.7	12.9	14.2	14.7	14.7
高知	15.9	14.5	13.7	13.8	15.6	18.1	19.6	20.3
福岡	21.2	18.1	16.5	16.5	18.3	20.4	22.1	22.9
佐賀	12.1	10.7	10.5	9.9	11.3	13.5	15.9	14.2
長崎	16.6	14.7	13.9	14.0	15.2	17.6	19.1	19.7
熊本	15.5	13.4	12.4	12.1	13.7	16.1	18.1	18.4
大分	15.2	13.2	11.9	11.8	13.5	15.3	16.6	16.6
宮崎	17.3	14.4	13.1	12.8	14.3	16.0	17.2	17.5
鹿児島	17.2	13.8	11.5	10.9	12.1	14.1	15.8	15.4
沖縄	19.4	17.2	16.0	16.0	16.0	16.7	16.7	17.7

資料：前表と同じ

表2 高年齢期を通じて移動率が規則的に拡大傾向を示している県

(総数)

都府県	移 動 率 ( % )					増大率 (%) 65~69 / 85+
	65~69歳	70~74歳	75~79歳	80~84歳	85歳以上	
東京都	14.0	14.1	14.7	15.9	17.4	24.3
富山県	7.9	8.2	9.5	9.9	10.3	30.4
山梨県	7.3	7.4	7.5	7.9	8.1	11.0
京都府	11.9	12.1	12.5	13.5	14.2	19.3
大阪府	17.1	17.3	17.7	18.5	18.6	8.8
島根県	7.0	7.5	8.0	9.3	9.4	34.3
広島県	12.0	12.3	12.6	13.0	13.1	9.2
山口県	11.4	12.4	13.3	14.5	15.3	34.2
徳島県	10.0	11.0	12.0	12.1	12.6	26.0
香川県	9.9	10.9	12.1	13.0	13.2	33.3
愛媛県	11.2	12.1	13.0	13.3	13.5	20.5
高知県	13.4	14.7	16.8	18.4	19.1	42.5
福岡県	15.7	16.9	18.6	20.4	21.5	36.9
長崎県	13.4	14.3	16.3	17.7	18.6	38.8
熊本県	11.6	12.9	14.7	16.3	16.9	45.7
大分県	11.3	12.6	14.1	15.2	15.5	37.2
宮崎県	12.2	13.4	14.7	15.6	16.0	31.1
鹿児島県	10.7	11.5	13.0	14.4	14.5	35.5
沖縄県	14.9	15.1	15.8	15.8	16.6	11.9

ここで留意すべき点は、明確な増大傾向を示している県においてもその水準は様ではない。高い水準で上昇する県、低い水準で上昇する県があり、上昇に転ずるパターンとしてはほぼ同じであっても、その実体は必ずしも同じであるとは限らない。

また、65~69歳の最低移動率を出発点としながらそのあと年齢の増大にともなって移動率の顕著な上昇をみせている県もあれば、あるいは上昇傾向であっても極めてかんまんな県のばあいもある。

総数でみたばあい高齢期において移動率の上昇傾向を示している県は、前述の如く34県あるが、その中で65~69歳から始まった移動率の上昇傾向が70~74歳、75~79歳、80~84歳、85歳以上のすべての年齢において規則的に増大している県は19県ある。その他の県は多くのばあい80~84歳まで上昇を維持しているが85歳以上で若干低下している。この19県の移動率の変化の水準と増大率を示すと表2の如くである。

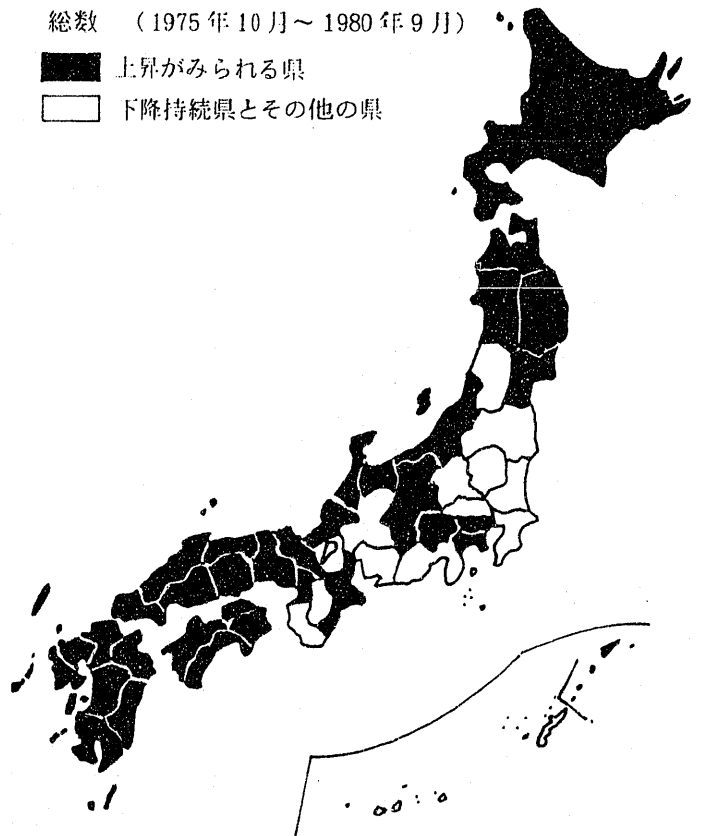
典型的な高齢期人口移動率の増大パターン

図1 高齢人口移動率(入居率)の上昇県と下降持続県

総数 (1975年10月~1980年9月)

■ 上昇がみられる県

□ 下降持続県とその他の県



を県別にみると西日本に集中していること、65～69歳移動率に対する65歳以上の移動率の増大の割合も四国の高知県その他九州各県では40%前後の高率を示しており、移動傾向の開始を十分に示唆しているように思われる。

## 2. 都市別にみた高齢人口移動の現状とパターン

人口30万以上の都市（1980年国勢調査時）およびこの都市に含まれない県庁所在地都市、合計74都市についての高齢人口移動率（1975年10月から1980年9月までの入居者率）を計算してみると次の如くである。

まず、総数でみると65～69歳が移動の最低率となつてそのあと上昇傾向に転じている都市が多いこと

表3 移動率上昇傾向の規則的な35都市

都市名	移動率 (%)					増加率 (%) 65～69 / 85+
	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上	
札幌	28.2	29.7	33.8	36.9	37.7	33.7
函館	21.0	23.5	25.9	28.0	28.3	34.8
青森	16.0	17.1	19.9	20.8	22.5	40.6
盛岡	14.2	17.2	19.0	20.3	20.6	45.1
仙台	15.9	15.9	17.3	17.5	18.3	15.1
秋田	14.0	15.4	17.1	18.4	21.1	50.7
川崎	15.4	16.0	16.8	17.2	17.5	13.6
新潟	13.8	14.8	15.1	17.5	18.5	34.1
富山	11.9	13.5	16.2	18.4	19.2	61.3
金沢	17.3	18.8	21.5	23.4	24.0	36.4
甲府	11.2	11.8	12.3	13.0	13.8	23.2
名古屋	13.4	13.8	14.2	14.1	14.8	10.4
古	11.3	12.7	12.6	15.6	20.4	80.5
津	12.0	12.5	13.7	15.4	17.7	47.5
京都	13.8	13.9	14.2	14.9	15.4	11.6
大阪	20.3	20.6	20.5	20.8	22.2	9.4
堺	14.4	14.6	14.6	13.1	15.3	6.3
東大	18.5	18.4	18.8	20.3	20.7	11.9
豊中	19.0	19.4	21.0	20.9	22.3	17.4
吹田	17.7	17.5	17.6	18.2	18.6	5.1
神戸	12.3	12.3	12.5	13.6	13.7	11.4
姫路	16.2	17.0	18.7	20.0	21.8	34.6
西宮	11.2	12.5	12.7	12.8	14.6	30.4
鳥取	11.7	11.5	12.7	14.4	14.9	78.5
松江	13.7	14.6	14.4	16.4	16.6	21.2
山口	12.1	12.8	15.7	16.2	19.5	61.2
高知	22.4	25.7	28.8	33.6	34.3	53.1
北九州	18.4	19.5	21.4	23.8	26.4	43.5
福岡	22.4	23.8	24.9	27.4	28.2	25.9
長崎	17.5	19.3	23.1	26.5	29.8	70.3
熊本	19.2	20.7	23.8	27.3	28.0	45.8
大分	17.9	19.9	21.8	23.8	24.0	34.1
宮崎	20.8	23.8	24.4	27.1	30.3	45.7
鹿児島	20.0	21.9	25.9	27.9	28.5	42.5

備考：一部の市ではそれぞれの年齢間で若干の不規則があつても高齢化による移動率の上昇が明らかであるものがふくまれている。たとえば、津市や堺市では75～79歳の移動率が70～74歳よりもわずかに低くなつてはいるが、そのあと明らかに上昇を示している。

は都道府県別にみた場合と同様である。74都市のうち51都市は65～69歳を最低としてそのあと増大する傾向を示している。

その中で65～69歳から85歳以上に至るまで終始規則的に移動率が増大する傾向を示している典型的な都市は35都市であり、これらの都市の65～69歳以上の移動率の水準と上昇傾向を示すと表3の如くである。

移動率の水準自体が高率であって、しかも85歳以上の移動率が65～69歳のそれよりも著しく高くなっているのは、北海道の札幌市、函館市、四国の高知市、九州の福岡市、長崎市、熊本市、宮崎市、鹿児島市であって、日本列島の両極にある都市であることが注目される。また低い水準にあるが、移動率の上昇の著しい都市は、東北の青森、盛岡、秋田の3都市、北陸の富山市、三重県の津市、中国の山口市である。名古屋市、大阪市、神戸市といった大都市では移動率水準も低く、上昇率もがいて低い。

なお、高齢人口の5つの年齢区分において必ずしも年齢の増大と共に規則的に移動率が上昇していないが、傾向として上昇傾向にあるとみなすことのできる都市は12都市ある。したがって、前述の35都市を合計すると47都市であり、74都市のうちの64%にあたる。

注目すべき点は残りの27都市においても、65～69歳以降減少傾向を示す都市は1つもなく、その水準が高齢期の全年齢を通じて維持されていることである。このことは、これらの都市の高齢人口の移動率が減少を続ける段階を終わってやがて、上昇に転ずる前段階にあることを示唆している。

男女別にみても65～69歳以降も低下傾向を持続しているのは宇都宮市の男のばあいのみであって、女にはみられない。しかし、宇都宮市のばあいでも低下の幅は極めて小さい。

したがって、以上の人口30万以上の都市および県庁所在地都市といった規模の都市では大部分がすでに高齢人口の移動率の上昇傾向を示しており、それ以前の年齢からの低下傾向という伝統的なパターンを示している都市はほとんどないということである。

### 3. 調査予定都市の高齢人口の移動率（入居率）と入居前地域について

1988年度において高齢人口移動調査の対象都市としてすでに熊本、大分、秋田、山形の4都市を決定している。これらは九州と東北の中で移動率（1975年10月から1980年9月迄の入居率）の相対的に高い都市が選択されている。しかし、山形市の移動率の上昇傾向はその他の3都市と比較するとそれほど顕著ではない。

ここでは特に入居前の地域別分布の計算を行った。入居前の地域としては(イ)自市区町村内、(ロ)県内他市町村、(ハ)他県、(ニ)国外の4つの区分のみについて示した。総数、男女別に1974年10月から1980年9月迄の5年間の移動率（入居率）について示すと表4-(1)～(4)の如くである。

熊本、大分の両都市の1975年10月以降の5年間の高齢人口移動率は65～69歳の20%未満から85歳以上では28%（熊本）、24%（大分）と著しく高くなっている。この5年間の移動率を100として入居前の地域別分布をみるともっとも近距離の「自市区町村内」からのそれが圧倒的な割合を占めている。

熊本市の「自市区町村内」の入居者数は65歳以上のいずれの年齢層においても、この期間の入居人口の75%を占めており差はみられない。「県内他市町村」からの入居者は65～69歳で14%であるが、75～79歳以上では16%水準で高くなる傾向がみられる。しかし、反対に、「他県」からの入居は65～69歳では約11%であるが、年齢が高くなるにしたがって低下する傾向がみられ、85歳以上では7.8%となっている。「自市区町村内」と「県内他市町村」の入居率を合計すると、65～69歳では89.6%、70～74歳89.8%、75～79歳90.8%、80～84歳91.9%、85歳以上91.8%となっている。男女別にみても著しい差異はみられない。

大分市についてみると「自市区町村内」の入居者数は65～69歳と70～74歳を除いて各年齢ともには



表4-1(1) 入居前地域別、男女、年齢別移動率（入居率）

熊本市		(%)									
入居前地域		50～54歳	55～59歳	60～64歳	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上		
総	数 <sup>1)</sup>	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	1975年10月～1980年9月 <sup>2)</sup>	26.3	22.7	19.8	19.2	20.7	23.8	27.3	28.0	28.0	100.0
自	市区町村内	17.6	16.0	14.8	14.5	15.7	17.8	20.6	21.0	21.0	75.0
県	内他市町村	3.1	3.2	2.7	2.7	2.9	3.8	4.5	4.7	4.7	16.8
他	県	5.5	3.4	2.2	2.1	2.1	2.2	2.3	2.2	2.2	7.8
国	外	0.0	-	0.0	0.0	0.0	0.0	-	-	-	-
男		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	1975年10月～1980年9月 <sup>2)</sup>	28.0	24.1	18.7	17.3	18.4	21.0	22.5	22.2	22.2	100.0
自	市区町村内	17.8	15.7	13.7	12.9	14.0	15.9	16.7	16.4	16.4	73.9
県	内他市町村	3.3	3.6	2.8	2.5	2.5	3.1	4.1	3.5	3.5	15.8
他	県	6.8	4.8	2.2	1.9	1.8	1.9	1.6	2.2	2.2	9.9
国	外	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-	-	-	-	-
女		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	1975年10月～1980年9月 <sup>2)</sup>	24.9	21.7	20.6	20.8	22.3	25.7	30.1	30.5	30.5	100.0
自	市区町村内	17.5	16.3	15.6	15.7	16.9	19.1	22.7	22.9	22.9	75.1
県	内他市町村	3.0	2.9	2.7	2.8	3.2	4.3	4.7	5.2	5.2	17.0
他	県	4.4	2.5	2.3	2.3	2.2	2.3	2.6	2.2	2.2	7.2
国	外	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-	-	-	-

備考：<sup>1)</sup> 入居時期「不詳」を含む。

<sup>2)</sup> 前住地「不詳」を含む。

資料：国勢調査結果（1980年）

表4-1(2) 入居前地域別, 男女, 年齢別移動率(入居率)

大分市

		(%)												
入居前地域	50～54歳	55～59歳	60～64歳	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上						
総数 <sup>1)</sup>	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1975年10月～1980年9月 <sup>2)</sup>	26.0	23.2	100.0	18.9	100.0	19.9	100.0	21.8	100.0	23.8	100.0	24.0	100.0	100.0
市区町村内	16.3	14.9	64.2	13.0	68.8	12.2	68.2	15.2	69.7	16.5	69.3	16.9	70.4	70.4
市内他市町村	4.8	18.5	4.5	3.4	18.0	3.6	20.1	3.1	14.2	5.1	21.4	4.9	20.4	20.4
県外	4.8	18.5	3.8	2.4	12.7	2.1	11.7	1.6	7.3	1.8	7.6	2.2	9.2	9.2
国外	0.0	0.0	0.0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
男	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1975年10月～1980年9月 <sup>2)</sup>	27.0	100.0	25.2	100.0	18.5	100.0	16.2	100.0	16.7	100.0	20.1	100.0	21.7	100.0
市区町村内	15.9	58.9	15.1	59.9	12.2	66.0	11.1	68.5	11.9	71.3	13.6	67.7	15.0	69.1
市内他市町村	5.2	19.3	5.2	20.6	3.4	18.4	3.1	19.1	3.1	18.6	4.6	22.9	5.0	23.2
県外	6.0	22.2	4.9	19.4	2.8	15.1	2.0	12.4	1.7	10.2	2.0	10.0	1.6	7.4
国外	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
女	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1975年10月～1980年9月 <sup>2)</sup>	25.0	100.0	21.6	100.0	19.2	100.0	19.2	100.0	22.5	100.0	23.1	100.0	25.2	100.0
市区町村内	16.7	66.8	14.7	68.1	13.6	70.8	13.0	67.7	15.0	66.7	16.4	71.0	17.4	69.1
市内他市町村	4.5	18.0	3.9	18.1	3.5	18.2	4.1	21.4	4.8	21.3	4.5	19.5	5.2	20.6
県外	3.8	15.2	2.9	13.4	2.1	10.9	2.1	10.9	2.6	11.6	2.1	9.1	2.7	10.7
国外	0.0	0.0	0.0	0.0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

備考：1) 入居時期「不詳」を含む。

2) 居住地「不詳」を含む。

資料：前表と同じ。

表4-1(3) 入居前地域別、男女、年齢別移動率(入居率)

秋田市

(%)

入居前地域	50～54歳	55～59歳	60～64歳	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
総数 <sup>1)</sup>	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1975年10月～1980年9月 <sup>2)</sup>	21.7	100.0	14.2	100.0	15.4	100.0	18.4	100.0
市区町村内	14.1	65.0	9.9	69.7	9.9	70.7	11.0	71.4
市内他市町村	3.7	17.1	3.6	19.9	3.0	21.1	2.7	19.3
県	3.9	18.0	2.6	14.4	1.3	9.2	1.3	9.3
他	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
国	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
男	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1975年10月～1980年9月 <sup>2)</sup>	23.2	100.0	14.4	100.0	12.6	100.0	12.3	100.0
市区町村内	14.1	60.8	9.6	66.7	9.0	71.4	8.5	69.1
市内他市町村	4.1	17.7	4.1	20.2	3.1	21.5	2.6	21.1
県	5.0	21.6	3.7	18.2	1.7	11.8	0.8	6.4
他	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
国	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
女	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1975年10月～1980年9月 <sup>2)</sup>	20.3	100.0	14.0	100.0	15.0	100.0	17.7	100.0
市区町村内	14.1	69.5	11.5	70.6	10.2	72.9	12.9	72.9
市内他市町村	3.4	16.8	3.1	19.0	2.8	20.0	3.2	18.1
県	2.8	13.8	1.7	10.4	0.9	6.4	1.6	10.7
他	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
国	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

備考：<sup>1)</sup> 入居時期「不詳」を含む。

<sup>2)</sup> 前住地「不詳」を含む。

資料：前表と同じ

表4-1(4) 入居前地域別，男女，年齢別移動率（入居率）

山形市		(%)														
入居前地域	50～54歳	55～59歳	60～64歳	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上								
総数 <sup>1)</sup>	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0		
1975年10月～1980年9月 <sup>2)</sup>	18.3	100.0	16.4	100.0	13.5	100.0	10.8	100.0	11.6	100.0	12.0	100.0	12.3	100.0	10.3	100.0
市区町村内	11.9	65.0	11.0	67.1	9.7	71.9	8.3	76.8	8.8	75.9	9.1	75.8	9.5	77.2	7.8	75.7
市内他市町村	3.3	18.0	3.3	20.1	2.6	19.3	1.8	16.7	2.1	18.1	1.9	15.8	2.3	18.7	1.8	17.5
他県	3.1	16.9	2.0	12.2	1.2	8.9	0.8	7.4	0.8	6.9	1.0	8.3	0.6	4.9	0.6	5.8
外国	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
男	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1975年10月～1980年9月 <sup>2)</sup>	19.4	100.0	17.7	100.0	13.6	100.0	10.5	100.0	10.2	100.0	10.6	100.0	10.0	100.0	9.0	100.0
市区町村内	11.3	58.3	11.2	63.3	9.6	70.6	8.0	76.2	7.6	74.5	7.9	74.5	6.3	63.0	5.3	58.9
市内他市町村	3.7	19.1	3.7	20.9	2.7	19.9	1.7	16.2	2.2	21.6	1.5	14.2	3.0	30.0	2.3	25.6
他県	4.3	22.2	2.8	15.8	1.3	9.6	0.8	7.6	0.5	4.9	1.1	10.4	0.7	7.0	1.5	16.7
外国	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
女	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1975年10月～1980年9月 <sup>2)</sup>	17.3	100.0	15.3	100.0	13.5	100.0	11.1	100.0	12.7	100.0	13.0	100.0	13.7	100.0	10.8	100.0
市区町村内	12.5	72.3	10.9	71.2	9.9	73.3	8.5	76.6	9.8	77.2	9.9	76.2	11.3	82.5	8.8	81.5
市内他市町村	2.9	16.8	3.0	19.6	2.4	17.8	1.9	17.1	2.0	15.8	2.1	16.2	1.8	13.1	1.6	14.8
他県	2.0	11.6	1.4	9.2	1.2	8.9	0.7	6.3	0.9	7.1	1.0	7.7	0.5	3.7	0.3	2.8
外国	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

備考：<sup>1)</sup> 入居時期「不詳」を含む。

<sup>2)</sup> 前住地「不詳」を含む。

資料：前表と同じ。

ば70%近くを示し、熊本市の75%よりも低くなっている。

「県内他市町村」からの入居者はかなり高く、65～69歳では20%に達しているが、70～74歳、75～79歳で低下し、再び80歳以上で20%以上を占めており熊本市のばあいより若干高い。しかし、「自市区町村」と「県内他市町村」を合計すると90%近くを占め熊本市の場合と余り差はみられない。また、「他県」からの入居者は65～69歳では12%を占めているが、それ以上の高年齢で低下したあと85歳以上で再び9.2%と高くなっており、熊本市の傾向とはやや異なっている。

秋田、山形両市の1975年10月以降5年間の高齢人口移動率（入居率）は、秋田市では65～69歳の14%から85歳以上では21%と高くなっているが、山形市では65～69歳の約11%から80～84歳で12%とわずかな増加を示し、85歳以上では10%に低下し秋田市とは異なっている。しかし、この5年間の移動率を100として入居前の地域別分布についてみると、前述の熊本、大分市と同様でもっとも近距離の「自市区町村内」が入居前の地域であるものが、秋田市では65～69歳以上のいずれの年齢層においても約70%、山形市ではそれよりも若干高く76%を占めている。「自市区町村内」と「県内他市町村」の入居者を加えると、両都市とも65～69歳以上のいずれの年齢層でもほぼ90%以上を占めており、男女別にみても同じ傾向を示している。また「他県」からの入居者の割合は著しく低い。

以上の4都市についての高齢人口移動の動向からみて指摘されることは次の如くである。

第1点：高齢人口のこれらの都市への入居前地域は大部分が「自市区町村内」であって70～75%を占めている。

第2点：年齢別移動率をみると、総数では4都市とも65～69歳で最低率を示し、それ以降上昇傾向にある。なお、都市別に男女別にみると若干の違いがみられる。

第3点：一般に女の移動率が男よりも高く、かつ65～69歳以上の高齢者で高まる度合いが強い傾向がある。しかし、入居前地域別分布においてはそれほど顕著な差異はみとめられない。

おわりに：将来における研究への布石

本論の目的は、日本における高齢人口移動の増大という新しい現象を確認することにあつた。都道府県別ならびに主要都市の分析を通じて、高齢人口移動率が低下傾向の持続から反転して上昇する傾向は、地域による差異、特徴はみられるものの、一般的、基本的なものとみとめることができた。高齢人口移動率の展開を3つの段階あるいはパターンに区別することができよう。第1は、従来からの低下傾向の持続している段階、第2は、低下傾向の停止から横這い状態にある段階、第3は、ほぼ65～69歳を最低率として年齢の増大と共に上昇する最終段階である。

しかし、このような高齢人口移動率の増大過程をもたらした要因については、若干の仮説を提示したが、その詳細は1988年度実施予定の実地調査結果にまたねばならない。

## Elderly Migration in Japan —Newly Emerging Trend and its Analysis—

Sumiko UCHINO

It is only in a very recent time when a few scholars are beginning to be aware of a new emerging trend of migration among the elderly population. Nevertheless, this argument has not made up a serious issue to both academicians and policy planners, partly because they are almost exclusively concerned with migration issues of young adult population, and partly because they implicitly assume that there are not much chances of making mobility among the elderly.

It should, however, be noted that migration of the elderly has become increasingly an attractive subject of study among sociologists, gerontologist and economists who deal with aging problems in the Western countries. A great number of field surveys and related studies have been made to find out what is going on with regarding to residential mobility of the elderly. Even some useful theoretical studies have been developed in order to understand mechanisms of mobility among the elderly.

This article consists of three sections. The first section deals with issues and related studies on migration of the elderly in the advanced countries. The second section discusses recent studies on elderly migration in Japan. The final section is devoted to an overall examination of migration trend of the elderly in Japan. The 1980 population census results are the baseline data for making analysis of elderly migration, because the nationwide data based on questions relating to the time of last move, place of previous residence and sex and age have been given in every ten years. The 1980 population census is the latest one asking migration questions.

Elderly population is divided into five age groups, namely 65-69, 70-74, 75-79, 80-84 and 85 and above. For a comparative purpose, analysis is also extended to include younger age groups, namely, 50-54, 55-59, and 60-64, where the migration rates were lowest.

All 47 prefectures of Japan were examined. It was found that those prefectures can be classified into three categories of migration. First is the group of *increasing migration rate* for the elderly about 65-69 and above and second characterized by *traditional patterns* showing continuously declining migration rate. Third group shows irregularities. Out of 47, 34 prefectures are referred to as the first group and seven prefectures as the second group, and six prefectures as the third group.

In addition, analysis was also made of 74 cities having a population of 300,000 and over, together with the capital cities of prefectures not having a population of 300,000 inhabitants. It was found that 47 out of 74 cities indicate increasing trends of migration, whereas there were no cities showing the traditional pattern.

At this juncture, it may be able to conclude that a new migration pattern of the

elderly population has already been emerging in Japan. It is needless to say that more detailed studies will be called for, including those of reasons why they are now making new decision to move, those of patterns and mechanisms of regional differentials of elderly migration and so on.

# 年齢からみた都道府県別死亡の動向

金子 武 治

## I はじめに

昭和60年国勢調査の結果が公表されたことによって、地域別、あるいは、一地域の将来人口推計がいくつかの機関で行われている。本研究所でも本年1月に、都道府県別将来推計人口を公表した<sup>1)</sup>。地域別将来人口を推計するためには、女子の年齢別出生率、男女年齢別移動率とともに男女年齢別死亡率（あるいは生存率）の仮定を設定しなければならない。そのためには、地域別の死亡水準の現状を正確に把握する必要がある。

都道府県別、年齢別の将来人口を推計する場合にも都道府県別、年齢別の死亡率が必要であるが、それにもかかわらず、年齢別死亡率の都道府県格差の動向を分析した研究があまりない。既存の研究によると<sup>2)</sup>、死亡水準の都道府県格差は縮小していると言われているが、平均余命、標準化死亡率、あるいは、乳児死亡率で比較したもので、年齢別死亡率の格差を比較したものはない。

昭和60年について都道府県別の生命表を暫定的に作成して、その平均寿命を昭和55年と比較すると、各県とも順調に伸びている。しかし、都道府県ごとにその動向を比較してみると、県によって伸びる年数が異なり一律ではない。さらに、年齢別に比較すると、県によってかなりの差がみられる。

そこで、本稿では、年齢別死亡率の都道府県格差について、その動向を考察する。合わせて、昭和61年のデータが公表されたので、標準化死亡率によって最近までの死亡水準の動向、そしてその都道府県格差が引き続き縮小しているのかを考察する。

## II 使用したデータ

- 1) 昭和25～60年国勢調査による都道府県別、男女年齢別人口。

昭和25年～30年については、都道府県別、男女年齢別日本人人口が把握できないので、総人口を、昭和35年以降は日本人人口を使用。

- 2) 厚生省統計情報部の昭和24年～26年、29年～31年、34年～36年、39年～41年、44年～46年、49年～51年、54年～56年、59年～61年人口動態統計による都道府県別、男女年齢別死亡数。

年齢別死亡数はデータ量が少ないので、国勢調査年次を中心とした前後3年の死亡数の平均値を使用して計算を行った。また、標準化死亡率計算の標準人口としては昭和5年全国人口を使用した。本研究所では従来から国勢調査年次について、『都道府県別標準化人口動態率』を公表しているが、今回の算定値は死亡数が違うのでその結果とは異なる。

---

1) 厚生省人口問題研究所、『都道府県別将来推計人口—昭和60年～100年間毎5年—昭和62年1月推計』（研究資料第247号）、1987年。

2) 最近では、重松峻夫、「わが国における寿命と年齢層別健康度の地域差とその推移」、『人口学研究』第3号、1980年4月、また、加納克巳、「我が国における健康水準の地域格差の推移に関する研究」、『民族衛生』、53巻1号、1987年。



### Ⅲ 結果の概要

#### 1. 標準化死亡率の格差

沖縄のデータについても把握できる昭和50年以降について、都道府県別の死亡水準を標準化死亡率で観察してみると(表1)、男女とも、どの県の死亡率も順調に改善されているが、改善の度合は県によって異なっている。男子では宮城県を除く東北地方と北関東、そして和歌山、宮崎、鹿児島などが3期間とも一貫して相対的に高い水準にあり、なかでも、青森県は常に最も高い水準にある。逆に一貫して低いのは東京とその周辺県、そして中部地方などである。女子では、やはり男子と同様、宮城県を除く東北地方と北関東、そして、岐阜、大阪などが3期間とも一貫して高いが、最も高いのは男子と違い青森ではなく、徳島、栃木、大阪と期間によって違っている。逆に一貫して低いのは、東京、神奈川、中国地方、そして沖縄などで、沖縄は3期間とも最も低い水準にある。

次に、都道府県格差を変化係数によってみると、男子は昭和50年から60年まで低下しており、男子の都道府県格差は縮小していると言える。また、女子は昭和55年に上昇し、その後、60年には再び低下している。しかし、昭和60年の変化係数は50年よりも高く、昭和50年以降について言えば、女子の都道府県格差は縮小しているとは言えない。

#### 2. 年齢別死亡率の格差

都道府県別、年齢別死亡率の動向をみると、男女とも、死亡率はどの年齢も順調に改善されている。標準化死亡率では、男子の都道府県格差が縮小し、女子のそれは変化していないが、年齢別死亡率の都道府県格差はどうであろうか。それを変化係数によってみると(表2)、女子は勿論上昇している年齢がみられるが、男子でも上昇している年齢がかなりみられる。最近の昭和55~60年でみれば、男子の5~9歳、15~19歳、30~34歳、45~49歳から65~69歳まで、80~84歳、90~94歳の変化係数が上昇している。つまり、半分以上の年齢階級で格差の拡大がみられる。また、女子についても、5~9歳から15~19歳まで、30~34歳、40~44歳、45~49歳、55~59歳から65~69歳まで、75歳以上の変化係数が上昇している。やはり、男子同様半分以上の年齢階級で格差の拡大がみられる。

その前の昭和50~55年についても、変化係数が上昇、つまり格差の拡大がみられる年齢が男女ともかなりある。なかでも、男子の15~19歳、45~49歳、55~59歳、女子の10~14歳、30~34歳、40~44歳、55~59歳、60~64歳、80歳以上は昭和50年から55年、60年と年々格差が拡大している。

さらに過去にさかのぼって、昭和25年からの変化係数を観察してみると、昭和45年以前は沖縄が含まれていないが、やはり5年前より変化係数の上昇している年齢がかなりみられる。特に、昭和30年、45年が多いようである。なお、昭和50年以降について、沖縄を除いて計算した結果でも同じ傾向がみられる。また、途中年次より日本人人口を分母として使用しているが変化係数には影響はない。

昭和25年以降の年齢別にみた変化係数の上昇、あるいは低下の各年次の変化は一定ではなく、その規則性が把握しにくいので、昭和25年から60年までの変化係数に直線をあてはめ、長期間の平均的な変化をみることにする(表3)。直線  $a + bX$  の  $b$  は傾きであるから、 $b$  がマイナスであれば変化係数が低下、すなわち、格差が縮小傾向にあり、プラスであれば変化係数が上昇、すなわち、格差が拡大の傾向にあることになる。 $b$  がプラスの年齢階級は、男子の5~9歳から45~49歳、女子の10~14歳から30~34歳であり、この年齢階級の都道府県格差は拡大の傾向にあることになる。表2とあわせてみると、男子の若い年齢から中年前期までと女子の若い年齢は戦後を通してみた場合、格差が拡大の傾向であり、最近も引き続き拡大している年齢が多くみられる。また、男子の中年後期から高齢層と女子の中年以降は縮小する傾向であったが、最近はやや拡大に転じている年齢がみられる。

表1 都道府県別標準化死亡率の推移

都道府県	男 子			女 子		
	昭和49～51年	昭和54～56年	昭和59～61年	昭和49～51年	昭和54～56年	昭和59～61年
北海道	4.81	4.21	3.69	3.83	3.17	2.64
青森	5.54	4.80	4.18	3.92	3.23	2.76
岩手	5.30	4.30	3.76	4.04	3.16	2.54
宮城	4.82	4.06	3.47	3.75	3.09	2.52
秋田	5.37	4.40	3.81	4.20	3.15	2.65
山形	5.08	4.17	3.50	4.01	3.17	2.49
福島	5.14	4.24	3.72	3.99	3.21	2.66
茨城	5.18	4.29	3.73	4.05	3.24	2.74
栃木	5.19	4.26	3.72	3.99	3.32	2.74
群馬	4.91	3.94	3.47	3.94	3.20	2.61
埼玉	4.65	3.91	3.43	3.87	3.13	2.56
千葉	4.60	3.89	3.42	3.71	3.01	2.48
東京都	4.18	3.71	3.34	3.44	2.90	2.46
神奈川県	4.24	3.67	3.33	3.45	2.87	2.42
新潟	4.96	4.09	3.57	3.85	3.04	2.48
富山	4.98	4.09	3.57	3.91	3.05	2.51
石川	4.77	4.02	3.41	3.89	3.07	2.47
福井	4.54	3.76	3.33	3.80	2.98	2.47
山梨	4.72	4.11	3.52	3.59	2.97	2.47
長野	4.47	3.66	3.22	3.75	2.90	2.43
岐阜	4.54	3.79	3.34	3.95	3.19	2.64
静岡県	4.48	3.80	3.37	3.51	2.84	2.37
愛知県	4.47	3.82	3.37	3.88	3.12	2.60
三重	4.70	3.89	3.56	3.78	3.00	2.56
滋賀	4.85	3.99	3.39	3.93	3.14	2.55
京都	4.38	3.78	3.39	3.63	2.97	2.56
大阪	4.76	4.23	3.85	3.88	3.24	2.79
兵庫県	4.66	4.09	3.69	3.69	3.08	2.63
奈良	4.63	4.05	3.55	3.81	3.15	2.66
和歌山	4.89	4.27	3.79	3.79	3.20	2.71
鳥取	4.82	4.19	3.74	3.57	2.90	2.44
島根	4.76	4.05	3.44	3.55	2.91	2.32
岡山	4.50	3.78	3.43	3.47	2.80	2.38
広島	4.58	3.96	3.47	3.55	2.89	2.50
山口	4.90	4.20	3.71	3.63	3.00	2.44
徳島	5.10	4.38	3.75	4.08	3.21	2.58
香川	4.63	3.74	3.33	3.69	2.85	2.40
愛媛	4.88	4.14	3.62	3.75	2.92	2.48
高知	5.28	4.50	3.88	3.92	3.07	2.52
福岡	4.82	4.21	3.81	3.58	2.99	2.53
佐賀	4.95	4.18	3.76	3.78	3.04	2.49
長崎	5.10	4.42	3.84	3.91	3.14	2.52
熊本	4.85	4.00	3.47	3.76	2.94	2.39
大分	4.96	4.12	3.59	3.81	3.18	2.59
宮崎	5.09	4.28	3.74	3.81	3.08	2.54
鹿児島	5.16	4.38	3.83	3.88	3.22	2.67
沖縄	4.56	3.73	3.23	3.19	2.39	2.02
平均	4.82	4.07	3.57	3.78	3.05	2.53
標準偏差	0.30	0.25	0.21	0.20	0.16	0.13
変化係数	6.15	6.07	5.75	5.17	5.28	5.21

表2 都道府県別年齢別死亡率（人口千対）の変化係数（％）の推移

年 齢	昭和25年	昭和30年	昭和35年	昭和40年	昭和45年	昭和50年	昭和55年	昭和60年
男 子								
0～4	18.50	17.52	14.67	14.16	10.67	* 12.23	11.87	10.04
5～9	12.54	* 14.04	13.73	* 15.34	14.48	* 15.65	15.27	* 18.73
10～14	9.66	* 11.75	10.18	* 12.26	* 13.13	* 18.25	* 18.74	15.10
15～19	10.91	10.48	* 11.94	* 14.38	* 17.57	* 18.58	* 19.34	* 20.02
20～24	8.84	* 13.29	* 15.31	* 21.54	* 22.30	21.69	20.92	17.68
25～29	9.90	* 12.65	* 13.55	* 18.43	* 19.74	18.29	* 20.00	15.92
30～34	9.13	* 11.69	11.49	* 13.50	* 19.23	18.84	16.35	* 16.91
35～39	9.74	* 10.62	* 12.71	12.36	* 15.30	* 17.19	16.40	14.59
40～44	9.85	* 10.04	* 10.08	* 11.18	* 13.98	13.38	* 16.88	14.98
45～49	8.44	* 11.10	9.07	* 11.22	* 12.69	11.12	* 11.59	* 14.10
50～54	9.35	* 10.58	* 10.64	9.64	* 10.43	9.49	9.22	* 10.33
55～59	10.71	* 11.42	10.90	9.76	9.29	7.53	* 8.77	* 9.08
60～64	11.46	11.41	* 11.67	9.20	8.25	7.25	7.17	* 8.07
65～69	12.60	12.55	10.89	9.53	7.39	7.38	5.87	* 6.35
70～74	12.60	11.66	11.01	8.91	7.29	6.48	* 6.58	6.44
75～79	11.09	10.15	* 10.22	8.23	6.86	* 7.12	6.33	6.17
80～84	9.22	* 9.36	8.94	6.66	5.18	* 7.07	6.43	* 6.89
85～89	12.15	6.87	* 7.88	6.36	4.80	* 6.87	6.39	5.45
90～94	16.91	12.55	12.42	* 13.47	10.30	9.55	6.83	* 7.95
女 子								
0～4	19.09	18.53	15.88	13.70	11.05	* 12.90	11.14	10.08
5～9	16.20	* 20.26	19.11	14.01	* 14.35	* 17.69	16.67	* 16.95
10～14	13.76	12.97	* 17.53	14.88	* 16.17	* 21.48	* 22.53	* 24.07
15～19	14.88	13.96	* 15.19	* 17.34	14.19	* 15.76	15.49	* 17.25
20～24	11.88	* 11.93	* 12.20	* 17.03	16.64	* 17.47	* 20.25	19.60
25～29	10.52	* 11.43	* 11.56	* 15.49	* 16.36	15.46	15.19	14.39
30～34	12.21	* 12.45	10.69	* 12.04	* 13.31	13.18	* 13.50	* 13.67
35～39	11.06	* 11.94	11.55	11.34	11.00	* 11.27	10.65	10.19
40～44	11.26	* 11.46	7.97	* 9.13	* 9.26	8.77	* 10.34	* 10.37
45～49	8.53	7.99	6.79	* 7.23	* 8.06	7.20	6.29	* 8.82
50～54	9.57	7.71	7.36	5.89	5.57	* 6.95	* 7.99	7.58
55～59	10.42	8.38	6.94	* 7.11	6.17	5.95	* 7.05	* 7.91
60～64	11.08	9.16	* 9.19	7.91	6.72	5.82	* 6.68	* 7.21
65～69	12.15	10.66	9.91	8.68	6.25	* 7.62	6.96	* 7.43
70～74	11.71	10.86	9.01	8.55	6.93	* 7.93	7.77	7.66
75～79	10.40	9.09	8.70	7.83	6.29	* 7.71	7.67	* 8.10
80～84	10.06	8.45	7.89	6.36	5.96	* 7.67	* 7.80	* 8.22
85～89	8.85	8.13	6.89	5.19	* 5.70	* 7.20	* 7.44	* 8.11
90～94	13.28	9.91	7.23	* 7.43	7.01	6.89	* 7.70	* 7.80

表示年次を中心とした3年間の平均値による。

昭和50年以降は沖縄県を含む。

\*は5年前より変化係数が上昇している場合。

表3 変化係数への直線 ( $a + bx$ ) の当てはめ

年 齢	男 子			女 子		
	a	b	b/a(%)	a	b	b/a(%)
0 ~ 4	18.97	- 1.17	- 6.17	20.03	- 1.33	- 6.64
5 ~ 9	12.06	0.65	5.39	17.80	- 0.20	- 1.12
10 ~ 14	8.38	1.17	13.96	10.79	1.58	14.64
15 ~ 19	8.38	1.56	18.62	14.29	0.27	1.89
20 ~ 24	11.27	1.43	12.69	9.93	1.32	13.29
25 ~ 29	11.00	1.12	10.18	10.67	0.70	6.56
30 ~ 34	8.99	1.26	14.02	11.33	0.29	2.56
35 ~ 39	9.37	0.94	10.03	11.86	- 0.16	- 1.35
40 ~ 44	8.11	0.99	12.21	10.31	- 0.11	- 1.07
45 ~ 49	8.50	0.59	6.94	7.85	- 0.05	- 0.64
50 ~ 54	10.10	- 0.03	- 0.30	8.08	- 0.17	- 2.10
55 ~ 59	11.57	- 0.42	- 3.63	9.00	- 0.33	- 3.67
60 ~ 64	12.48	- 0.70	- 7.71	10.69	- 0.60	- 5.61
65 ~ 69	13.88	- 1.07	- 7.71	11.97	- 0.72	- 6.02
70 ~ 74	13.36	- 1.00	- 7.49	11.41	- 0.58	- 5.08
75 ~ 79	11.71	- 0.76	- 6.49	9.71	- 0.33	- 3.40
80 ~ 84	9.51	- 0.45	- 4.73	8.72	- 0.20	- 2.29
85 ~ 89	9.98	- 0.64	- 6.41	7.57	- 0.09	- 1.19
90 ~ 94	16.77	- 1.23	- 7.33	11.13	- 0.61	- 5.48

### 3. 主要死因の影響

若い年齢層では、男子の15~19歳および女子の10~14歳の格差が昭和50年以降、拡大しているが、この年齢層の死因は、疾病に関係のない不慮の事故が最も多くを占めている。特に、男子の15~19歳は50%以上が不慮の事故であり、この影響が格差の変化を攪乱していることは考えられる。そこで、不慮の事故を単純に全死亡から差し引き、それによって死亡率を計算して変化係数をみることにする。昭和61年の都道府県別、年齢別、死因別死亡数がまだ手に入らないので、昭和49~51年と54~56年について比較することにする(表4)。

計算は5~9歳から25~29歳までの年齢階級について行った。この年齢層の全死亡において変化係数が上昇しているのは、男子の場合、10~14歳、15~19歳、25~29歳であるが、不慮の事故を除いた場合、15~19歳、25~29歳の変化係数は同じように上昇するが、10~14歳の変化係数は逆に低下する。また、女子の場合、10~14歳、20~24歳で変化係数が上昇しているが、不慮の事故を除いた場合、20~24歳は変化係数が上昇するが、10~14歳は男子同様、変化係数が逆に低下する。つまり、男女とも、10~14歳の変化係数の変化は不慮の事故による偶発的な要因で生じたものと考えられ、その他の年齢は不慮の事

表4 不慮の事故を除いた場合の変化係数の推移 (%)

年 齢	男 子		女 子	
	昭和49~51年	昭和54~56年	昭和49~51年	昭和54~56年
5 ~ 9	18.86	17.01	20.71	19.73
10 ~ 14	21.67	20.89	24.44	24.38
15 ~ 19	14.37	16.82	16.45	17.29
20 ~ 24	22.43	21.09	16.06	19.99
25 ~ 29	18.32	19.24	14.63	15.35

故を除いた死亡率でも格差は拡大することになり、不慮の事故だけが原因ではないようである。

また、中年層でも格差が昭和50年以降、拡大している年齢階級がある。中年層の死因で最も多いのは悪性新生物であるが、不慮の事故と同じように、悪性新生物を除いて、変化係数がど

表5 悪性新生物を除いた場合の変化係数の推移 (％)

年 齢	男 子		女 子	
	昭和49～51年	昭和54～56年	昭和49～51年	昭和54～56年
30～34	20.15	18.99	18.61	18.18
35～39	19.89	18.84	16.26	14.81
40～44	16.16	19.27	12.15	13.38
45～49	12.41	13.49	11.23	10.38
50～54	11.68	10.67	9.47	10.14
55～59	9.68	10.21	7.31	10.69

のように変化するかをみとめることにする(表5)。年齢階級は30～34歳から55～59歳までについて行った。この年齢層の全死亡において変化係数が上昇しているのは、男子の場合、40～44歳、45～49歳、55～59歳であるが、悪性新生物を除いても同じように変化係数は上昇する。また、女子の場合、30～34歳、40～44歳、50～54歳、55～59歳で変化係数が上昇しているが、30～34歳を除いて、男子同様、悪性新生物を除いても同じように変化係数は上昇する。つまり、女子の30～34歳に悪性新生物の影響が表われており、その他の年齢では、男女とも格差の拡大は悪性新生物だけの影響ではないようである。

#### 4. 年齢別死亡率の変化

次に、年齢別死亡率の年次間の相関係数と年齢別死亡率とその低下割合との相関係数によって、変化をみることにする(表6)。年齢別死亡率の年次間の相関がプラスで高いということは、死亡率水

表6 年齢別死亡率の年次間およびその低下割合との相関係数

年 齢	男 子				女 子			
	昭和50:55	昭和55:60	昭和50:55/50	昭和55:60/55	昭和50:55	昭和55:60	昭和50:55/50	昭和55:60/55
0～4	0.7895	0.4769	-0.3893	-0.6147	0.6427	0.4435	-0.5669	-0.5889
5～9	0.4102	0.1116	-0.5594	-0.5797	0.3061	0.0739	-0.6684	-0.6760
10～14	0.0405	0.3708	-0.6546	-0.6634	0.0935	-0.0107	-0.6486	-0.6342
15～19	0.7499	0.6792	-0.3404	-0.3511	0.3153	0.1215	-0.5405	-0.6363
20～24	0.8168	0.6464	-0.3630	-0.5672	0.5824	0.4755	-0.2710	-0.5088
25～29	0.7870	0.7047	-0.2108	-0.5689	0.5243	0.3605	-0.4490	-0.5810
30～34	0.8405	0.8400	-0.5024	-0.2295	0.7074	0.3906	-0.3307	-0.5636
35～39	0.8335	0.8604	-0.3247	-0.4424	0.4120	0.4832	-0.5643	-0.5433
40～44	0.8838	0.8448	0.1025	-0.4388	0.4976	0.4917	-0.3669	-0.5017
45～49	0.8614	0.9043	-0.1917	0.2051	0.5595	0.4488	-0.5922	-0.2854
50～54	0.7110	0.8559	-0.3394	-0.0698	0.4275	0.6279	-0.4373	-0.4876
55～59	0.8307	0.8154	-0.0530	-0.2828	0.4881	0.7399	-0.3775	-0.2064
60～64	0.7096	0.7953	-0.3882	-0.1596	0.5440	0.6277	-0.3497	-0.3908
65～69	0.8010	0.7967	-0.6057	-0.2127	0.8075	0.8193	-0.4391	-0.1920
70～74	0.8097	0.8359	-0.2612	-0.3337	0.8243	0.8438	-0.3133	-0.3099
75～79	0.8783	0.8437	-0.4650	-0.2805	0.8951	0.8768	-0.1795	-0.1740
80～84	0.8346	0.8383	-0.4454	-0.1197	0.8532	0.9243	-0.2280	-0.0156
85～89	0.6379	0.7249	-0.4517	-0.6108	0.8338	0.8956	-0.2414	-0.0400
90～94	0.2060	0.3885	-0.7881	-0.4338	0.7127	0.7358	-0.2329	-0.3050

準の高い県は依然として高く、低い県は低いということで、格差が維持されているということである。また、年齢死亡率とその低下割合（この場合、基準年を1としに場合の指数）との相関がマイナスで高いということは、死亡率が高い県ほど低下割合が大きいということであり、格差が縮小に向かっていくことになる。

結果であるが、昭和50年と55年の年齢別死亡率間の相関（1%有意水準）がないのは、男子10～14歳と90歳以上、女子5～9歳から15～19歳までである。また、昭和55年と60年の年齢別死亡率間の相関がないのは、男子の5～9歳と10～14歳、女子の5～9歳から15～19歳まで、そして25～29歳である。男子の10～14歳、女子の5～9歳と10～14歳は兩年次とも相関がない。したがって、それ以外の年齢では格差が維持されていることになる。ただ、相関があっても、女子の60～64歳以下は小さい。

次に、年齢別死亡率とその低下割合との相関であるが、年齢別死亡率の格差が前年と同じように維持されている年齢階級であって、低下割合との相関があるのは、昭和50年と55年では男子の0～4歳、5～9歳、30～34歳、60～64歳、65～69歳、75～79歳から85～89歳まで、女子の0～4歳、25～29歳、35～39歳、45～49歳から55～59歳まで、65～69歳である。また、55年と60年では男子の0～4歳、20～24歳、25～29歳、35～39歳、40～44歳、85～89歳、女子の0～4歳、20～24歳、30～34歳から40～44歳まで、50～54歳、60～64歳である。つまり、この年齢階級は格差が縮小していることになる。

昭和50年から一貫して格差が縮小しているのは、男子では0～4歳と85～89歳のみ、女子では0～4歳、35～39歳、50～54歳のみである。格差のあるその他の年齢階級で、低下割合との相関がないのは、格差の縮小がみられないということになるが、昭和50年から一貫して縮小がみられないのは男子の45～49歳から55～59歳までと70～74歳、そして女子の70～74歳以上である。

次に、各年齢の死亡水準の変化を観察してみることにする。年齢別死亡率をそれぞれ比較することは紙面の都合で出来ないので、年齢別死亡率の水準を平均値と標準偏差によって区分し観察することにする（表7）。

昭和49～51年から昭和59～61年の3期間の年齢別死亡率の水準を6区分にわけると、すなわち、①平均+1σより高い水準にある県、②平均+0.5σより高い水準にある県、③平均より高い水準にある県、④平均より低い水準にある県、⑤平均-0.5σより低い水準にある県、⑥平均-1σより低い水準にある県にわけると、そして、3期間とも①の高い水準を維持している県は〔HHH〕で示してある。また、3期間とも①あるいは②の水準を維持している県は〔HH〕で示してある。また、3期間とも平均以上の水準を維持している県は〔H〕で示してある。平均値より低い場合も全く同じことであり、記号がLで示してある。したがって、無印は死亡率が平均値の高い水準から低い水準へ変化した県、あるいは、逆に低い水準から高い水準へ変化した県である。

年齢別死亡率の都道府県間格差が縮小あるいは拡大するということは、死亡率が常に高いかあるいは低い水準にあり、死亡率の改善の違いによって、格差が縮小したり、拡大したりすることであると考える。すると、死亡率が平均水準より高い県が低い水準に、また、逆に低い県が高い水準に変化したことによって生じる格差の変化は、格差が縮小あるいは拡大したことにはならない。したがって、無印が多いということは、その年齢の変化係数が上昇あるいは低下したとしても、格差に変化があったことにはならないと言える。

表7の無印が半分以上を占める年齢は、男子の5～9歳、10～14歳、90～94歳、女子の0～4歳から15～19歳までと25～29歳、60～64歳である。その他の年齢は半分以上の県が3期間とも同水準を維持している。しかし、女子の64歳までのその他の年齢は半分近くが同水準を維持していない。女子は男子と比較して無印が多く、水準の変化が大きいことになる。また、男子の30代から50代の水準の変化が少ない。これらは相関係数にも表れている。

表7-1 都道府県別、年齢別死亡率の変化：

	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44
北海道 北青森 岩手 宮城 秋田 山形 福島	H HH H H HH	H	HH  L	HH  L L	HH H L L	HHH L H H	H HHH H H L	HHH HH L H H	HHH HH L HH L H
茨城県 栃木 群馬 埼玉 千葉 東京都 神奈川県	HH H LL LL LLL LLL	H  L L L LLL	 L L L L	HHH HH H L LL L	H H LL LL LLL LLL	H L LLL LL LLL LLL	 L LLL LL LLL LLL	 LLL LL LL LLL	H L LLL LL LL LL
新潟県 富山 石川 福井 山梨 長野	H	H	L  L	LL LL  LL	L  HH L	L L L L	L L LL L	L LL LL LL	L LL L LL LL
岐阜県 静岡県 愛知県	L LL	L L	LL L	L L HHH	LL	L L LL	LL L LLL L	LL LL LLL L	LLL L LLL L
滋賀県 京都市 大津市 兵衛 奈良 和歌山	LL LL L L	L LL L L	L L L	LL  HH	LL LLL LLL L L	L L L LL	LL LL LL L L	LLL LL L L LL	LLL LL L L LL
鳥取県 島根 岡山 広島 山口	H LL L H	H	L	LL  L	L H	HH  H	H  L H	HH H L H	HH L HH
徳島県 香川県 愛媛 高松	H H	HHH	H	H HHH	HH H H HHH	H HH HHH	HH HH HHH	HH HHH	HH HHH
福井県 佐賀 長門 熊野 大分 宮崎 鹿児島 沖縄	LL H H HH HHH	L H H HHH	HH  L	L LL L HHH	L  HH H HH H	H  H H HHH HHH	H H H H HHH HHH H	H HHH HH H HH HHH HHH H	HHH H HH H HH HH HH

昭和50～60年 男

45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84	85-89	90-94
H HHH H L HHH H	HHH H H L	H HHH HH LL H	H HH H L HH	H HHH HH HH H H	HHH H H HHH H	L HHH H HH HH H	L HH H HH HH HH	L H HH HH	L H HH
H L LL L LL LL	LL L L L L	H LL L L L L	L L L L	H L L L	HH HH H LL LL	HH HH H HH LL LL	HH HH H L L	HH H H LLL LL	H H L LLL
L LL L LLL LLL	L LLL LL	L L LLL L LLL	LLL LL LLL	LL LL LL	H L L	HH HH	H HH HH	HH H H H	H HH H HH
LL LLL LL	LL LLL LL	LL LL LL LL	LL LLL LL LL	LLL L L L	L LL	L H	H L H H	L HH H	H HH
LLL LL H L H	LLL LLL HH	L LL HH H	L HHH H	L HH	HH H H	HH HH H	HHH H H	HH H HH	
HH H HH	HH L HH HH	L H	L L LL	L LL L H	LL LLL LL L	LL LL LL L	L L L L	LL LL	H
H L HH HHH	HH L HH HH	HH LLL H HH	LL HHH	LLL L	H L L	H LLL L L	H L LLL LL	L	L LL
HH H HH H HH HH LL	HHH H HHH H HH H	HHH H HHH H HH H L	H H HHH L H H H	HHH L H LLL	H LL L LLL	LL L L LLL	L L LLL	L L LLL	L L L L LLL



表 7 - 2 都道府県別，年齢別死亡率の変化：

	0 - 4	5 - 9	10 - 14	15 - 19	20 - 24	25 - 29	30 - 34	35 - 39	40 - 44
北海道 青森 岩手 宮城 秋田 山形 福島	H HHH	H H HHH	HH L	HH  LL L	H H  LL	L  L	H HH	H  L L	L
茨城 栃木 群馬 埼玉 千代田 東京 神奈川	H  LL LLL LL LLL	H  L  L LL		HHH  LL LL	H  LLL L LLL LL			H  LLL L LL	H H H LL LL L LLL
新潟 富山 石川 福井 山梨 長野		L		LL	LL L HHH	L	LL H L L	L L L	LL L L  LL
岐阜 静岡 愛知 三重	H LL LL L	L L L	L	L H L L	L LL	LL LL L	L LL L	L LL L	L L L
滋賀 京都 大阪 奈良 和歌山	L L LL H	L  LL H		L  H	L L LL L	L LL L	L  L HHH	L L	H  H
鳥取 島根 岡山 広島 山口	L	H HH		L	H	H  H	L HH L L	H LL H	H L
徳島 香川 愛媛 高松		L		HHH	HHH H H	HH H HH HH	HHH L H	H H H	HH
福井 佐賀 長門 熊野 大分 宮崎 鹿児島 沖縄	L HH  HH H HH HHH	HH H		L H  H HH	L L H H HH HH	L		HH HH H HHH	H HHH L H HHH

昭和50～60年 女

45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84	85-89	90-94
H LL L L L	H LL L	H L L L	HH H	HH HH H H H	HH HH HH H HH H H	H H H HH H HH	HH H HHH HH HH	L HH HH H HH	L H H HH HH H
H H L L	HH H L		H H HH H	H HHH HH	HH HH H HHH	HH HH HH H L L	HHH HHH H H LL LL	H HH H H LL LL	HH HH L H LL L
LLL L LL	LL L L L	LL L L L	LL L LL	L	L L	H H H H L	HH HH	HHH HH	HHH H
HHH LL H	L HH	L HH L	H L HH	LL HH H	H LL HH L	H L H H	H LL H H	HH L H	HH HH
HH H	HHH H	L HHH HH H	HH H HH	H HH H	H HH H	HH HH	HH H H	HH H H	HH H
LLL LL	LLL L L	L LL LLL	L LL	LLL LL LLL L	LL LL LLL L LL	L LL LLL L LL	LL LL LL L	LL LL LL L	L L H L L
H H H	H	H L	LL L	H LL L L	LLL L	H LL LL L	LL LL L	L LL L	L L LL
H H HH HHH	HH H L HH HH L	H HHH H HH L	H H LLL	H L H LLL	L L LLL	L L LL L LLL	LL L LL L LLL	LL L LL L LLL	L H L L L LLL

都道府県別に死亡率の水準をみて特徴的なことを述べると、男子は東京とその周辺の千葉、埼玉、神奈川、そして、愛知、京都、大阪が若い年齢から中年層まで、常に低い水準を維持している。すなわち、大都市圏の水準が若年層から中年層にかけて低いことになる。この年齢層では、その他に宮城、北陸4県、長野、岐阜の水準も低い。高年齢層になると、北関東から東北地方と北の寒冷な地方の県で死亡水準が常に高い。そのうち、青森は高年齢層だけでなく、ほとんどの年齢で常に高水準にある。逆に中国、四国、九州と南の温暖な地方の県の死亡水準が低い傾向がみられる。しかし、香川を除く四国と九州地方は若い年齢から中年層にかけては高い水準にある。

女子も男子同様、大都市圏の水準が若年層から中年層にかけて低く、高年齢で、東北、北関東の寒冷な地方の県で一貫した水準が高く、逆に中国、四国、九州と南の温暖な地方の県の死亡水準が一貫して低い。

## 5. おわりに

男子全体の死亡水準の都道府県間格差は年々縮小する傾向であるが、これを年齢別にみると、必ずしも全年齢で縮小はしていない。年齢別死亡率の変化係数の変化と、年齢別死亡率の相関およびその低下割合との相関から、都道府県間の死亡格差は男子の5～9歳と10～14歳は変化係数は上昇しているが、これは格差が拡大することによって生じたのではなく、死亡率の変動が不規則である結果といえる。また、昭和50年以降、15～19歳、45～49歳では格差があり、その縮小がみられないようである。さらに、昭和55年以降についていえば、45～49歳以上ではほとんどの年齢で格差の縮小がみられない。すなわち、15～19歳と中高年齢者の都道府県間格差が依然として残っており、最近ではその縮小がみられないことになる。

一方、女子全体の死亡水準の格差は最近縮小がみられないが、年齢別にみても格差が拡大している年齢が多くみられる。5～9歳から15～19歳は変化係数は上昇しているが、男子同様、これは格差が拡大することによって生じたのではないと言える。また、それ以降の年齢では変化係数が上昇している年齢もみられるが、死亡率の平均からの水準を前年と同じように維持している県はほぼ半分であり、相関係数も小さいことから、女子の60～64歳以下では格差は拡大と解釈しなくてもよいと思える。また、65～69歳以上の高齢者については、男子同様、都道府県間格差が依然として残っており、最近ではその縮小がみられないことになる。

死亡水準と所得、医療施設などの社会・経済的要因、あるいは気温などの自然的要因との相関分析によって死亡研究が多く行われているが、年齢と死亡水準に関する研究として、「若年では都市化という社会環境条件がきき、加齢するにしたがって、平均気温という自然環境がきいてくる<sup>3)</sup>」という分析結果がある。また、「老人の健康は依然として自然環境要因の方が強く関連している<sup>4)</sup>」という分析結果もある。したがって、若い年齢層の格差がない、あるいは縮小してきているのは、都道府県間の社会・経済的条件が年々平均化しているための結果と考えられる。また、高齢者の格差の縮小がみられないが、高齢者の死亡水準は自然環境要因がきくとなると、格差の縮小は進みにくいことになろう。

以上のことから都道府県別、年齢別将来人口を推計する場合、高年齢の年齢別生存率においては、その差を考慮する必要がある。

最後に、本稿では、年齢別死亡率の都道府県間格差の有無についてのみ考察したが、都道府県全体で観察することも必要であるが、年齢別死亡率の格差が縮小している年齢でも、常に高い水準、あるいは低い水準にある県が存在するわけで、今後の課題として、このような県について、その県を特に詳細に観察すること、あるいはそれらの県と他の県との間の比較分析を行う必要がある。また、男子

3) 鈴木雪夫、「死亡構造の地域差の類型化に関する研究」、『ライフ・スパン』、No. 1、1980年6月。

4) 前掲、重松峻夫、「わが国における寿命と年齢層別健康度の地域差とその推移」

の中年期の45～49歳，50～54歳の格差の縮小がみられないが，このコーホートを昭和25年から追跡し，観察してみると，ほとんど5年前より変化係数が大きくなっており，この年齢層の都道府県間格差はその他の年齢と動きが異なっている．昭和1桁生まれの世代の死亡についての分析が，日大の大久保氏，大阪大学の逢坂氏などによって行われているが<sup>5)</sup>，都道府県間格差も他の世代と違うようでもある．したがって，死亡についても出生同様，期間による分析と同時にコーホートによっても考察する必要があると思える．

5) 大久保正一・久保喜子，「中年死亡の増加現象」，『厚生指標』27巻2号，1980年2月．逢坂隆子・上島弘嗣・朝倉新太郎，「わが国の中年期死亡に関する統計的観察」，『日本公衆衛生学雑誌』，32巻7号，1985年7月．

## The Trends in Regional Differences in the Age-Specific Mortality Rates

Takeharu KANEKO

We analyzed the trends in the regional differences of mortality by age group, using coefficient of variation and correlation coefficient.

The main results are as follows :

- 1) For age 0 to 4 : Coefficient of variation have become smaller, and correlation coefficients between the mortality rates in 1975 and their rates of decrease were negative and statistically significant. Therefore, it can be concluded that the regional differences of mortality have shrunk.
- 2) For age 5 to 19 : Coefficient of variation have become larger, but except age 15 to 19 in male, correlation coefficients between the mortality rates in 1980 and those in 1985 were not statistically significant, namely mortality rate is irregular. Therefore, it can be concluded that there are no regional differences in mortality, except for age 15 to 19 in male.
- 3) For age 20 to 64 for female : Correlation coefficient between the mortality rates in 1980 and those in 1985 were statistically significant, but were very small. Therefore, it can be concluded that regional differences of mortality have become very small.
- 4) For age 45 to 64 for male and age 65 and over for both sexes : Correlation coefficients between the mortality rates in 1980 and those in 1985 were statistically significant, and correlation coefficients between the mortality rates in 1980 and their rates of decrease were not statistically significant. In addition, coefficients of variation have become larger. Therefore, it can be concluded that regional differences of mortality have not decreased.

# 多次元安定人口理論の数学的基礎 I : 古典論

稲葉 寿

## I はじめに

シャープとロトカ (Sharpe and Lotka, 1911<sup>1)</sup>) によって創始された安定人口理論 (stable population theory) は, 年齢構造をもつ均質な単性人口集団のダイナミクスに対する基本的洞察を与えるものとして現代的な数理人口学の出発点であると同時に, 発展途上諸国の人口動態に対する適用をつうじて実用的にも長らく人口学者の主要なツールの一つであった<sup>2)</sup>. その数学的基礎は, Feller (1941<sup>3)</sup>) の古典的結果によって初めて与えられたが, 最近では 1-パラメータ半群による関数解析的なアプローチが開発され, 再び注目されてきている<sup>4)</sup>. 一方, 近年においては年齢以外のパラメータによって構造化された人口のダイナミクスへの関心が高まり, いわゆる多次元人口学 (multidimensional demography<sup>5)</sup>) として急速に発展しつつある. その嚆矢となったのは Andrei Rogers, Herve

---

1) F. R. Sharpe and A. J. Lotka, "A problem in age-distribution", *Philosophical Magazine*, ser. 6, vol. 21, 1911, pp.435-438.

2) 安定人口理論とその応用については以下を参照: *The Concept of a Stable Population: Application to the Study of Populations of Countries with Incomplete Demographic Statistics*, New York, 1986, United Nations. A. J. Coale, *The Growth and Structure of Human Populations*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1972. F. Hoppensteadt, *Mathematical Theories of Populations: Demographics, Genetics and Epidemics*, Philadelphia, Pennsylvania: Society for Industrial and Applied Mathematics, 1975. J. Impagliazzo, *Deterministic Aspects of Mathematical Demography*, Berlin Heidelberg New York Tokyo: Springer-Verlag, 1985. N. Keyfitz, *Introduction to the Mathematics of Population with Revisions*, Reading: Addison-Wesley, 1977. N. Keyfitz, *Applied Mathematical Demography* (2nd Edition), New York Berlin Heidelberg Tokyo: Springer-Verlag, 1985. A. Lopez, *Problems in Stable Population Theory*, Princeton, New Jersey: Office of Population Research, Princeton University, 1961. J. H. Pollard, *Mathematical Models for the Growth of Human Populations*, Cambridge: Cambridge University Press, 1973.

3) W. Feller, "On the integral equation of renewal theory", *The Annals of Mathematical Statistics*, 12, 1941, pp.243-267.

4) 半群アプローチについては以下を参照: G. F. Webb, A semigroup proof of the Sharpe-Lotka theorem, In *Infinite-Dimensional Systems*, F. Kappel and W. Schappacher (eds), Lecture Notes in Mathematics 1076, 1984, pp. 254-268, Berlin Heidelberg New York Tokyo: Springer-Verlag. G. F. Webb, *Theory of Nonlinear Age-Dependent Population Dynamics*, New York and Basel: Marcel Dekker, 1985. J. A. J. Metz and O. Diekmann (eds), *The Dynamics of Physiologically Structured Populations*, Lecture Notes in Biomathematics 68, Berlin Heidelberg New York London Paris Tokyo: Springer-Verlag, 1986. H. Inaba, "A semigroup approach to the strong ergodic theorem of the multistate stable population process," to appear in *Mathematical Population Studies*, 1987.

5) K. C. Land and A. Rogers, *Multidimensional Mathematical Demography*, New York London: Academic Press, 1982.

Le Bras<sup>6)</sup>等による多地域人口モデルであろう。多地域安定人口モデルにおいては人口は年齢の他に、人口の居住地域をあらわす有限個の離散パラメータによって構造化される。Rogers (1975)はこのモデルにおいては、ロトカの安定人口理論と同様の帰結、すなわち、年齢別地域別の人口分布は時間とともに一つの安定な分布に収束する(強エルゴード定理)ことを主張した。このことは離散時間モデルに関してはすでに十分検討され、満足すべき結果が得られている(Cohen, 1982; Feeney, 1971; Le Bras, 1971; 稲葉, 1986<sup>7)</sup>)。しかし連続時間モデルに関しては、Rogers (1975)において極めて不完全な取り扱いがなされて以来、厳密な定式化と証明が存在しなかった。本稿の目的はこのRogersモデルに代表される多次元連続時間線形人口モデルの強エルゴード定理を証明し、多次元安定人口理論にその基礎を与えることである。したがってモデルの実用的、経験的応用には触れない<sup>8)</sup>。また、本稿ではもっぱら積分方程式による古典的アプローチを採用することとし、半群による定式については別稿に譲ることとしたい。

## II 多次元安定人口モデル

いま  $p_i(a, t) da$  は年齢区間  $(a, a+da)$  にある  $i$ -状態 ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) 人口の人口数をあらわすとしよう。すなわち  $p_i(a, t)$  は年齢密度関数 (age - density function) であり、分布関数

$$F_i(a) = \int_0^a p_i(u, t) du,$$

が  $a$  歳以下の  $i$ -状態人口を与える。  $p_i(a, t)$  は  $a$  について区間  $[0, \infty)$  上で可積分な正值関数である。ここで「状態」とは居住地域や社会的地位、生理学的特性などに対応し、全人口は有限個の部分人口へと状態別に分類されることになる。人口ベクトル  $p(a, t)$  を

$$p(a, t) = (p_1(a, t), \dots, p_n(a, t))^T, \quad (2.1)$$

と定義する。ここで  $\tau$  は転置作用素である。  $q_{ij}(a)$  ( $i \neq j$ ) を  $j$ -状態から  $i$ -状態への年齢  $a$  歳における瞬間的移動率とする。  $\mu_i(a)$  を  $i$ -状態人口の死亡力関数 (force of mortality) とすれば、

$$q_{jj}(a) = -\mu_j(a) - \sum_{i \neq j} q_{ij}(a), \quad (2.2)$$

と定義し、  $q_{ij}(a)$  を第  $(i, j)$  要素とする  $n \times n$  行列を  $Q(a)$  とする。  $Q(a)$  を状態間推移行列とよぶ。  $m_{ij}(a)$  は年齢  $a$  で、  $j$ -状態にある個体が単位時間あたりに生む  $i$ -状態の新生児数を与える出生率関数であるとする。  $M(a)$  は  $m_{ij}(a)$  を第  $(i, j)$  要素とする  $n \times n$  行列とし、出生率行列とよぶ。このと

6) H. Le Bras, "Équilibre et croissance de populations soumises à des migrations", *Theoretical Population Biology* 2, 1971, pp. 100-121. A. Rogers, *Introduction to Multiregional Mathematical Demography*, New York London Sydney Toronto: John Wiley & Sons, 1975.

7) J. Cohen, "Multiregional age-structured populations with changing rates: weak and stochastic ergodic theorems", In *Multidimensional Mathematical Demography*, 1982, (注5) pp.477-504. G. M. Feeney, Comment on a proposition of H. Le Bras, *Theoretical Population Biology* 2, 1971, pp.122-123. 稲葉寿, 「多地域人口成長の離散時間モデルについて」, 『人口問題研究』, 第179号, 1986年, pp.1-15.

8) 多地域人口モデルについては IASA (International Institute for Applied Systems Analysis) から多数のレポートおよびコンピュータプログラムが公表され、その実用化が図られている。例えば以下を参照。 F. Willekens and A. Rogers, *Spatial Population Analysis: Methods and Computer Programs*, RR-78-18, Laxenberg, Austria: IASA, 1978. A. Rogers (ed), *Advances in Multiregional Demography*, RR-81-6, Laxenberg, Austria: IASA, 1981.

き多次元の安定人口モデルは以下のような Lotka-Von Foerster システム<sup>9)</sup>によって表される。

$$\left(\frac{\partial}{\partial a} + \frac{\partial}{\partial t}\right) p(a, t) = Q(a) p(a, t), \quad (2.3a)$$

$$p(0, t) = \int_0^{\infty} M(a) p(a, t) da, \quad (2.3b)$$

$$p(a, 0) = \phi(a), \quad (2.3c)$$

ここで  $\phi(a) = (\phi_1(a), \dots, \phi_n(a))^T$  は初期人口の人口ベクトルである。(2.3a) はベクトルタイプの Mckendrick-Von Foerster 方程式であり、人口の加齢と状態間推移の過程を表現している。

以下ではまず一次元の場合にならって境界値  $p(0, t)$  (出生率) に関する再生方程式 (renewal equation) を導こう。行列微分方程式

$$\frac{d}{da} L(a) = Q(a) L(a), \quad L(0) = I, \quad (I: \text{単位行列}) \quad (2.4)$$

の解として生残率行列  $L(a)$  を定義する。このとき Abel-Jacobi<sup>10)</sup> の公式から逆行列  $L^{-1}(a)$  が  $0 \leq a < \infty$  に対して常に存在する。 $L(a)$  の第  $(i, j)$  要素  $l_{ij}(a)$  は、 $j$ -状態に出生した人口が  $a$  歳で  $i$ -状態に生残している率を示している。推移行列  $L(b, a)$  を  $L(b, a) = L(b) L^{-1}(a)$  と定義する。このとき以下が成り立つ。

補題 2.1: (1)  $L(b, a) \geq 0$ , かつ推移性;  $L(c, a) = L(c, b) L(b, a)$ ,  $c \geq b \geq a$ , が成り立つ。

$$(2) |L(b, a)|^{11} \leq \exp[-\underline{\mu}(b-a)], \quad \text{ここで, } \underline{\mu} = \inf_{a,i} \mu_i(a).$$

(証明) 明らかに  $L(b, a)$  は以下の微分方程式の解である。

$$\frac{d}{db} L(b, a) = Q(b) L(b, a), \quad L(a, a) = I.$$

ここで  $\eta = \sup_{i,a} |q_{ii}(a)|$  とすれば  $Q(a) + \eta I$  は非負行列であり、

$$\frac{d}{db} [L(b, a) \exp\{\eta(b-a)\}] = [Q(b) + \eta I] L(b, a) \exp\{\eta(b-a)\}.$$

9) Lotka-Von Foerster システムの誘導については以下を参照。稲葉寿, 「多次元人口成長の決定論的モデル」, 『人口問題研究』, 第172号, 1984年, pp.39-62.

10) 山本稔, 『常微分方程式の安定性』, 実教出版, 1979年, p. 69.

11) 以下ではベクトル  $x = (x_1, \dots, x_n)^T \in C^n$  のノルムとしては  $|x| = \sum_{i=1}^n |x_i|$  を用いる。またこれに

対応して、行列  $A = (a_{ij})_{1 \leq i, j \leq n} \in B(C^n, C^n)$  (ただし  $B(C^n, C^n)$  は  $n$  次複素行列の集合を示す) のノルムは

$$|A| = \sup_{x \neq 0} \frac{|Ax|}{|x|} = \max_j \sum_{i=1}^n |a_{ij}|$$

となる。またベクトル値関数  $f(a)$  については、断りのないかぎり  $L^1$ -ノルム  $\|f\| = \int_0^{\infty} |f(a)| da$  を用いる。

従って、以下の表現を得る。

$$L(b, a) \exp \{ \eta (b-a) \} = I + \int_a^b [Q(\rho) + \eta I] d\rho \\ + \int_a^b [Q(\rho) + \eta I] \int_a^\rho [Q(\rho_1) + \eta I] d\rho_1 d\rho + \dots$$

この右辺は非負であるから  $L(b, a)$  も非負となる。  $L(b, a)$  の推移性は明らかであろう。つぎに  $l_{ij}(b, a)$  を  $L(b, a)$  の第  $(i, j)$  要素とすれば、

$$\frac{d}{db} l_{ij}(b, a) = \sum_{k=1}^n q_{ik}(b) l_{kj}(b, a), \quad l_{ij}(a, a) = \delta_{ij}, \\ \frac{d}{db} \sum_{i=1}^n l_{ij}(b, a) = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n q_{ik}(b) l_{kj}(b, a) = \sum_{k=1}^n (-\mu_k(b)) l_{kj}(b, a) \\ \leq (-\underline{\mu}) \sum_{i=1}^n l_{ij}(b, a).$$

したがって

$$\sum_{i=1}^n l_{ij}(b, a) \leq \exp [ -\underline{\mu} (b-a) ].$$

これは(2)が成り立つことを示している。□

推移行列  $L(b, a)$  を用いることで (2.3 a) は特性線  $a-t = \text{const.}$  に沿って容易に積分されて以下の表現を得る。

$$p(a, t) = \begin{cases} L(a) p(0, t-a), & t-a > 0, \\ L(a, a-t) \phi(a-t), & a-t \geq 0. \end{cases} \quad (2.5)$$

(2.5) を (2.3 b) に投入すれば、

$$p(0, t) = \int_0^t M(a) L(a) p(0, t-a) da + \int_t^\infty M(a) L(a, a-t) \phi(a-t) da. \quad (2.6)$$

ここで、

$$B(t) = p(0, t), \quad \Psi(a) = M(a) L(a), \quad G(t) = \int_t^\infty M(a) L(a, a-t) \phi(a-t) da,$$

とおけば (2.6) は以下の形に書ける。

$$B(t) = G(t) + \int_0^t \Psi(a) B(t-a) da. \quad (2.7)$$

これはベクトル型のロトカの再生積分方程式 (Lotka's renewal integral equation) に他ならない。(2.7) の解  $B(t)$  と初期条件  $\phi(a)$  によって (2.5) は、



$$p(a, t) = \begin{cases} L(a)B(t-a), & t-a > 0, \\ L(a, a-t)\phi(a-t), & a-t \geq 0, \end{cases} \quad (2.8)$$

とかけるから、 $B(t)$ を決定し、その挙動をしらべることが課題となる。

### III 再生方程式の解の性質

ここでは再生方程式 (2.7) の解の性質を検討しよう。 $\Psi(a)$ ,  $G(t)$  が有界であれば (2.7) が可積分  $B(t)$  を任意の時間区間  $[0, T]$ ,  $0 \leq T < \infty$ , でもつことはよく知られている<sup>12)</sup>。この解については以下の評価が成り立つ。

補題 3.1 :  $\bar{m} = \sup_a |M(a)|$  とする。このとき

$$|B(t)| \leq \bar{m} \|\phi\| \exp [(\bar{m} - \underline{\mu})t]. \quad (3.1)$$

ただし、 $\|\phi\| = \int_0^\infty |\phi(a)| da$  とする。

(証明) 補題 2.1 から以下を得る。

$$\begin{aligned} |G(t)| &\leq \int_t^\infty |M(a)L(a, a-t)\phi(a-t)| da \leq \bar{m} \int_t^\infty \exp(-\underline{\mu}t) |\phi(a-t)| da \\ &\leq \bar{m} \exp(-\underline{\mu}t) \|\phi\|. \end{aligned}$$

(2.7) の絶対値をとれば以下を得る。

$$|B(t)| \exp(\underline{\mu}t) \leq \bar{m} \|\phi\| + \bar{m} \int_0^t \exp(\underline{\mu}a) |B(a)| da.$$

Gronwall の不等式から評価 (3.1) を得る。□

さて我々の関心は再生方程式の解において  $t \rightarrow \infty$  とした場合の漸近的挙動を調べることである。そこでラプラス変換を用いる。関数  $f(a)$  のラプラス変換  $\hat{f}(\lambda)$ ,  $\lambda \in C$  は積分が収束する限りにおいて

$$\hat{f}(\lambda) = \int_0^\infty \exp(-\lambda a) f(a) da, \quad (3.2)$$

で定義される。評価 (3.1) から (2.7) の解  $B(t)$  のラプラス変換  $\hat{B}(\lambda)$  が  $\text{Re} \lambda > \bar{m} - \underline{\mu}$  で存在することがわかる。また考えている人口集団の再生産年齢の上限を  $\beta < \infty$  とすれば

$$\Psi(a) = 0, a \geq \beta, G(t) = 0, t \geq \beta, \quad (3.3)$$

であるから、 $\hat{\Psi}(\lambda)$ ,  $\hat{G}(\lambda)$  はすべての  $\lambda$  について存在する。関数の畳込み (convolution) のラプラス像は各関数のラプラス像の積に等しい。したがって (2.7) にラプラス変換を行えば、

12) R. Bellman and K. L. Cooke, *Differential-Difference Equations*, New York San Francisco London : Academic Press, 1963, Chapter 7.

$$\widehat{B}(\lambda) = \widehat{G}(\lambda) + \widehat{\Psi}(\lambda) \widehat{B}(\lambda), \operatorname{Re} \lambda > \bar{m} - \underline{\mu}. \quad (3.4)$$

そこでいま集合  $\mathcal{Q}$  を

$$\mathcal{Q} = \{ \lambda \in \mathbb{C}; \det(I - \widehat{\Psi}(\lambda)) = 0 \} = \{ \lambda \in \mathbb{C}; 1 \in \sigma(\widehat{\Psi}(\lambda)) \}, \quad (3.5)$$

として定義しよう。ただし  $\sigma(A)$  は行列  $A$  のスペクトル集合を表す。このとき (3.4) から

$$\widehat{B}(\lambda) = (I - \widehat{\Psi}(\lambda))^{-1} \widehat{G}(\lambda), \lambda \in \{ \lambda \in \mathbb{C}; \operatorname{Re} \lambda > \bar{m} - \underline{\mu} \} \setminus \mathcal{Q}. \quad (3.6)$$

$\widehat{B}(\lambda)$  は  $\mathbb{C} \setminus \mathcal{Q}$  へ解析接続されて、特異点  $\mathcal{Q}$  を除いて解析的な関数となる。 $I - \widehat{\Psi}(\lambda)$  は  $\lambda$  の整関数であるから、 $\widehat{B}(\lambda)$  の特異点は有理型関数  $(I - \widehat{\Psi}(\lambda))^{-1}$  の極からなる。もし  $B(t)$  が連続で有界変動であれば (3.6) は反転されて

$$B(t) = \frac{1}{2\pi i} \int_{\sigma - i\infty}^{\sigma + i\infty} \exp(\lambda t) (I - \widehat{\Psi}(\lambda))^{-1} \widehat{G}(\lambda) d\lambda, \sigma > \bar{m} - \underline{\mu}, \quad (3.7)$$

を得る。このとき一般に  $B(t)$  の漸近挙動は特異点  $\mathcal{Q}$  の分布に依存している。そこで以下で  $\mathcal{Q}$  の構造を調べる。

**定理 3.2 :**  $\lambda \in \mathcal{Q}$  について以下が成り立つ。

- (1)  $\mathcal{Q}$  は半平面  $\operatorname{Re} \lambda \leq \bar{m} - \underline{\mu}$  に含まれる。
- (2) 任意の  $a \in \mathbb{R}$  に対して半平面  $\operatorname{Re} \lambda > a$  上には高々有限個の  $\lambda \in \mathcal{Q}$  しか存在しない。
- (3)  $\lambda \in \mathcal{Q}$  であれば  $\bar{\lambda} \in \mathcal{Q}$  でもある。ただし  $\bar{\lambda}$  は  $\lambda$  の複素共役である。

(証明)  $F(r)$ ,  $r \in \mathbb{R}$  は特性行列  $\widehat{\Psi}(r)$  のフロベニウス根を表すとする。また  $\widehat{F}(\lambda)$ ,  $\lambda \in \mathbb{C}$  を非負行列  $\widehat{\Psi}(\lambda)$  のフロベニウス根とする。ただし  $\widehat{\Psi}^*(\lambda)$  は  $\widehat{\Psi}(\lambda)$  の第  $(i, j)$  要素  $\widehat{\psi}_{ij}(\lambda)$  の絶対値をその第  $(i, j)$  要素とする非負行列である。  $\operatorname{spr}(A)$  を行列  $A$  のスペクトル半径とすれば、  $\operatorname{spr}(\widehat{\Psi}(\lambda)) \leq \widehat{F}(\lambda)$  となることがわかる<sup>13)</sup>。一方、  $\widehat{\Psi}^*(\lambda) \leq \widehat{\Psi}(\operatorname{Re} \lambda)$  であるから、  $\widehat{F}(\lambda) \leq F(\operatorname{Re} \lambda)$  となる。したがって、  $\operatorname{spr}(\widehat{\Psi}(\lambda)) \leq F(\operatorname{Re} \lambda)$  を得る。

$$\begin{aligned} |\widehat{\Psi}(\operatorname{Re} \lambda)| &\leq \int_0^{\infty} |\Psi(v)| \exp(-\operatorname{Re} \lambda v) dv \\ &\leq \int_0^{\infty} |M(v)| |L(v)| \exp(-\operatorname{Re} \lambda v) dv \leq \frac{\bar{m}}{\operatorname{Re} \lambda + \underline{\mu}} \end{aligned}$$

したがって

$$F(\operatorname{Re} \lambda) \leq \max_j \sum_{i=1}^n \widehat{\psi}_{ij}(\operatorname{Re} \lambda) = |\widehat{\Psi}(\operatorname{Re} \lambda)| \leq \frac{\bar{m}}{\operatorname{Re} \lambda + \underline{\mu}}.$$

これから、  $\operatorname{Re} \lambda > \bar{m} - \underline{\mu}$  であれば、  $\operatorname{spr}(\widehat{\Psi}(\lambda)) < 1$  となり、  $\mathcal{Q}$  は  $\operatorname{Re} \lambda \leq \bar{m} - \underline{\mu}$  に含まれることがわかる。次に、(2)を示そう。(1)から、任意の帯状領域  $a \leq \operatorname{Re} \lambda \leq b$  に高々有限個の  $\lambda \in \mathcal{Q}$  しか存在しないことを示せば十分である。いま無数の  $\mathcal{Q}$  の要素  $\lambda_n = \alpha_n + i\beta_n$ ,  $n = 1, 2, \dots$  が存在して、  $a \leq \alpha_n \leq b$  であるとする。  $\det(I - \widehat{\Psi}(\lambda))$  は  $|\lambda| < \infty$  で正則で恒等的には零でないから  $\infty$  以外にその

13) 二階堂副包, 『経済のための線形数学』, 培風館, 1961年, p. 114.

零点は集積しない。したがって部分列  $\lambda_{n(k)}$ ,  $k = 1, 2, \dots$  がとれて,  $\alpha_{n(k)} \rightarrow \alpha^*$ ,  $\beta_{n(k)} \rightarrow \infty$  とできる。このとき

$$|\hat{\psi}_{ij}(\lambda_{n(k)}) - \int_0^{\infty} \exp(-\alpha^* \zeta) \exp(-i\beta_{n(k)} \zeta) \psi_{ij}(\zeta) d\zeta| \rightarrow 0, (k \rightarrow \infty)$$

一方, Riemann - Lebesgue の補題<sup>14)</sup> から,

$$\int_0^{\infty} \exp(-\alpha^* \zeta) \exp(-i\beta_{n(k)} \zeta) \psi_{ij}(\zeta) d\zeta \rightarrow 0, (k \rightarrow \infty)$$

したがって,  $\hat{\psi}_{ij}(\lambda_{n(k)}) \rightarrow 0 (k \rightarrow \infty)$  であり,  $\lim_{k \rightarrow \infty} \det(I - \hat{\Psi}(\lambda_{n(k)})) = 1$  となるが, これは  $\lambda_{n(k)} \in \mathcal{D}$  に矛盾する。よって(2)が示された。(3)は明らかであろう。□

次の定理は  $\mathcal{D}$  が空でなく, しかも実部が最大の特異点として実の特異点が得られる一つの十分条件を与える。

**定理 3.3 :** 純再生産行列  $\hat{\Psi}(0) = \int_0^{\infty} \Psi(a) da$  が分解不能であれば,

(1)  $r_0 \in \mathcal{D} \cap R$  が存在して,  $r_0 > \sup \{ \operatorname{Re} \lambda; \lambda \in \mathcal{D}, r_0 \neq \lambda \}$ . このとき非負行列  $\hat{\Psi}(r_0)$  はフロベニウス根 1 をもつ。  $F(0)$  を  $\hat{\Psi}(0)$  のフロベニウス根とすれば, (1)  $F(0) < 1$  であれば  $r_0 < 0$  (劣臨界), (2)  $F(0) = 1$  であれば  $r_0 = 0$  (臨界), (3)  $F(0) > 1$  であれば  $r_0 > 0$  (過臨界), となる。

(2)  $R(\lambda) = (I - \hat{\Psi}(\lambda))^{-1}$  は  $\lambda = r_0$  で一位の極を有し, その留数  $R_{-1}$  は

$$R_{-1} \phi = \left[ \frac{d}{d\lambda} \det(I - \hat{\Psi}(\lambda)) \Big|_{\lambda=r_0} \right]^{-1} \operatorname{adj}(I - \hat{\Psi}(r_0)) \phi \quad (3.8a)$$

$$= \frac{\langle f_0, \phi \rangle}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle} \psi_0, \quad (3.8b)$$

として与えられる。ここで  $\operatorname{adj}(I - \hat{\Psi}(r_0))$  は  $(I - \hat{\Psi}(r_0))$  の余因子行列であり,  $f_0, \psi_0$  はそれぞれ  $\hat{\Psi}(r_0)$  のフロベニウス根 1 に属する左右の固有ベクトルであり,  $-\Psi_1$  は以下で与えられる。

$$-\Psi_1 = \int_0^{\infty} a \Psi(a) \exp(-r_0 a) da. \quad (3.9)$$

(証明) 仮定のもとでは,  $\hat{\Psi}(r)$ ,  $r \in R$  は非負の分解不能行列である。よってフロベニウス根  $F(r) > 0$  が存在して, パラメータ  $r$  に関して狭義単調減少で連続な関数である。  $F(r)$  は以下の不等式を満たす<sup>15)</sup>。

$$\min_j \sum_{i=1}^n \hat{\psi}_{ij}(r) \leq F(r) \leq \max_j \sum_{i=1}^n \hat{\psi}_{ij}(r).$$

したがって,  $\lim_{r \rightarrow +\infty} F(r) = +\infty$ ,  $\lim_{r \rightarrow -\infty} F(r) = 0$  を得るから, 方程式  $F(r) = 1$  は唯一の実根  $r_0$  を有する。しかも  $F(0) = 1$  ならば  $r_0 = 0$ ,  $F(0) > 1$  ならば  $r_0 > 0$ ,  $F(0) < 1$  ならば  $r_0 < 0$  となる。また  $r_0 \in$

14) 補題 3.5 参照。

15) 二階堂, 前掲書, p. 88.

$\Omega$ は明らかである.  $\mu \in \Omega$  とすれば  $\widehat{\Psi}(r)$  の分解不能性から,  $\operatorname{Re} \mu > r_0$  ならば  $F(\operatorname{Re} \mu) < 1$ ,  $\operatorname{Re} \mu = r_0$  ならば  $F(\operatorname{Re} \mu) = 1$ ,  $\operatorname{Re} \mu < r_0$  ならば  $F(\operatorname{Re} \mu) > 1$  となり, 一方,  $1 \in \sigma(\widehat{\Psi}(\mu))$  から  $\operatorname{spr}(\widehat{\Psi}(\operatorname{Re} \mu)) = F(\operatorname{Re} \mu) \geq \operatorname{spr}(\widehat{\Psi}(\mu)) \geq 1$ , よって  $\operatorname{Re} \mu \leq r_0$  を得る. もし  $\operatorname{Im} \mu \neq 0$  であれば,  $\widehat{\Psi}^*(\mu) \leq \widehat{\Psi}(\operatorname{Re} \mu)$  であるから,  $1 \leq \operatorname{spr}(\widehat{\Psi}(\mu)) \leq \widehat{F}(\mu) < F(\operatorname{Re} \mu)$ . よって  $\operatorname{Re} \mu < r_0$ . したがって  $r_0 > \sup \{ \operatorname{Re} \lambda; \lambda \in \Omega, r_0 \neq \lambda \}$  を得る. また内積  $\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle$  がゼロでないから, Schumitzky and Wenska (1975) の作用素留数定理<sup>16)</sup>から  $r_0$  が  $(I - \widehat{\Psi}(\lambda))^{-1}$  の一位の極であることがわかる. (3.8 a) はあきらかであるから (3.8 b) を示そう. 恒等式

$$(I - \widehat{\Psi}(\lambda)) \operatorname{adj}(I - \widehat{\Psi}(\lambda)) = \det(I - \widehat{\Psi}(\lambda)) \cdot I,$$

を微分して

$$\begin{aligned} & \frac{d}{d\lambda} (I - \widehat{\Psi}(\lambda)) \Big|_{\lambda=r_0} \times \operatorname{adj}(I - \widehat{\Psi}(r)) + \\ & (I - \widehat{\Psi}(r)) \frac{d}{d\lambda} \operatorname{adj}(I - \widehat{\Psi}(\lambda)) \Big|_{\lambda=r_0} = \frac{d}{d\lambda} \det(I - \widehat{\Psi}(\lambda)) \Big|_{\lambda=r_0} \cdot I, \end{aligned}$$

また

$$(I - \widehat{\Psi}(r_0)) \operatorname{adj}(I - \widehat{\Psi}(r_0)) \phi = 0,$$

であり,  $\widehat{\Psi}(r_0)$  のフロベニウス根 1 に対応する固有空間は一次元であるから, あるスカラー,  $c$  が存在して,

$$\operatorname{adj}(I - \widehat{\Psi}(r_0)) \phi = c \cdot \psi_0,$$

とかける. また  $f_0 (I - \widehat{\Psi}(r_0)) = 0$  であるから  $f_0, \phi$  を左右からかければ,

$$c \langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle = \langle f_0, \phi \rangle \frac{d}{d\lambda} \det(I - \widehat{\Psi}(\lambda)) \Big|_{\lambda=r_0}.$$

これより,

$$\left[ \frac{d}{d\lambda} \det(I - \widehat{\Psi}(\lambda)) \Big|_{\lambda=r_0} \right]^{-1} \operatorname{adj}(I - \widehat{\Psi}(r_0)) \phi = \frac{\langle f_0, \phi \rangle}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle} \psi_0,$$

を得る. よって (3.8 b) がしめされた.  $\square$

上記の定理からわかるように, 純再生産行列  $\widehat{\Psi}(0)$  のフロベニウス根  $F(0)$  は, 一次元の場合の純再生産率 (net reproduction rate) の多次元的アナログに他ならない. また  $r_0$  は安定人口成長率 (intrinsic growth rate) を与えることが期待される. すなわち,  $B(t)$  の積分表現 (3.7) において, 積分路を  $r_0$  の左側へシフトすることによって (図 1 参照)

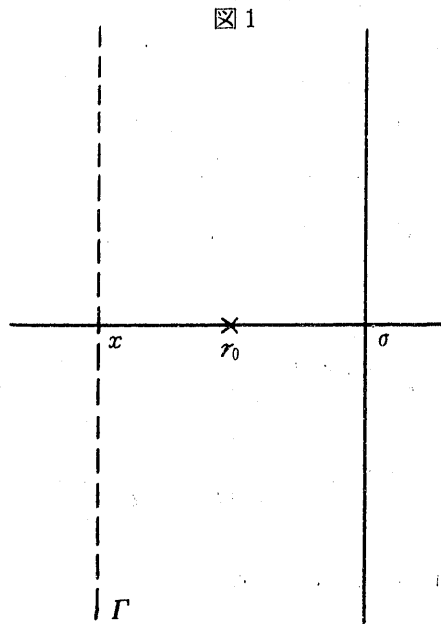
$$B(t) = r \exp(r_0 t) + \frac{1}{2\pi i} \int_r \exp(\lambda t) (I - \widehat{\Psi}(\lambda))^{-1} \widehat{G}(\lambda) d\lambda, \quad (3.10)$$

$$r = \operatorname{Res}_{\lambda=r_0} (I - \widehat{\Psi}(\lambda))^{-1} \widehat{G}(\lambda),$$

16) A. Schumitzky and T. Wenska "An operator residue theorem with applications to branching processes and renewal type integral equations". *SIAM Journal of Mathematical Analysis* 6 (2), 1975, pp. 229-235.

$$\Gamma = \{ z; z = x + iy, r_0 > x > \sup \{ \operatorname{Re} \lambda; \lambda \in \Omega, r_0 \neq \lambda \}, -\infty < y < +\infty \},$$

となり,  $\varepsilon > 0$  が存在して



$$B(t) = r \exp(r_0 t) + O(\exp[(r_0 - \varepsilon)t]), \quad (3.11)$$

となればよい<sup>17)</sup>. しかし (3.10) に対して積分項の評価を与えるのは簡単ではない. そこで以下では Heijmans (1986)<sup>18)</sup> の方法にしたがって,  $B(t)$  のかわりに

$$J(t) = B(t) - G(t) = \int_0^t \psi(a) B(t-a) da, \quad (3.12)$$

において,  $J(t)$  の漸近展開をもとめることにする. 明らかに  $J(t)$  は時刻  $t=0$  以降に出生した人口を親とする新生児の出生率に他ならない. このために以下でいくつかの定義と結果をかかげておく.

一般に  $X$  を Banach 空間とするとき, Hardy-Lebesgue 族  $H^p(\alpha: X)$  とは,  $\operatorname{Re} \lambda > \alpha$  から  $X$  への解析関数  $g(\lambda)$  で以下の条件をみたすものを言う.

$$a) \sup_{\sigma > \alpha} \left[ \int_{-\infty}^{\infty} |g(\sigma + i\tau)|^p d\tau \right] < \infty, \quad (3.13a)$$

$$b) g(\alpha + i\tau) = \lim_{\sigma \rightarrow +\infty} g(\sigma + i\tau) \text{ がほとんどいたるところ存在して,} \quad (3.13b)$$

$L^p(-\infty, \infty; X)$  に属する.

Hardy-Lebesgue 族に対して以下が成り立つ.

**定理 3.4** (Friedman and Shinbrot, 1967<sup>19)</sup>):  $g(\lambda) \in H^1(\alpha: X)$ ,  $\alpha \geq 0$  とすれば, 関数

17) Bellman-Cooke, 前掲書, pp. 231-234.

18) H. J. A. M. Heijmans, "The dynamical behaviour of the age-size-distribution of a cell population", In *The Dynamics of Physiologically Structured Populations*, J. A. J. Metz and O. Diekmann (eds), Springer-Verlag, 1986, pp. 185-202.

19) A. Friedman and M. Shinbrot, "Volterra integral equations in Banach space", *Transactions of the American Mathematical Society*, vol. 126, No. 1, 1967, pp. 131-179.

$$f(t) = \frac{1}{2\pi i} \int_{r-i\infty}^{r+i\infty} \exp(\lambda t) g(\lambda) d\lambda, \quad r \geq \alpha,$$

がすべての  $t \in (-\infty, +\infty)$  に関して  $r$  に無関係に定義され、以下が成り立つ。

- (1)  $f(t)$  は  $t$  について連続で、かつ  $f(t) = 0, t < 0$  である。
- (2)  $\widehat{f}(\lambda) = g(\lambda)$ ,
- (3)  $\alpha = 0$  ならば、 $\lim_{t \rightarrow \infty} f(t) = 0$ .

補題 3.5 (Riemann-Lebesgue) :  $f \in L^1(0, \infty; C)$  とし、そのラプラス変換を  $\widehat{f}$  とすれば  $(0, \infty)$  の有界な閉区間上の  $x$  について一様に

$$\lim_{|y| \rightarrow \infty} \widehat{f}(x+iy) = 0. \quad (3.14)$$

補題 3.6 (Plancherel) :  $F \cdot f$  を関数  $f \in L^1(-\infty, +\infty; C) \cap L^2(-\infty, +\infty; C)$  の Fourier 変換、すなわち

$$(F \cdot f)(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp(-iy a) f(a) da,$$

とすれば、 $F \cdot f \in L^2(-\infty, \infty; C)$  であり、Parseval の等式

$$\|F \cdot f\|_{L^2} = \|f\|_{L^2}, \quad (3.15)$$

がなりたつ。ただし  $\|\cdot\|_{L^2}$  は  $L^2$  ノルムを示す。

さて、(3.12) で定義した  $J(t)$  のラプラス変換をとれば、

$$\widehat{J}(\lambda) = \widehat{\Psi}(\lambda) \widehat{B}(\lambda) = \widehat{\Psi}(\lambda) (\widehat{f}(\lambda) + \widehat{G}(\lambda)).$$

したがって

$$\widehat{J}(\lambda) = (I - \widehat{\Psi}(\lambda))^{-1} \widehat{\Psi}(\lambda) \widehat{G}(\lambda), \quad \lambda \in C \setminus \mathcal{D}, \quad (3.16)$$

を得る。  $J(t)$  のラプラス逆変換表示の漸近評価を得るために以下の補題を示そう。

補題 3.7 :  $y$  の関数  $\widehat{G}(x+iy), \widehat{\Psi}(x+iy), x \in R$  はそれぞれ  $L^2(-\infty, +\infty; C^n), L^2(-\infty, +\infty; B(C^n, C^n))$  の要素であり、  $y$  の関数として  $\widehat{\Psi}(x+iy) \widehat{G}(x+iy) \in L^1(-\infty, +\infty; C^n)$  である。

(証明)  $G(t)$  と  $\Psi(a)$  の定義域を  $G(t) = 0, t < 0$  および  $\Psi(a) = 0, a < 0$  と拡張しておけば、関数  $t \rightarrow \exp(-tx) G(t), a \rightarrow \exp(-ax) \Psi(a)$  はすべての実数  $x$  に対してそれぞれ  $L^1(-\infty, +\infty; C^n) \cap L^2(-\infty, +\infty; C^n), L^1(-\infty, +\infty; B(C^n, C^n)) \cap L^2(-\infty, +\infty; B(C^n, C^n))$  の要素である。補題 3.6 から

$$\widehat{G}(x+iy) = \sqrt{2\pi} (F \cdot \exp(-tx) G(t))(y) \in L^2(-\infty, +\infty; C^n)$$

$$\widehat{\Psi}(x+iy) = \sqrt{2\pi} (F \cdot \exp(-ax) \Psi(a))(y) \in L^2(-\infty, +\infty; B(C^n, C^n)),$$

を得る。Schwartz の不等式からただちに  $\widehat{\Psi}(x+iy) \widehat{G}(x+iy) \in L^1(-\infty, +\infty; C^n)$  となることがわかる。□

補題 3.8 :  $\alpha > r_0$  とすれば,  $\hat{f}(\lambda) \in H^1(\alpha; C)$  である.

(証明) 十分大なる  $\eta_0$  に対して, 補題 3.5 から  $\|(I - \hat{\Psi}(\zeta + i\eta))^{-1}\| \leq 2$ ,  $|\eta| \geq \eta_0$  となることがわかる. 一方,  $\zeta \geq \alpha$  において関数  $\eta \rightarrow (I - \hat{\Psi}(\zeta + i\eta))^{-1}$  は区間  $[-\eta_0, \eta_0]$  上で連続であるから, ある  $C > 0$  が存在して,

$$\|(I - \hat{\Psi}(\zeta + i\eta))^{-1}\| < C, \eta \in (-\infty, \infty),$$

それゆえ

$$\begin{aligned} \|\hat{f}(\zeta + i\eta)\| &\leq \|(I - \hat{\Psi}(\zeta + i\eta))^{-1}\| \|\hat{\Psi}(\zeta + i\eta)\| \|\hat{G}(\zeta + i\eta)\| \\ &< C \|\hat{\Psi}(\zeta + i\eta)\| \|\hat{G}(\zeta + i\eta)\|. \end{aligned}$$

$\zeta \geq \alpha$  であれば, Schwartz の不等式および Parseval の等式より,

$$\begin{aligned} \|\hat{\Psi}(\zeta + i\eta)\| \|\hat{G}(\zeta + i\eta)\| &\leq \|\hat{\Psi}(\zeta + i\eta)\|_L \|\hat{G}(\zeta + i\eta)\|_L \\ &\leq 2\pi \|\exp(-\alpha a)\Psi(a)\|_L \|\exp(-\alpha t)G(t)\|_L < \infty. \end{aligned}$$

したがって (3.13a) を得る. また  $\zeta \geq \alpha$  では  $\hat{f}(\zeta + i\eta)$  は解析的であるから (3.13b) が成り立つ.  $\square$

以上の準備のもとで以下の展開定理が示される.

定理 3.9 :  $\lambda_i, i = 1, 2, \dots, n$  を位数  $k_i$  の  $\hat{f}(\lambda)$  の極であるとする. また  $\lambda_i$  は  $\text{Re} \lambda_1 \geq \text{Re} \lambda_2 \geq \dots \geq \text{Re} \lambda_n > \delta$  と順序づけられているとする. このとき

$$f(t) = \sum_{i=1}^n \exp(\lambda_i t) \left\{ \sum_{j=1}^{k_i} \frac{A_{-j}^{(i)}}{(j-1)!} t^{j-1} \right\} + O(\exp(\delta t)). \quad (3.17)$$

ただし, ここで

$$A_{-j}^{(i)} = \frac{1}{2\pi i} \int_{\Gamma_i} (\lambda - \lambda_i)^{j-1} \hat{f}(\lambda) d\lambda, \quad (3.18)$$

であり,  $\Gamma_i$  は  $\lambda_i$  を囲む閉曲線で,  $\lambda_i$  以外の  $\infty$  の点をその内部に含まないとする.

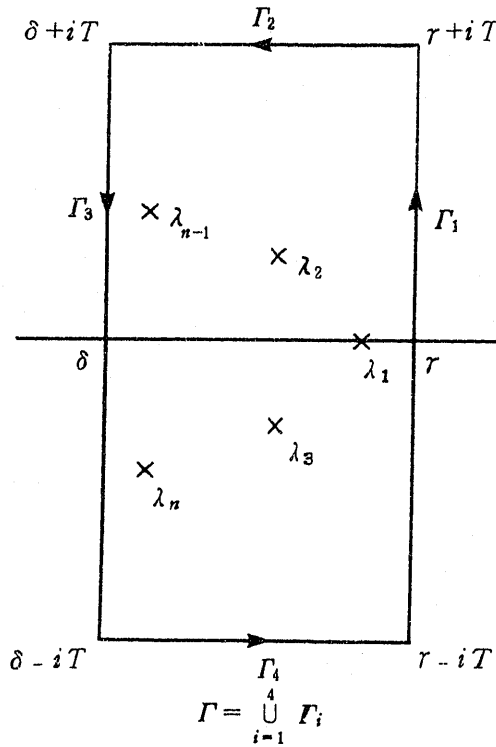
(証明)  $r > \max(0, \lambda_1)$  とすれば, 定理 3.4 と補題 3.7 から反転表示

$$f(t) = \frac{1}{2\pi i} \int_{r-i\infty}^{r+i\infty} \exp(\lambda t) \hat{f}(\lambda) d\lambda, \quad (3.19)$$

を得る. ここで積分路  $\text{Re} \lambda = r$  を特異点  $\lambda_i (i = 1, 2, \dots, n)$  を越えて  $\text{Re} \lambda = \delta$  までシフトさせることを考える.  $\Gamma$  を図 2 のような特異点  $\lambda_i (i = 1, 2, \dots, n)$  を内部に含む長方形の積分路としよう. このとき Riemann - Lebesgue の補題から

$$\lim_{r \rightarrow \infty} \int_{\Gamma} \exp(\lambda t) \hat{f}(\lambda) d\lambda = 0, \quad i = 2, 4,$$

図2



となることがわかる。したがって Cauchy の定理から

$$f(t) = \sum_{i=1}^n \operatorname{Res}_{\lambda=\lambda_i} \{ \exp(\lambda t) \hat{f}(\lambda) \} + \frac{1}{2\pi i} \int_{\delta-i\infty}^{\delta+i\infty} \exp(\lambda t) \hat{f}(\lambda) d\lambda, \quad (3.20)$$

を得る。ここで  $\operatorname{Res}_{\lambda=\lambda_i} \{ \exp(\lambda t) \hat{f}(\lambda) \}$  は  $\lambda = \lambda_i$  における  $\exp(\lambda t) \hat{f}(\lambda)$  の留数を示す。

$(I - \hat{\Psi}(\lambda))^{-1}$  は積分路  $\operatorname{Re} \lambda = \delta$  上で有界であるから

$$\left| \frac{1}{2\pi i} \int_{\delta-i\infty}^{\delta+i\infty} \exp(\lambda t) \hat{f}(\lambda) d\lambda \right| \leq M(\delta) \exp(\delta t). \quad (3.21)$$

ここで

$$M(\delta) = \sup_{-\infty < y < +\infty} | (I - \hat{\Psi}(\delta + iy))^{-1} | \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} | \hat{\Psi}(\delta + iy) \hat{G}(\delta + iy) | dy, \quad (3.22)$$

である。したがって (3.20) と (3.21) から漸近展開

$$f(t) = \sum_{i=1}^n \operatorname{Res}_{\lambda=\lambda_i} \{ \exp(\lambda t) \hat{f}(\lambda) \} + O(\exp(\delta t)). \quad (3.23)$$

を得る。留数計算によってただちに (3.17) を得る。□

定理 3.3 と定理 3.9 から以下の結果を得る。



定理 3.10: 定理 3.3 の仮定の下で以下が成り立つ。

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \exp(-r_0 t) B(t) = \frac{\langle f_0, \widehat{G}(r_0) \rangle}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle} \psi_0, \quad (3.24)$$

ここで  $f_0, \psi_0$  はそれぞれ  $\widehat{\Psi}(r_0)$  のフロベニウス根 1 に属する左右の固有ベクトルであり、 $-\Psi_1$  は (3.9) で与えられる。

(証明) 定理 3.3 と定理 3.9 から以下の漸近展開を得る。

$$B(t) = G(t) + \operatorname{Res}_{\lambda=r_0} \{ \exp(\lambda t) \widehat{J}(\lambda) \} + O(\exp(\delta t)), \quad \delta < r_0.$$

ここで

$$\begin{aligned} \operatorname{Res}_{\lambda=r_0} \widehat{J}(\lambda) &= \operatorname{Res}_{\lambda=r_0} (I - \widehat{\Psi}(\lambda))^{-1} \widehat{\Psi}(\lambda) \widehat{G}(\lambda) \\ &= \operatorname{Res}_{\lambda=r_0} \{ (I - \widehat{\Psi}(\lambda))^{-1} \widehat{G}(\lambda) - \widehat{G}(\lambda) \} = \operatorname{Res}_{\lambda=r_0} (I - \widehat{\Psi}(\lambda))^{-1} \widehat{G}(\lambda), \end{aligned}$$

である。 $r_0$  は一位の極であったから、(3.8a), (3.8b) より

$$\operatorname{Res}_{\lambda=r_0} \{ \exp(\lambda t) \widehat{J}(\lambda) \} = \exp(r_0 t) \frac{\langle f_0, \widehat{G}(r_0) \rangle}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle} \psi_0,$$

となる。よって (3.24) が従う。□

いま、 $\lambda_i \in \mathcal{Q}$  が単根であれば、(3.17) より漸近展開

$$B(t) = G(t) + \sum_{i=1}^n A_{-1}^{(i)} \exp(\lambda_i t) + O(\exp(\delta t)), \quad (3.25)$$

を得る。 $G(t) = 0, t \geq \beta$  であったから、

$$B(t) = \sum_{i=1}^n A_{-1}^{(i)} \exp(\lambda_i t) + O(\exp(\delta t)), \quad t \geq \beta. \quad (3.26)$$

となる。一方、これまで多くの人口学者は、Lotka 以来しばしば特性根  $\lambda_i$  が無数に存在すれば、級数展開

$$B(t) = \sum_{i=1}^n A_{-1}^{(i)} \exp(\lambda_i t), \quad \lambda_i \in \mathcal{Q}, \quad t \geq 0, \quad (3.27)$$

がなりたつかのごとく考えている (Keyfitz, 1977; Coale, 1975; Rogers, 1975<sup>20)</sup>). しかしこのよ  
うな級数展開は一般には成り立たないことは Feller (1941) が示したとおりである。Lopez (1961)<sup>21)</sup>  
は (3.27) が  $\Psi(a), G(t)$  が有界な台をもつ場合には成立することを示そうと試みたが、成功したと  
は云い難いと筆者は考える。定理 3.9 の証明からわかるように、(3.27) が  $t \geq \beta$  で成り立つため  
には

$$\lim_{\delta \rightarrow -\infty} M(\delta) \exp(\delta t) = 0, \quad (3.28)$$

20) Coale, Keyfitz, Rogers, 前掲書 (注 2).

21) Lopez 前掲書 (注 2).

となることが十分である。また、反転公式

$$B(t) = \frac{1}{2\pi i} \int_{\sigma-i\infty}^{\sigma+i\infty} \exp(\lambda t) (I - \widehat{\Psi}(\lambda))^{-1} \widehat{G}(\lambda) d\lambda, \quad \sigma > r_0, \quad (3.29)$$

が成り立っている場合には、級数展開 (3.27) が成り立つための十分条件がいくつか考えられている<sup>22)</sup>。しかしこれらの条件が、我々のモデルにおいて一般的に遭遇する  $\Psi(a)$ ;  $G(t)$  に関する条件のもとで成り立つかどうかはわかっていない。一方、我々の目的である強エルゴード定理を示すためには漸近展開で十分であることはいうまでもない。

#### IV 強エルゴード定理

前節までの諸結果から年齢密度関数の漸近挙動に関する結論が導きだされる。

定理 4.1 : 定理 3.3 の仮定の下で、

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \exp(-r_0 t) p(a, t) = r \psi_0(a), \quad (4.1)$$

が任意の  $0 < A < \infty$  について年齢区間  $[0, A]$  上で一様に成り立つ。ただし、

$$\psi_0(a) = \exp(-r_0 a) L(a) \psi_0, \quad r = \frac{\langle f_0, \widehat{G}(r_0) \rangle}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle} = \frac{V(0)}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle}, \quad (4.2)$$

である。  $V(t)$ ,  $t \geq 0$  は総繁殖価 (total reproductive value) であり、繁殖価ベクトル (reproductive value vector)  $f_0(a)$  を

$$f_0(a) = {}^T L^{-1}(a) \int_a^{\infty} \exp[-r_0(\rho - a)] {}^T \Psi(\rho) d\rho \cdot f_0, \quad (4.3)$$

と定義すれば、

$$V(t) = \int_0^{\infty} \langle f_0(a), p(a, t) \rangle da, \quad (4.4)$$

で与えられる。ただし、 $f_0$  は  $\widehat{\Psi}(r_0)$  の固有値 1 に属する左固有ベクトルである。

(証明) いま  $q(a, t)$  を

$$p(a, t) = \exp(r_0 t) \{ r \psi_0(a) + \exp(-r_0 a) L(a) q(a, t) \}, \quad (4.5)$$

によって定義すれば、以下が成り立つ。

$$\left( \frac{\partial}{\partial a} + \frac{\partial}{\partial t} \right) q(a, t) = 0, \quad (4.6a)$$

22) R. V. Churchill, "The inversion of the Laplace transformation by a direct expansion in series and its application to boundary-value problems", *Mathematische Zeitschrift* 42, 1937, pp.567-579. 宇野利雄, 洪姪植, 『ラプラス変換』, 共立出版, 1974年, pp. 143-145.

$$q(0, t) = p(0, t) \exp(-r_0 t) - r \psi_0, \quad (4.6b)$$

(4.6a) から,  $t - a > 0$  では  $q(a, t) = q(0, t - a)$  となる. (4.6b) および定理 3.10 から,  $\lim_{t \rightarrow \infty} |q(0, t)| = 0$  であるから, 任意の  $\epsilon > 0$  に対して  $T > 0$  が存在して,  $|q(0, t)| < \epsilon, t > T$  となる. そこで  $0 \leq a \leq A$  なるすべての  $a$  について,  $t > T + A$  で  $|q(a, t)| = |q(0, t - a)| < \epsilon$  となり,  $|\exp(-r_0 t) p(a, t) - r \psi_0(a)| = |\exp(-r_0 a) L(a) q(a, t)| < \max(1, \exp(-r_0 A)) \epsilon$ . したがって (4.1) が区間  $[0, A]$  上で一様に成り立つことがわかる. また

$$\begin{aligned} \langle f_0, \hat{G}(\lambda) \rangle &= r f_0 \int_0^{\infty} \exp(-r_0 t) G(t) dt \\ &= r f_0 \int_0^{\infty} \exp(-r_0 t) \int_t^{\infty} \Psi(a) L^{-1}(a-t) \phi(a-t) da dt \\ &= \int_0^{\infty} r f_0 \int_s^{\infty} \Psi(a) \exp[-r_0(a-s)] da L^{-1}(s) \phi(s) ds = \int_0^{\infty} \langle f_0(s), \phi(s) \rangle ds = V(0). \end{aligned}$$

これより (4.2) を得る.  $\square$

ここで繁殖価ベクトルの意味を考えておこう<sup>23)</sup>. まずその形式的な意味をあきらかにしておく. いま人口作用素 (population operator<sup>24)</sup>)  $A$  を

$$A = -\frac{d}{da} + Q(a), \quad (4.7)$$

$$D(A) = \left\{ \psi \in L^1(0, \infty; C^n); A\psi \in L^1(0, \infty; C^n), \psi(0) = \int_0^{\infty} M(a) \psi(a) da \right\},$$

と定義する. ここで  $D(A)$  は作用素  $A$  の定義域を示す. 作用素  $A$  の固有値問題を考える. すなわち,

$$\left( -\frac{d}{da} + Q(a) \right) \psi(a) = \lambda \psi(a), \quad \psi(0) = \int_0^{\infty} M(a) \psi(a) da. \quad (4.8)$$

(4.8) は容易に解かれて, 固有関数  $\psi_\lambda(a)$  は

$$\psi_\lambda(a) = \exp(-\lambda a) L(a) \psi_\lambda, \quad \lambda \in \mathcal{D}, \quad \psi_\lambda \in N(I - \hat{\Psi}(\lambda)), \quad (4.9)$$

で与えられる. ただし  $N(A)$  は行列  $A$  の零空間 (null space) を示す. このとき明らかに  $\exp(\lambda t) \psi_\lambda(a)$  は (2.3) の特殊解を与える.  $A$  の共投作用素  $A^*$  を

$$A^* f(a) = \frac{d}{da} f(a) + Q(a) f(a) + M(a) f(0), \quad (4.10)$$

$$D(A^*) = \left\{ f \in L^\infty(0, \infty; C^n); A^* f \in L^\infty(0, \infty; C^n), f(\infty) = 0 \right\},$$

23) 繁殖価ベクトルは以下で初めて導入されたと思われる. A. Rogers and F. Willekens, "The spatial reproductive value and the spatial momentum of zero population growth", *Environment and Planning A*, 10, 1978, pp. 503-518.

24) 人口作用素という名称は以下に従った. J. Song, C. H. Tuan and J. Y. Yu, *Population Control in China: Theory and Applications*, New York: Praeger, 1985.

と定義すれば,  $y \in D(A^*)$ ,  $x \in D(A)$  に対して常に

$$\int_0^{\infty} \langle y(a), Ax(a) \rangle da = \int_0^{\infty} \langle A^*y(a), x(a) \rangle da, \quad (4.11)$$

が成り立つ.  $A^*$  の固有値問題

$$A^*f = \lambda f, \quad f \in D(A^*), \quad (4.12)$$

を解けば, 固有関数  $f_\lambda(a)$  として以下を得る.

$$f_\lambda(a) = {}^r L^{-1}(a) \int_0^{\infty} \exp[-\lambda(\rho-a)] {}^r \Psi(\rho) d\rho \cdot f_\lambda. \quad (4.13)$$

ただし, ここで  $f_\lambda \in N(I - {}^r \hat{\Psi}(\lambda))$  である. すなわち, 繁殖価ベクトルは共役固有値問題 (4.12) の固有値  $r_0$  に対応する固有関数として得られる. またこのとき (4.11) から

$$\begin{aligned} \frac{d}{dt} V(t) &= \int_0^{\infty} \langle f_0(a), \frac{\partial}{\partial t} p(a, t) \rangle da = \int_0^{\infty} \langle f_0(a), Ap(a, t) \rangle da \\ &= \int_0^{\infty} \langle A^*f_0(a), p(a, t) \rangle da = r_0 V(t). \end{aligned}$$

よって

$$V(t) = \exp(r_0 t) V(0), \quad (4.14)$$

を得る. すなわち, 総繁殖価は指数関数的に増大する (Fisher の原理). 上記のような形式的誘導とは別に, 人口学的な意味から繁殖価ベクトルを導くことができる. いまゼロ歳の人口の繁殖価ベクトルが  $v$  で与えられるとしよう.  $a$  歳の人口の繁殖価は, その人口が安定成長下において  $a$  歳以後に生む新生児がもつ繁殖価をマルサス径数 (安定人口成長率) で割り引いたものの総和であると定義される. そこでいま  $i$ -状態に単位人口がいるとすれば, 初期ベクトル  $\phi_i(a)$  を, 第  $i$  要素のみがデルタ関数  $\delta(a)$  であり, それ以外の要素がゼロであるベクトル

$$\phi_i(a) = {}^r (0, \dots, \delta(a), 0, \dots),$$

とすれば,  $i$ -状態の新生児のもつ繁殖価  $v_i$  は定義により

$$\begin{aligned} v_i &= \langle v, \int_0^{\infty} \int_i^{\infty} \exp(-r_0 a) M(a) L(a, a-t) \phi_i(a-t) da dt \rangle \\ &= \langle v, \int_0^{\infty} \exp(-r_0 a) \Psi(a) da \cdot e_i \rangle = \langle v, e_i \rangle, \end{aligned}$$

ここで  $e_i$  は  $i$ -要素が 1 で他はすべて 0 となる単位ベクトルである. これがすべての  $i$  で成り立つから

$${}^r v \int_0^{\infty} \exp(-r_0 a) \Psi(a) da = {}^r v,$$

でなければならない。すなわち  $v \in N(I - {}^r\hat{\Psi}(r_0))$  である。同様にして  $i$ -要素だけがデルタ関数  $\delta(s-a)$  であって、他の要素はすべてゼロであるベクトルを

$$p_i(s) = {}^r(0, \dots, \delta(s-a), 0, \dots, 0),$$

とおけば  $i$ -状態の  $a$ 歳人口の繁殖価  $v_i(a)$  を第  $i$ 要素とするベクトル  $v(a)$  について

$$\begin{aligned} \langle v(a), e_i \rangle &= v_i(a) = \langle v, \int_0^\infty \int_s^\infty \exp[-r_0(\rho-s)] M(\rho) L(\rho, s) p_i(s) d\rho ds \rangle \\ &= \langle v, \int_a^\infty \exp[-r_0(\rho-a)] \Psi(\rho) d\rho L^{-1}(a) e_i \rangle. \end{aligned}$$

よって

$$v(a) = {}^r L^{-1}(a) \int_a^\infty \exp[-r_0(\rho-a)] \Psi(\rho) d\rho \cdot v,$$

を得る。すなわち再び (4.13) において  $\lambda = r_0$  としたものを得る。

つぎに  $L^1$ -収束の意味での安定分布への収束を示そう。

定理 4.2 : 定理 3.3 の仮定の下で以下が成り立つ。

(1)  $r_0 > -\underline{\mu}$  であれば

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \int_0^\infty |p(a, t) \exp(-r_0 t) - r \psi_0(a)| da = 0. \quad (4.15)$$

(2)  $\underline{\mu} > 0, r_0 < 0$  であれば

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \int_0^\infty |p(a, t)| da = 0. \quad (4.16)$$

(証明) (2.8) より

$$\begin{aligned} \int_0^\infty |p(a, t) \exp(r_0 t) - r \psi_0(a)| da &= \int_0^t |\exp(-r_0 t) L(a) B(t-a) - r \psi_0(a)| da \\ &+ \int_t^\infty |\exp(-r_0 t) L(a, a-t) \phi(a-t) - r \psi_0(a)| da \stackrel{\text{def}}{=} I+J. \end{aligned}$$

定理 3.10 から、十分小なる任意の  $\varepsilon > 0$  に対して  $M(\varepsilon) \geq 1$  が存在して、

$$|B(t) \exp(-r_0 t) - r \psi_0| \leq M(\varepsilon) \exp(-\varepsilon t). \quad (4.17)$$

したがって、 $r_0 + \underline{\mu} > \varepsilon > 0$  となるように  $\varepsilon$  をとれば

$$I \leq \int_0^t |L(a)| |B(t-a) \exp[-r_0(t-a)] - r \psi_0| \exp(-r_0 a) da$$

$$\leq M(\varepsilon) \exp(-\varepsilon t) \int_0^t \exp[-(\underline{\mu} + r_0 - \varepsilon)a] da = M(\varepsilon) \exp(-\varepsilon t) \frac{1 - \exp[-(\underline{\mu} + r_0 - \varepsilon)t]}{\underline{\mu} + r_0 - \varepsilon}$$

よって  $\lim_{t \rightarrow \infty} I = 0$  となる. 同様に

$$J \leq \exp(-(r_0 + \underline{\mu})t) \|\phi\| + r |\psi_0| \frac{\exp(-(r_0 + \underline{\mu})t)}{r_0 + \underline{\mu}} \rightarrow 0 \quad (t \rightarrow \infty).$$

したがって (4.15) を得る. また  $r_0 < 0, \underline{\mu} > 0$  であれば,  $|B(t)| \leq M(r_0) \exp(r_0 t)$  となる  $M(r_0) \geq 1$  が存在するから,  $r_0 + \underline{\mu} \neq 0$  であれば,

$$\begin{aligned} \int_0^{\infty} |p(a, t)| da &\leq \int_0^t |L(a)| |B(t-a)| da + \int_t^{\infty} |L(a, a-t)| \phi(a-t) da \\ &\leq M(r_0) \frac{\exp(r_0 t) - \exp(-\underline{\mu} t)}{r_0 + \underline{\mu}} + \exp(-\underline{\mu} t) \|\phi\| \rightarrow 0 \quad (t \rightarrow \infty). \end{aligned}$$

また  $r_0 + \underline{\mu} = 0$  であれば,

$$\int_0^{\infty} |p(a, t)| da \leq M(r_0) \exp(r_0 t) t + \exp(-\underline{\mu} t) \|\phi\| \rightarrow 0 \quad (t \rightarrow \infty).$$

よっていずれにせよ (4.16) を得る.  $\square$

系 4.3 : 定理 3.3 の仮定のもとで  $r_0 > -\underline{\mu}$  であれば, 任意の  $0 < A < \infty$  に対して閉区間  $[0, A]$  上で一様に

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{p(a, t)}{\|p(\cdot, t)\|} = \frac{\psi_0(a)}{\|\psi_0(a)\|}. \quad (4.18)$$

(証明) いま  $e = (1, \dots, 1)$  を要素がすべて 1 である  $n$ -ベクトルとすれば,  $p(a, t) \geq 0$  であるから

$$\|p(\cdot, t)\| = \int_0^{\infty} |p(a, t)| da = \int_0^{\infty} \langle e, p(a, t) \rangle da.$$

一方, 定理 4.2 から

$$\begin{aligned} & \left| \int_0^{\infty} \langle e, p(a, t) \exp(-r_0 a) \rangle da - \int_0^{\infty} \langle e, r \psi_0(a) \rangle da \right| \\ &= \left| \int_0^{\infty} \langle e, p(a, t) \exp(-r_0 t) - r \psi_0(a) \rangle da \right| \\ &\leq \int_0^{\infty} |p(a, t) \exp(-r_0 t) - r \psi_0(a)| da \rightarrow 0 \quad (t \rightarrow \infty). \end{aligned}$$

したがって

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \int_0^{\infty} \langle e, p(a, t) \exp(-r_0 t) \rangle da = \int_0^{\infty} \langle e, r \psi_0(a) \rangle da.$$

となるから

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{p(a, t)}{\|p(\cdot, t)\|} = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{p(a, t) \exp(-r_0 t)}{\int_0^{\infty} \langle e, p(a, t) \rangle da \exp(-r_0 t)} = \frac{\psi_0(a)}{\|\psi_0(a)\|},$$

を得る。収束の一様性は定理 4.1 から従う。□

(4.18) は年齢構成係数ベクトルが一定の分布 (安定年齢分布) に収束することを示している。また (4.16) は,  $r_0 < 0$  の場合にゼロ解  $p(a, t) \equiv 0$  が大域的に漸近安定 (globally asymptotically stable) であることを示している。定理 3.3 から  $r_0 < 0$  となるためには  $F(0) < 1$  となることが必要十分であった。そのためには (1)  $(I - \hat{\Psi}(0))$  の  $n$  個の首座小行列式がすべて正である (Hawkins - Simon's condition), あるいは (2)  $\hat{\Psi}(0)$  の行和または列和の最大値が 1 より小さい (Brauer - Solow's condition), ことが十分であることが知られている<sup>25)</sup>。

## V 非同次問題 - 移住を許す安定人口モデル -

ここでは閉鎖人口の仮定をはずして, 移住を許す安定人口モデル<sup>26)</sup>を考えよう。このモデルは以下のような非同次項をもつ Lotka - Von Foerster システムで表される。

$$\left( \frac{\partial}{\partial a} + \frac{\partial}{\partial t} \right) p(a, t) = Q(a) p(a, t) + m(a, t), \quad (5.1a)$$

$$p(0, t) = \int_0^{\infty} M(a) p(a, t) da, \quad (5.1b)$$

$$p(a, 0) = \phi(a). \quad (5.1c)$$

ただし, ここで  $m(a, t)$  は純転入人口の年齢密度関数であり,

$$m(a, t) = \lim_{h \rightarrow +0} \frac{1}{h} [p(a+h, t+h) - L(a+h, a)p(a, t)], \quad (5.2)$$

によって定義される。以下では  $m(a, t) \geq 0$  の場合のみを考える。(5.1a) の解を求めよう。いま  $(a_0, t_0)$  を固定して,  $h \geq 0$  に対して

$$\hat{p}(h) = p(a_0 + h, t_0 + h), \quad \hat{Q}(h) = Q(a_0 + h), \quad \hat{m}(h) = m(a_0 + h, t_0 + h), \quad (5.3)$$

と定義すれば, (5.1a) から 1 階常微分方程式系

25) H. Nikaido, *Convex Structures and Economic Theory*, New York San Francisco London : Academic Press, 1968.

26) このタイプのモデルは, 一次元の場合について以下の諸論文において検討されている。H. L. Langhaar, "General population theory in the age-time continuum", *Journal of The Franklin Institute*, 293 (3), 1973, pp. 199-214. T. J. Espenshade, L. F. Bouvier and W. B. Arthur, Immigration and the stable population model, *Demography* 19 (1), 1982, pp. 125-133. S. Mitra, Generalization of the immigration and the stable population model, *Demography* 20 (1), 1983, pp. 111-115. T. J. Espenshade, Comment on Mitra's generalization, *Demography* 21 (3), 1984, pp. 431-432. S. Mitra, On Espenshade's Comment on Mitra's generalization, *Demography* 21 (3), 1984, pp. 433-434. S. Mitra and P. Cerone, Migration and stability, *Genus*, Volume XLII-n, 1-2, 1986, pp. 1-12.

$$\frac{d}{dh} \hat{p}(h) = \hat{Q}(h) \hat{p}(h) + \hat{m}(h), \quad \hat{p}(0) = p(a_0, t_0), \quad (5.4)$$

を得る。(5.4) はただちに解かれて、

$$\hat{p}(h) = \hat{L}(h) \left\{ \hat{L}^{-1}(0) \hat{p}(0) + \int_0^h \hat{L}^{-1}(\rho) \hat{m}(\rho) d\rho \right\}, \quad (5.5)$$

となる、ただし  $\hat{L}(h) = L(a_0 + h, a_0)$  である。そこで  $(a_0, t_0) = (0, t - a)$ ,  $h = a$  とおけば、

$$p(a, t) = L(a) p(0, t - a) + \int_0^a L(a, \rho) m(\rho, t - a + \rho) d\rho, \quad t - a \geq 0. \quad (5.6)$$

また  $(a_0, t_0) = (a - t, 0)$ ,  $h = t$  とおけば、

$$p(a, t) = L(a, a - t) p(a - t, 0) + \int_0^t L(a, a - t + \rho) m(a - t + \rho, \rho) d\rho, \quad a - t > 0. \quad (5.7)$$

を得る。 $m(a, t) \geq 0$  と仮定したから  $p(a, t)$  は常に非負に保たれることに注意しよう。(5.6) および (5.7) を (5.1b) に投入すれば以下の再生方程式を得る。

$$B(t) = G(t) + H(t) + \int_0^t \Psi(a) B(t - a) da, \quad (5.8)$$

ここで  $B(t) = p(0, t)$ ,  $\Psi(a) = M(a) L(a)$ ,

$$G(t) = \int_t^\infty M(a) L(a, a - t) \phi(a - t) da, \quad (5.9a)$$

$$H(t) = \int_0^t M(a) \int_0^a L(a, \rho) m(\rho, t - a + \rho) d\rho da + \int_t^\infty M(a) \int_0^t L(a, a - t + \rho) m(a - t + \rho, \rho) d\rho da, \quad (5.9b)$$

であり、 $M(a) = 0$ ,  $t \geq \beta$  であったから

$$G(t) = 0, \quad H(t) = \int_0^\beta M(a) \int_0^a L(a, \rho) m(\rho, t - a + \rho) d\rho da, \quad t \geq \beta, \quad (5.10)$$

となることに注意しよう。以下では移住項  $m(a, t)$  が時間に独立である場合のみを考える。このとき

$$H(t) = H_1(t) + H_2(t), \quad (5.11a)$$

$$H_1(t) = \int_0^t M(a) \int_0^a L(a, \rho) m(\rho) d\rho da, \quad (5.11b)$$

$$H_2(t) = \int_t^\infty M(a) \int_0^t L(a, a - t + \rho) m(a - t + \rho) d\rho da, \quad (5.11c)$$



とおけば, (5.8) の解  $B(t)$  は

$$B_1(t) = H_1(t) + \int_0^t \Psi(a) B_1(t-a) da, \quad (5.12a)$$

$$B_2(t) = G(t) + H_2(t) + \int_0^t \Psi(a) B_2(t-a) da, \quad (5.12b)$$

の解  $B_1(t), B_2(t)$  によって

$$B(t) = B_1(t) + B_2(t), \quad (5.13)$$

で与えられる。(5.12b) においては

$$G(t) + H_2(t) = 0, \quad t \geq \beta, \quad (5.14)$$

であるから, 前節までの結果が直接適用できる。一方, (5.12a) においては  $H_1(t)$  は  $H_1(t) = H(\beta)$ ,  $t \geq \beta$  であり,  $[0, \infty)$  で可積分ではないから  $r_0 \leq 0$  の場合にはこれまでの結果が適用できない。 $B_1(t)$  の漸近挙動をしらべるために以下をまず準備する<sup>27)</sup>。

補題 5.1 : 再生方程式

$$B(t) = G(t) + \int_0^t \Psi(a) B(t-a) da, \quad (5.15)$$

において

$$(a) \quad G(t) \geq 0, \Psi(a) \geq 0, \int_0^\infty |G(t)| dt < \infty, \int_0^\infty |\Psi(a)| da < \infty, \quad (5.16)$$

(b)  $G(t), \Psi(a)$  は有界な台をもつ。

(c)  $\widehat{\Psi}(0)$  は分解不能である。

と仮定する。 $r_0 = \max \{ \operatorname{Re} \lambda; \det(I - \widehat{\Psi}(\lambda)) = 0 \}$  とすれば  $r_0 \in \mathcal{R}$  であり, 以下が成り立つ。

(1)  $r_0 < 0$  ならば

$$\int_0^\infty B(t) dt = (I - \widehat{\Psi}(0))^{-1} \widehat{G}(0). \quad (5.17)$$

(2)  $r_0 \geq 0$  ならば

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \int_0^t \exp(-r_0 u) B(u) du = \frac{\langle f_0, \widehat{G}(r_0) \rangle}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle} \psi_0. \quad (5.18)$$

ただし,  $f_0, \psi_0$  は  $\widehat{\Psi}(r_0)$  の固有値 1 に属する左および右固有ベクトルである。

(証明)  $\exp(-st)$ ,  $s \in \mathcal{R}$  を (5.15) の両辺に乗じて,  $(0, T)$  で積分すれば, (5.15) の解  $B(t)$  は非負であるから

27) 河田龍夫, 『応用数学概論』, 岩波書店, 1952年, pp. 112-118 参照.

$$\begin{aligned} \int_0^T \exp(-st) B(t) dt &= \int_0^T \exp(-st) G(t) dt + \int_0^T \exp(-su) \Psi(u) \int_0^{T-u} \exp(-st) B(t) dt du \\ &\leq \int_0^\infty \exp(-st) G(t) dt + \int_0^\infty \exp(-su) \Psi(u) \int_0^T \exp(-st) B(t) dt du. \end{aligned}$$

ここで仮定から、 $\widehat{G}(s)$ ,  $\widehat{\Psi}(s)$  がすべての  $s \in R$  について存在する。また  $s > r_0$  では  $(I - \widehat{\Psi}(s))$  は非逆転可能であったから

$$\int_0^T \exp(-st) B(t) dt \leq (I - \widehat{\Psi}(s))^{-1} \widehat{G}(s). \quad (5.19)$$

(5.19) の左辺は  $T$  について単調増大で上に有界であるから  $T \rightarrow \infty$  とした極限值をもつ。すなわち、 $s > r_0$  において  $\widehat{B}(s)$  が存在して

$$\widehat{B}(s) = (I - \widehat{\Psi}(s))^{-1} \widehat{G}(s), \quad s > r_0. \quad (5.20)$$

そこでいま  $r_0 < 0$  であれば

$$\lim_{s \rightarrow +0} \widehat{B}(s) = \lim_{s \rightarrow +0} (I - \widehat{\Psi}(s))^{-1} \widehat{G}(s) = (I - \widehat{\Psi}(0))^{-1} \widehat{G}(0),$$

となり、(5.17) を得る。  $r_0 = 0$  とすれば、 $B(s)$  が  $s > 0$  で存在して  $\det(I - \widehat{\Psi}(0)) = 0$  であるから

$$\begin{aligned} \lim_{s \rightarrow +0} s \widehat{B}(s) &= \lim_{s \rightarrow +0} \frac{s}{\det(I - \widehat{\Psi}(s))} \operatorname{adj}(I - \widehat{\Psi}(s)) \widehat{G}(s) \\ &= \left[ \frac{d}{ds} \det(I - \widehat{\Psi}(s)) \Big|_{s=0} \right]^{-1} \operatorname{adj}(I - \widehat{\Psi}(0)) \widehat{G}(0). \end{aligned}$$

ここで  $r_0$  は特性方程式  $\det(I - \widehat{\Psi}(\lambda)) = 0$  の単根であったから  $\frac{d}{ds} \det(I - \widehat{\Psi}(s)) \Big|_{s=0} \neq 0$  であることに注意しよう。Hardy-Littlewood の Tauber 型定理<sup>28)</sup> により、

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \int_0^t B(u) du = \lim_{s \rightarrow +0} s \widehat{B}(s),$$

であるから、定理 3.3 の結果とあわせて (5.18) において  $r_0 = 0$  としたものを得る。  $r_0 > 0$  の場合は

$$B(t) \exp(-r_0 t) = G(t) \exp(-r_0 t) + \int_0^t \Psi(a) \exp(-r_0 a) \cdot \exp(-r_0 (t-a)) B(t-a) da,$$

とおけば  $r_0 = 0$  の場合に帰着される。□

上記の補題によって  $B_1(t)$  の漸近挙動を調べよう。いま  $\Psi(a)$  が微分可能と仮定すれば  $B_1(t)$  は微分可能であり、

$$B_1'(t) = H_1'(t) + \int_0^t \Psi(a) B_1'(t-a) da, \quad (5.21)$$

28) Bellman-Cooke, 前掲書, p. 240 参照。

となる。ここで

$$H_1'(t) = M(t) \int_0^t L(t, \rho) m(\rho) d\rho \geq 0,$$

$$\int_0^\infty H_1'(t) dt = H_1(\infty) < \infty.$$

したがって (5.21) に対して補題 5.1 が適用できる。すなわち、 $r_0 < 0$  であれば

$$B_1(\infty) = \int_0^\infty B_1'(u) du = (I - \widehat{\Psi}(0))^{-1} H_1(\infty) = (I - \widehat{\Psi}(0))^{-1} H(\infty),$$

となるから、

$$\lim_{t \rightarrow \infty} B(t) = \lim_{t \rightarrow \infty} B_1(t) = (I - \widehat{\Psi}(0))^{-1} H(\infty), \quad (5.22)$$

を得る。次に、 $r_0 = 0$  であれば、

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \int_0^t B_1'(u) du = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{B_1(t)}{t} = \frac{\langle f_0, H(\infty) \rangle}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle} \psi_0,$$

である。  $\lim_{t \rightarrow \infty} B_2(t)$  が有限値に収束するから

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{B(t)}{t} = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{B_1(t)}{t} = \frac{\langle f_0, H(\infty) \rangle}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle} \psi_0. \quad (5.23)$$

また  $r_0 > 0$  の場合を考えよう。関数  $t \rightarrow \exp(-tx)[G(t) + H(t)]$  は  $H(\infty)$  が有界だから、 $x > 0$  であるかぎり  $L^1(-\infty, +\infty; C^n)$  の要素である。よって、 $x > 0$  において、補題 3.7 と同様の議論によって

$$\int_{-\infty}^\infty |\widehat{\Psi}(x + iy) \{ \widehat{G}(x + iy) + \widehat{H}(x + iy) \}| dy < \infty,$$

となるから、定理 3.10 が適用できる。以上の考察から以下の定理が得られる。

**定理 5.2** :  $\Psi(a)$  は微分可能で、 $\widehat{\Psi}(0)$  は分解不能とする。また移住項  $m(a)$  は時間に独立であるとす。このとき再生方程式 (5.8) の解  $B(t)$  について以下が成り立つ。

(1)  $r_0 < 0$  であれば

$$\lim_{t \rightarrow \infty} B(t) = (I - \widehat{\Psi}(0))^{-1} H(\infty), \quad (5.24)$$

ただし、

$$H(\infty) = \int_0^\beta M(a) \int_0^a L(a, \rho) m(\rho) d\rho da. \quad (5.25)$$

(2)  $r_0 = 0$  であれば

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{B(t)}{t} = \frac{\langle f_0, H(\infty) \rangle}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle} \psi_0 = \frac{V_m(0)}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle} \psi_0. \quad (5.26)$$

ただし  $V_m(0)$  は移住人口の総繁殖価であり、

$$V_m(0) = \int_0^{\infty} \langle f_0(a), m(a) \rangle da, \quad (5.27)$$

によって与えられる.

(3)  $r_0 > 0$  であれば

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \exp(-r_0 t) B(t) = \frac{\langle f_0, (\widehat{G}(r_0) + \widehat{H}(r_0)) \rangle}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle} \psi_0. \quad (5.28)$$

以下の命題は上記の定理と (5.6) からただちに得られる.

系 5.3 : 定理 5.2 の仮定のもとで以下が任意の有限年齢区間の上で一様に成り立つ.

(1)  $r_0 < 0$  であれば

$$\lim_{t \rightarrow \infty} p(a, t) = L(a) (I - \widehat{\Psi}(0))^{-1} H(\infty) + \int_0^a L(a, \rho) m(\rho) d\rho. \quad (5.29)$$

(2)  $r_0 = 0$  であれば

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{p(a, t)}{t} = \frac{V_m(0)}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle} L(a) \psi_0. \quad (5.30)$$

(3)  $r_0 > 0$  であれば

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \exp(-r_0 t) p(a, t) = \frac{\langle f_0, (\widehat{G}(r_0) + \widehat{H}(r_0)) \rangle}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle} \exp(-r_0 a) L(a) \psi_0. \quad (5.31)$$

系 5.3 より,  $r_0 < 0$  であれば, 一定の規模と構造をもつ人口の移住が続けば究極的には定常人口 (stationary population) に到達することがわかる. ただし, この定常人口は外部からの移住によってその均衡をたもっているから, 生命表理論における定常人口とは概念的には異なることに注意しなければならない. 一方,  $r_0 = 0$  であれば, 人口規模は時間の線形関数であり,  $r_0 > 0$  であれば指数関数的に増大するが,  $r_0 \geq 0$  の場合は最終的な人口構造は移住のない場合と同じになることがわかる.

# Mathematical Foundations of Multidimensional Stable Population Theory I : Classical Theory

Hisashi INABA

In this paper, we investigate the dynamics of multidimensional stable populations, which is described by the vector-type Lotka-Von Foerster system :

$$\begin{aligned} \left( \frac{\partial}{\partial a} + \frac{\partial}{\partial t} \right) p(a, t) &= Q(a) p(a, t), \\ p(0, t) &= \int_0^{\infty} M(a) p(a, t) da, \\ p(a, 0) &= \phi(a), \end{aligned}$$

where  $p(a, t)$  is the population vector, in which the  $i$ -th element  $p_i(a, t)$  is the age-density function at time  $t$  of the  $i$ -th subpopulation,  $Q(a)$  is a  $n \times n$  transition rate matrix,  $M(a)$  is a  $n \times n$  fertility rate matrix and  $\phi(a)$  is the initial distribution. Our main purpose is to give a rigorous proof to the strong ergodic theorem for the population process governed by the above system. Let  $L(a)$  be the survival rate matrix defined by the solution of the equation

$$\frac{d}{da} L(a) = Q(a) L(a), \quad L(0) = I,$$

where  $I$  is the identity matrix. If the net reproduction rate matrix

$$\int_0^{\infty} \Psi(a) da, \quad \Psi(a) \stackrel{\text{def}}{=} M(a) L(a),$$

is indecomposable, then there exists a strictly dominant characteristic root  $r_0$  such that

$$r_0 > \max \{ \operatorname{Re} \lambda : \lambda \in \Omega - \{r_0\} \},$$

where  $\Omega$  is the set of characteristic roots defined by

$$\Omega \stackrel{\text{def}}{=} \left\{ \lambda \in \mathbb{C} ; \det \left( I - \int_0^{\infty} \exp(-\lambda a) \Psi(a) da \right) = 0 \right\}.$$

Then we prove that the following holds uniformly for any age interval of the form  $0 \leq a \leq A < \infty$  :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \exp(-r_0 t) p(a, t) = \frac{\langle f_0, \widehat{G}(r_0) \rangle}{\langle f_0, -\Psi_1 \psi_0 \rangle} \exp(-r_0 a) L(a) \psi_0,$$

$$\widehat{G}(r_0) \stackrel{\text{def}}{=} \int_0^{\infty} \exp(-r_0 t) G(t) dt, \quad -\Psi_1 \stackrel{\text{def}}{=} \int_0^{\infty} a \cdot \exp(-r_0 a) \Psi(a) da,$$

where  $f_0$  and  $\psi_0$  are the left and right eigenvector, respectively associated with the eigenvalue one of the positive matrix  $\int_0^{\infty} \exp(-r_0 a) \Psi(a) da$  and  $\langle, \rangle$  denotes the inner product of  $n$ -vectors.

Furthermore, we investigate an open population model which takes into account migration. This model is described by the Lotka-Von Foerster system with a time-independent migration term  $m(a)$  as :

$$\left( \frac{\partial}{\partial a} + \frac{\partial}{\partial t} \right) p(a, t) = Q(a) p(a, t) + m(a),$$

$$p(0, t) = \int_0^{\infty} M(a) p(a, t) da,$$

$$p(a, 0) = \phi(a),$$

where  $m(a)$  is a positive  $n$ -vector, in which the  $i$ -th element  $m_i(a)$  denotes the age-density function of migrants at  $i$ -th state. Then we can prove that if  $r_0$  is less than zero, the population will become stationary ; if  $r_0$  is equal to zero, the size of the population will increase linearly ; if  $r_0$  is greater than zero, the increase will be exponential. But it can be seen that if  $r_0 \geq 0$ , the ultimate age-distributions will be the same as in the stable population model.

## 都道府県別にみた日本の出生性比

坂井博通

### 1. はじめに

本研究は、日本人の子供の性別選好の研究の一環として行うものである。

出生性比の変動ならびにその決定要因に関する現在の研究は、子供の性別決定の生物学的メカニズムが発見されるまでの疑似関連の発見に終始しているだけの可能性を否定できない。しかし、これらの統計的研究は、因果関係についての示唆を与えて、良き収穫を与えてくれるかも知れない。実際、個体の性別の決定過程ではなく、出生性比の変動に注目し、その変動要因を検討しようとする研究は多い。今泉、村田<sup>1)</sup>は、今までの研究をレビューし、出生性比に影響を与える要因を列挙している。しかし、まだ決定的な要因は見つかっていないのが現状である。それは、要因が統計学的に「見せかけ」であること、また、時代や地域により決定要因が変化する可能性があること、さらに、観察対象が必ずしも十分に大きくないこと等が考えられる。

さて日本の出生性比をめぐる研究には、臼井<sup>2)</sup>、石<sup>3)</sup>、今泉<sup>4)</sup>等の研究がある。臼井は、世界の国別の出生性比、日本の月別性比、死産等を扱い、石は、日本の出生データを性比と関係の深いと言われる多くの変数と関連づけて検討し、今泉は出生順位や母親、父親の年齢と出生順位の関係を吟味しているが、明白な結論は得られていない。

しかし、それらの研究も、出生性比が全くの偶然変動を示していると考えられるのであれば、あまり研究の値打ちがないことになろう。しかし、表1に示されるように、年々の変動は決して偶然とは言い難い。過去30年間（昭和30年～59年）の出生性比の動向を見てみても、「ひのえうま」の昭和41年を別にしても、偶然の動き以上の変化が見てとれる。昭和30年代は105台で変動し、その後、40年代になって106以上の値を保ったが、最近では低下し、105台という30年代の値をとり続けているのである<sup>5)</sup>。

1) 今泉洋子・村田紀、「出生時性比に及ぼす諸要因について」、『医学の歩み』、第113巻第11号、1980年、pp. 881-884。

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』、28巻、3・4号、pp.148-166、1979。

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

臼井竹次郎・永井正規、「60ヶ国の出生の性比」、『公衆衛生院研究報告』、28巻、2号、pp.59-71、1979。

3) 石南国、「出生性比の動向分析」、『城西大学経済経営紀要』、第7巻第1号、1984年11月、pp.1-15。

4) Yoko Imaizumi, "The Secondary Sex Ratio, Paternal Age, Maternal Age and Birth Order in Japan", *Ann. Hum. Genet.*, Lond. 42, 1979, pp.457-465。

5) 人口問題研究所、『戦後の日本人人口ならびに人口動態率改算の試み』、人口問題研究所研究資料第238号、昭和60年10月1日、pp.174。は、国勢調査を元に出生数を計算し、出生性比を推定している。すると、表1で示された『人口動態統計』で得られた大きな出生性比の変動はなくなる。しかし、それでも推定されたデータは、105.0 (30-34), 105.4 (35-39), 105.8 (40-44), 105.7 (45-49), 105.5 (50-54) と、表2で示す年次の変動と同様な変化が認められる。したがって、『人口動態統計』で示される性比は実際よりも過剰のゆれの可能性はあるが、性比変動の研究には有効であるとみなし、さらに検討を加えるものとする。

確かに、出生性比の変動を説明する必要があると言えよう。

したがって、以上のことから、出生性比が変動する理由を多角的に研究する必要はいまだに大きいということが言える。よって、本研究は、あまり研究が多くなされていない地域の観点から分析を行い、出生性比の要因の発見、分析に貢献することにしたい。地域差が見いだせれば、逆に、地域の特徴から出生性比に影響を与える要因をさらに考えられるメリットもあるのである。

## 2. 都道府県別出生性比からみた出生性比

日本における数少ない研究のうち、高橋<sup>6)</sup>は、昭和4～8年間の地域別の出生性比の変動を検討して、「大都市を中心とする京阪神地区及び京浜地区では他地区に比して出生の性比が明かに高く、名古屋を中心とする東海近畿地区が之に次いで居る。」と述べているが、まず、都道府県ごとの出生の動向を見てみることにする。その際には、各年度で集計するとあまりにブレが大きくなるので、5年毎に計算することにする。ただし、分析の都合上沖縄のデータは省いた。

表2を見ると、都道府県の格差は比較的恒常的で、大都市をもつ都道府県の性比が大きいことがわかる。メディアンよりも大きな性比を示すことが多いのが、東京、神奈川、京都、大阪、和歌山、香川で、逆に小さな値を多く示すのが、茨城、新潟、福井、奈良、鹿児島である。

これらの結果は、時代を離れた高橋の観察とほぼ同様な傾向を示すものと言えよう。また、都道府県間の出生性比の順位相関は、それほど大きくないが、すべて正の値を示している。したがって、日本の都道府県別の出生性比の格差は、かなりの年月の間、一定のパターンを示しつつ変化したことが示唆される。

表3は、都道府県別出生割合を示したものである<sup>7)</sup>。先に示した出生性比が大きな県は、香川と和歌山を除くと、性比が上昇した昭和40～44年と、45～49年にその割合が大きくなっている。他方、出生性比が小さい県は、奈良を除くと、昭和40～44年と45～49年にその割合が小さくなっている。また、出生性比が減少した昭和50～54年と55～59年には、出生性比の大きな県は、香川を除くとその割合が減少しているが、他方小さな値を示す県はすべて割合が大きくなっている。

このことは全国出生性比の変動が、出生性比に関して一定の特徴をもつ都道府県の出生割合が変化したことで説明できることを示している。

6) 高橋英次、「出生の性比に関する統計的研究」、『弘前医学』、第1巻第2号、1950年、pp.20-25。

7) 出生割合に注目するのは、日本全体の出生性比が、各都道府県の出生性比と出生割合の積和として近似できるからである。

表-1 昭和30～59年の出生性比

年次	出生性比(女100につき男)		
	105台	106台	107台
昭和30	105.8		
31	105.8		
32	105.7		
33	105.5		
34	105.8		
35	105.6		
36	105.9		
37		106.1	
38	105.7		
39	105.9		
40	105.3		
41			107.6
42	105.3		
43			107.1
44			107.2
45			107.1
46		106.7	
47		106.5	
48		106.2	
49		106.4	
50		106.2	
51		106.2	
52		106.1	
53		106.0	
54		106.2	
55		106.0	
56	105.9		
57	105.5		
58	105.7		
59	105.4		

資料：厚生省統計情報部『人口動態統計』を用いて算出。

備考：昭和30～47年は沖縄県を含まない。



表2 都道府県別出生性比の推移

年次(年)	30 - 34		35 - 39		40 - 44		45 - 49		50 - 54		55 - 59		MEDIAN 以上の個数
	105.7	順位	105.8	順位	106.4	順位	106.6	順位	106.1	順位	105.7	順位	
全 国	105.7		105.8		106.4		106.6		106.1		105.7		
北海道	105.9	30	106.2	35	105.9	12	106.5	25	105.6	11	105.5	22	3
青森県	104.5	2	105.9	25	106.3	25	105.4	8	106.6	34	106.3	36	4
岩手県	105.4	16	106.1	32	105.9	11	106.6	28	105.5	10	105.2	12	2
宮城県	105.5	19	106.2	36	106.9	39	106.1	19	107.2	43	105.1	11	3
秋田県	104.9	8	105.7	21	105.7	9	105.7	10	107.5	44	106.4	37	2
山形県	105.4	17	106.4	41	106.8	36	105.2	4	106.2	26	105.4	18	3
福島県	104.2	1	105.9	26	105.4	5	105.2	5	105.4	6	104.9	8	1
茨城県	104.6	3	105.0	5	105.3	3	105.8	12	105.8	16	105.3	15	0
栃木県	105.4	18	105.8	24	105.5	6	107.0	38	106.7	36	107.3	45	4
群馬県	106.4	39	106.2	37	106.4	27	105.4	7	105.5	9	106.4	41	4
埼玉県	105.6	21	105.2	8	106.1	18	106.6	29	106.9	39	105.9	31	3
千葉県	104.8	7	105.5	15	106.6	28	107.1	42	105.7	14	106.2	34	3
東京都	106.5	40	106.4	42	106.7	33	106.9	34	106.2	27	105.4	20	5
神奈川県	106.6	42	106.2	38	106.7	30	106.7	32	106.7	37	105.9	30	6
新潟県	105.6	22	105.2	9	106.0	15	106.3	23	104.7	3	104.4	1	0
富山県	104.9	9	106.5	43	108.4	46	105.8	13	107.1	42	107.0	43	4
石川県	105.9	31	105.5	16	106.1	19	106.1	20	105.4	7	104.7	5	1
福井県	105.7	25	105.0	6	105.9	13	105.7	11	105.5	8	105.5	23	1
山梨県	105.0	10	106.2	39	107.5	41	105.0	3	105.3	4	105.1	10	2
長野県	105.1	11	105.6	18	106.7	31	106.9	37	106.5	31	106.4	38	4
岐阜県	106.3	37	106.0	28	105.7	8	106.9	36	106.7	35	105.3	17	4
静岡県	105.6	23	106.8	46	106.9	37	105.7	9	106.0	22	105.3	16	2
愛知県	105.6	24	105.2	10	106.9	38	106.6	30	105.6	13	105.8	29	4
三重県	106.2	36	106.5	44	106.3	22	106.0	16	107.0	40	104.5	2	3
滋賀県	106.5	41	105.3	12	106.2	20	106.0	17	106.5	33	107.3	46	3
京都府	107.2	45	106.3	40	105.9	14	106.9	35	106.6	32	107.2	44	5
大阪府	106.8	44	106.1	33	106.8	35	107.3	43	106.2	25	106.3	35	6
兵庫県	106.0	34	106.1	34	106.2	21	106.5	27	106.0	21	105.2	14	3
奈良県	105.3	14	105.4	14	105.6	7	106.2	22	106.0	19	105.6	26	1
和歌山県	107.8	46	106.0	29	107.6	44	109.0	46	107.5	45	105.4	19	5
鳥取県	105.9	32	104.7	3	106.3	23	106.1	21	104.6	2	105.9	32	2
島根県	106.0	35	104.5	2	107.5	42	107.1	41	107.7	46	104.7	4	4
岡山県	105.2	12	106.4	45	107.6	43	106.7	31	107.1	41	104.9	7	4
広島県	106.3	38	105.7	22	106.7	32	106.4	24	106.1	23	106.6	42	4
山口県	105.3	15	105.6	27	105.2	1	107.4	44	106.4	29	104.5	3	3
徳島県	105.7	26	105.5	17	106.1	17	104.4	1	106.3	28	105.5	24	3
香川県	106.6	43	105.6	19	107.0	40	107.0	39	106.4	30	106.1	33	5
愛媛県	105.7	27	105.1	7	106.3	26	106.0	18	106.1	24	105.7	27	4
高知県	105.5	20	105.7	23	107.7	45	105.9	14	105.6	12	105.0	9	1
福岡県	105.7	28	106.0	30	106.7	29	107.8	45	105.8	17	105.5	21	4
佐賀県	105.7	29	106.0	31	105.8	10	105.9	15	106.8	38	105.6	25	4
長崎県	105.9	33	105.3	13	105.3	2	105.4	6	105.8	15	106.4	39	2
熊本県	105.2	13	104.3	1	106.3	24	106.8	33	105.4	5	105.7	28	3
大分県	104.7	6	105.6	20	106.8	34	106.5	26	106.0	20	106.4	40	3
宮崎県	104.6	4	105.2	11	105.4	4	107.0	40	106.0	18	104.8	6	1
鹿児島県	104.6	5	104.8	4	106.1	16	104.9	2	104.0	1	105.2	13	0

(相関係数)                    (.20)                    (.31)                    (.11)                    (.27)                    (.17)

資料：表1と同じ

備考：相関係数は、スピアマンの順位相関係数である。

表3 都道府県別出生割合

(%)

都道府県	年 次					
	30 - 34	35 - 39	40 - 44	45 - 49	50 - 54	55 - 59
北海道	5.89	5.67	5.13	4.68	4.81	4.83
青森県	1.99	1.74	1.49	1.29	1.32	1.37
岩手県	1.91	1.61	1.29	1.11	1.21	1.24
宮城県	2.13	1.81	1.60	1.60	1.85	2.01
秋田県	1.64	1.32	1.02	0.88	0.99	1.02
山形県	1.52	1.25	0.98	0.88	1.00	1.06
福島県	2.73	2.18	1.69	1.57	1.77	1.91
茨城県	2.45	2.09	1.93	2.05	2.22	2.37
栃木県	1.81	1.52	1.39	1.50	1.62	1.66
群馬県	1.76	1.55	1.52	1.56	1.61	1.61
埼玉県	2.66	2.99	4.08	4.97	5.04	4.82
千葉県	2.44	2.63	3.21	3.93	4.22	4.33
東京都	8.31	11.25	12.35	11.23	9.51	8.96
神奈川県	3.23	4.36	5.78	6.50	6.25	6.07
新潟県	2.81	2.38	2.12	1.90	2.07	2.08
富山県	1.02	0.96	0.90	0.92	0.91	0.86
石川県	1.02	0.97	0.92	0.97	0.99	0.96
福井県	0.83	0.76	0.65	0.64	0.67	0.69
山梨県	0.87	0.77	0.68	0.62	0.64	0.66
長野県	2.01	1.84	1.68	1.63	1.72	1.70
岐阜県	1.73	1.76	1.68	1.67	1.66	1.65
静岡県	3.13	3.03	2.99	3.03	3.09	3.08
愛知県	4.07	5.00	5.69	6.07	5.78	5.61
三重県	1.51	1.51	1.39	1.37	1.36	1.38
滋賀県	0.87	0.82	0.78	0.85	0.97	1.04
京都府	1.70	1.90	2.06	2.15	2.12	2.05
大阪府	4.83	6.89	8.34	8.57	7.60	7.10
兵庫県	3.80	4.28	4.59	4.71	4.52	4.39
奈良県	0.76	0.75	0.82	0.93	0.98	1.05
和歌山県	1.01	0.99	0.95	0.91	0.86	0.86
鳥取県	0.67	0.56	0.44	0.43	0.49	0.54
島根県	0.96	0.79	0.61	0.55	0.60	0.64
岡山県	1.69	1.49	1.41	1.53	1.56	1.58
広島県	2.19	2.12	2.21	2.41	2.43	2.38
山口県	1.66	1.48	1.31	1.26	1.26	1.26
徳島県	0.97	0.77	0.64	0.60	0.64	0.68
香川県	0.95	0.80	0.73	0.78	0.83	0.82
愛媛県	1.71	1.45	1.25	1.19	1.25	1.26
高知県	0.88	0.74	0.62	0.61	0.64	0.65
福岡県	4.33	3.97	3.76	3.63	3.94	4.17
佐賀県	1.21	0.95	0.76	0.67	0.73	0.80
長崎県	2.42	2.01	1.59	1.33	1.39	1.45
熊本県	2.32	1.87	1.51	1.28	1.44	1.61
大分県	1.44	1.17	0.97	0.92	1.01	1.03
宮城県	1.49	1.22	0.97	0.88	1.03	1.10
鹿児島県	2.71	2.04	1.51	1.24	1.41	1.62
合計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

資料：表1と同じ

また、ここ30年間における各都道府県別の出生性比と出生割合の関係をみると、先に示した大きな出生性比をとる都道府県と全く同じではないが、大都市を含む県では、その割合が大きいと出生性比も大きいことを示している(表4)。埼玉(.316)、千葉(.158)、東京(.500)、神奈川(.148)、愛知(.426)、京都(.438)、大阪(.543)、兵庫(.507)、広島(.197)は、正の相関を示しているが、他の県はすべて負の値をとっているのである。

以上から、日本全国の性比変動は、他の要因による説明を排除するものではないが、地域別の出生割合の変化という視点からも説明できるといえる。

### 3. 考察と今後の課題

ここでは、まず全体の変動をもたらす要因について、今までに行われてきた研究を見てみよう。そこで得られた要因は、逆に出生性比の地域格差にも適用できると考えられるからである。

高橋<sup>8)</sup>は、地域差を地域の職業構成、特に、農業と非農業の差に帰している。しかし、日本のその後の出生性比は非単調な変化を示し、農業が占める割合は比較的単調に減少している。このことは、必ずしも職業構成による差に還元出来ないことを示している。

また、死産性比や死産数の変化にその原因を求めることも考えられる。たとえば、松山<sup>9)</sup>は、昭和30年から45年にかけての出生性比の上昇を出生性比よりも大きな値をとる死産の減少に帰している。しかし、死産に関しては、性別不詳が10~25%ほどを占めるので必ずしも信頼性がある性比を求めることができないし、死産数はその後も減少しているが、出生性比は低下しているという事実は、この説明が十分でないことを物語る。

また、出生性比に関係が強いと言われる出生順位、父親や母親の年齢による出生性比の格差は非常に小さいものであるし、一貫した傾向は見られない。したがって、全体の動向を以上の要因の割合の相違に帰することはできない。

あるいは、全体の出生性比の動向は、出生届けの処理の過程における全くのartifactsを反映しているということも考えられる。しかし、都道府県別の出生性比と出生割合の関連で見られた大都市を含む県の高い相関は、その可能性を部分的に否定するものである。つまり、大都市を含む県においては、出生割合が多い時には、男が多く、少ないときには女が多いという集計ミスが生じるということは考えにくいからである。よって、artifactsがあったとしても地域格差は存在するといえるだろう。

したがって、このような職業、死産、出生順位、母親や父親の年齢で

8) 高橋英次, 前掲(注7)。

9) 松山恒明, 「わが国における出生性比の上昇とその原因についての考察」, 『民族衛生』, 第38巻第2号, 1972年3月, pp.61-67。

第4表 都道府県別出生割合と出生性比の相関

(各年のデータを元に)

都道府県	相関係数
大阪府	0.543
兵庫県	0.507
東京都	0.500
京都府	0.438
愛知県	0.426
神奈川県	0.418
埼玉県	0.316
広島県	0.197
千葉県	0.158
奈良県	-0.006
富山県	-0.215
和歌山県	-0.260
北海道	-0.327
青森県	-0.338
滋賀県	-0.358
石川県	-0.363
長崎県	-0.363
山口県	-0.372
岡山県	-0.384
山梨県	-0.390
岩手県	-0.393
秋田県	-0.425
新潟県	-0.428
佐賀県	-0.432
長野県	-0.436
鹿児島県	-0.446
島根県	-0.462
熊本県	-0.463
愛媛県	-0.471
群馬県	-0.472
山形県	-0.483
大分県	-0.483
徳島県	-0.487
福島県	-0.488
香川県	-0.496
高知県	-0.506
栃木県	-0.512
宮崎県	-0.521
茨城県	-0.537
岐阜県	-0.539
福岡県	-0.549
宮城県	-0.553
鳥取県	-0.566
福井県	-0.595
三重県	-0.596
静岡県	-0.637

資料: 表1と同じ

備考: ピアソンの相関係数である。

は、全体の出生性比の変動の説明はかなり困難であり、大都市を含む都道府県で比較的大きな値をとるといふ地域格差の説明にも有用性は小さいと考えられる。よって、全体の動向と関連が強い地域格差の説明には、今まで考えられることが少なかった他の要因、たとえば、親の栄養状態、受胎時の環境条件、季節変動、あるいは、性別選好が関与する人工妊娠中絶等をも合わせて考えていく必要がある。既存の統計資料では検討ができない問題もあるが、まずは、既存の資料による一貫した格差の発見が先決かも知れない。地域格差をもたらす要因が判明すればさらに全体の変動をもたらす説明が明瞭に行えるようになるであろう。

## 男女別労働力生命表：昭和60年

石川 晃

## 1. はじめに

労働力の需給量をあらかず労働力率は、経済活動人口構造の基本的指標として重要な意味をもち、その需給バランスは産業・就業構造とも密接に関係している。とくに我が国の経済成長を支えてきた一つの要因は、過去における豊富な労働力の供給によるものであった。近年の人口の高齢化に伴い労働力の高齢化も急速に進み、一方高学歴化による若年労働力の減少が、さらに労働力人口の年齢構成を変化させてきている。また女子労働力人口の増加により、社会制度や家族制度にも影響を及ぼしてきている。さらに社会的な問題となっている中高年齢者の雇用問題や定年時期等を考察する上でも基本的な資料の整備が必要であり、本稿は、昭和60年労働力生命表を作成し、労働力状態の解析を行ったものである。

人口問題研究所では、戦前（昭和5年）および戦後（昭和25年以降）については、国勢調査実施年たびに労働力生命表を作成してきており、昭和50年までは、『日本人男子の簡速労働力生命表』<sup>1)</sup>と題して発表してきた。前回の昭和55年<sup>2)</sup>からは、それまで男子のみについてのものであったが、女子についても算出し、今回はそれに続くものである。さらに、諸率算出に用いる基礎データとして、年齢区分は各歳別を用い、男女の比較や年齢別変化を詳細に分析しうることを可能ならしめた。

労働力生命表は、普通生命表の応用であり、普通生命表の年齢別静止人口  $L_x$  と実際人口の年齢別労働力率  $W_x$  とを基礎として、労働力への加入、労働力からの死亡と引退による離脱、平均労働力余命などを計算したものである<sup>3)</sup>。

生命表の理論にそって換言するならば、ある一定期間死亡状況が一定であり、労働力率も一定であるとした場合の、そこから生じる労働力純移動（加入・離脱）をあらわしたものである。逆のいい方をするならば、ある時点（ここでは昭和60年）での労働力率は、労働力生命表によって導かれた労働力移動が一定期間持続した時の、労働力状態であるといえる。標準化理論としてとらえた場合、静止人口を標準人口とした時の労働力人口であり、標準化法の一つと考えることもできる。

1) 過去の推移（昭和25～50年）については、石川晃、「日本人男子の簡速労働力生命表：昭和50年」、人口問題研究所、『人口問題研究』第149号、1979年1月刊行を参照。

2) 昭和55年については、石川晃、「男女別労働力生命表：昭和55年」、人口問題研究所、『人口問題研究』第168号、1983年10月刊行を参照。

3) 根本的には、Wolfbein - Wool の作成方法によった。詳しくは、U. S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, "Tables of Working Life, Length of Working Life for Men", *Bulletin* No. 1001, July 1950. を参照。

## 2. 労働力生命表の作成方法

### (1) 基礎資料

労働力生命表作成には、実際人口の年齢別労働力率と、普通生命表の年齢別静止人口が必要である。労働力率は、総務庁統計局、『昭和60年国勢調査 第3巻 第2次基本集計結果 その1 全国編』、昭和62年10月刊により、男女年齢各歳別労働力率を計算した。また、静止人口については、人口問題研究所、『第39回簡速静止人口表（生命表）（昭和60年4月1日～61年3月31日）』（研究資料第242号）、昭和61年12月刊による男女年齢各歳別静止人口  ${}_n L_x$  を用い、死亡率は、同生命表生年別死亡率  $\bar{q}_x$  を用いた。

### (2) 諸関数の計算

#### 1) 基礎データの補整

国勢調査による年齢別人口には労働力状態不詳が含まれている。そのため年齢別労働力率を算出する際には、労働力状態不詳分を除いたものを分母人口とした。さらに、年齢各歳別にみると多少滑らかでない労働力率になってしまう年齢層があり、補整を行った。補整された値を用いたのは、男子の30歳～44歳までで、それ以外については、実際の労働力率を用いた。

#### 2) 静止労働力人口の計算

静止労働力人口は、年齢別労働力率を、普通生命表の年齢別静止人口を標準とした場合の労働力人口として求める。すなわち、年齢別静止人口  ${}_n L_x$ 、年齢別労働力率  ${}_n W_x$ 、静止人口から生じる労働力人口を静止労働力人口  ${}_n L_{wx}$  とすると、

$${}_n L_{wx} = {}_n L_x \cdot {}_n W_x$$

より求める。

#### 3) 労働力への加入率および労働力からの離脱率の計算

労働力への加入数  ${}_n A_x$  は、ある年齢（階級）からつぎの年齢（階級）までの間に、労働力へ加入しながら、死亡により次の年齢に達しないものも含めての加入数であり、

$${}_n A_x = {}_n L_{wx+n} - {}_n L_{wx} + {}_n L_{wx} \cdot \bar{q}_x$$

により求める。ただし、加入は労働力率が最高水準に達する年齢（階級）まで行われることとし、その年齢（階級）の前まで計算する。すなわち、

$${}_n L_{wx+n} \geq {}_n L_{wx} - {}_n L_{wx} \cdot \bar{q}_x$$

のときのみ計算を行う。

労働力への加入率  ${}_n a_x$  は、加入数  ${}_n A_x$  をはじめの年齢（階級）の静止人口で割ったものであり、

$${}_n a_x = {}_n A_x / {}_n L_x$$

より計算される。

労働力からの離脱は、加入と同じく、ある年齢（階級）からつぎの年齢（階級）に移行したときに、労働力から離脱する net のものである。また、労働力からの離脱は、死亡によるものと、引退によるものがある。

労働力率が最高水準に達する年齢（階級）まで、すなわち

$${}_n L_{wx+n} \geq {}_n L_{wx} - {}_n L_{wx} \cdot \bar{q}_x$$

のときには、死亡のみによる離脱とみなされ、離脱率  ${}_n \bar{q}_x^*$  は、死亡率  $\bar{q}_x$  と等しい。離脱数  ${}_n S_x$  は

$${}_n S_x = {}_n L_{wx} \cdot {}_n \bar{q}_x$$

となる。その後の年齢（階級），または

$${}_n L_{wx+n} < {}_n L_{wx} - {}_n L_{wx} \cdot {}_n \bar{q}_x$$

のときにおける離脱数  ${}_n S_x$  は，

$${}_n S_x = {}_n L_{wx} - {}_n L_{wx+n}$$

であり，離脱率  ${}_n \bar{q}_x^s$  は

$${}_n \bar{q}_x^s = {}_n S_x / {}_n L_{wx}$$

より計算される。

さらに，労働力からの離脱を，死亡によるものと引退によるものとの2つの原因にわけると，死亡による離脱率  ${}_n \bar{q}_x^d$  は，

$${}_n \bar{q}_x^d = {}_n \bar{q}_x \cdot (2 - {}_n \bar{q}_x^s) / (2 - {}_n \bar{q}_x)$$

であり，引退による離脱率  ${}_n \bar{q}_x^r$  は，

$${}_n \bar{q}_x^r = {}_n \bar{q}_x^s - {}_n \bar{q}_x^d$$

によって求める。

#### 4) 平均労働力余命の計算

労働力としての残存数  $l_{wx}$  は，各歳別に求められた静止労働人口  $L_{wx}$  により

$$l_{wx} = (L_{wx-1} + L_{wx}) / 2$$

より計算する。

あとは，普通生命表と同様に，平均労働力余命  ${}^o e_{wx}$  を

$${}^o e_{wx} = \frac{\sum L_{wx}}{l_{wx}}$$

によって求める。ただし，若年齢での労働力率は当然低く，静止人口  $L_x$  と労働力率  $W_x$  とをかけて求めた静止労働力人口  $l_{wx}$  は，小さくなってしまふ。その静止労働力人口  $l_{wx}$  をそのまま平均労働力余命の計算に使用した場合，労働力率が最高水準の年齢に達するまで，労働力への加入を除外してしまふことになる。それは意味をなさないものになってしまう。そこで，労働力率が最高の水準に達するまでの年齢については，将来労働力率が最高水準に達すると仮定し，最高水準の年齢における労働力率を用いて計算する。さらに女子の労働力率は，最高水準に達した後低下し，再び山を形成するM字曲線を描く。そのため，第1のピークと第2の山との間を直線により補間し，労働力率  $W_x$  を求め，それを用いて計算する。

### 3. 労働力の推移

昭和60年現在の労働力人口は，6,039万人であり，うち男子が6割強の3,707万人で女子が2,332万人であった。年齢別に人口ピラミッドによってみると（図1参照），労働力人口は，人口の年齢構成に大きく左右されている。特に，戦後のベビー・ブーム期（昭和22～24年）生まれの人口であ

る36～38歳が最も多く、逆に39～40歳で少ないかたちになっている。

労働力率の推移をみると（表1参照）、男子15歳以上労働力人口の割合は、昭和40年から45年にかけて微増した以外昭和25年以降一貫して低下が進んでいる。年齢別にみると、若年齢および高年齢における低下が大きい。とくに15～19歳での減少が著しく昭和25年には64%であったが60年には19%と、約3分の1弱にまで低下してきている。65歳以上については、45年まではほぼ55%程度で安定していたが、50年以降急減し60年には42%にまで減少している。同様に女子の労働力率についてみると、

総数では、50%前後で推移してきていたが、昭和50年に46%にまで低下しその後緩やかに上昇してきている。年齢別では、男子と同じく15～19歳で一貫した低下がみられる。

つぎに、昭和60年の年齢別労働力率をみると（図2参照）、男子は逆U字型の曲線を示し、15歳から25歳まで急上昇し、その後99%程度で安定し、50歳を過ぎたころから低下が始まる。女子労働力率の場合、M字型パターンを示し、15歳から22歳まで増加し約78%に達し1回目のピーク値を示す。その後23歳から低下し30歳で約47%となり、再び上昇する、以降なめらかに上昇し45歳で67%に達しその後低下する。昭和60年について55年と比較すると、男子では、50歳半ばまではほぼ同水準であるが、それ以降の高年齢で低下がみられる。女子では、20歳初めから50歳代前半まではほぼ一様に増加し、若年齢および高年齢ではあまり変化がみられなかった。

図1 年齢別人口および労働力人口：昭和60年

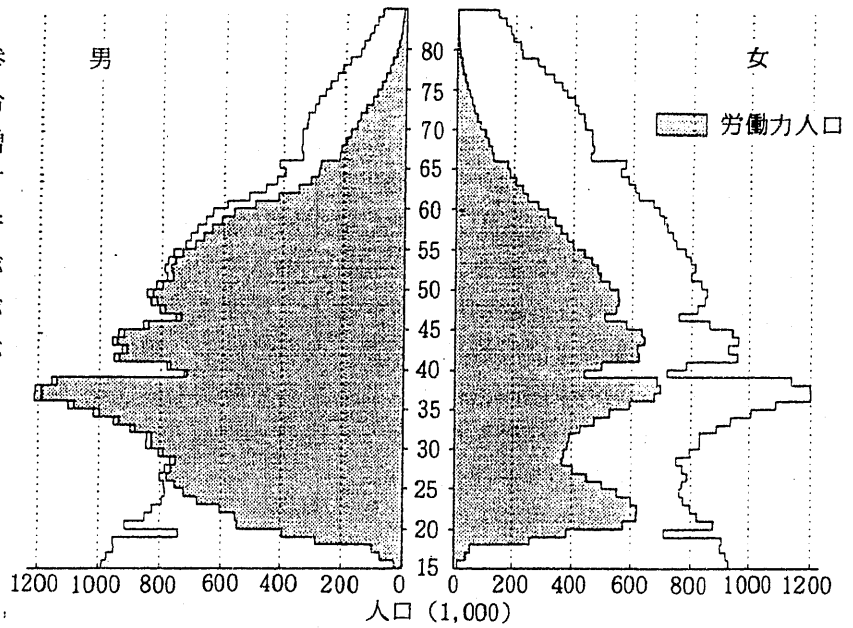
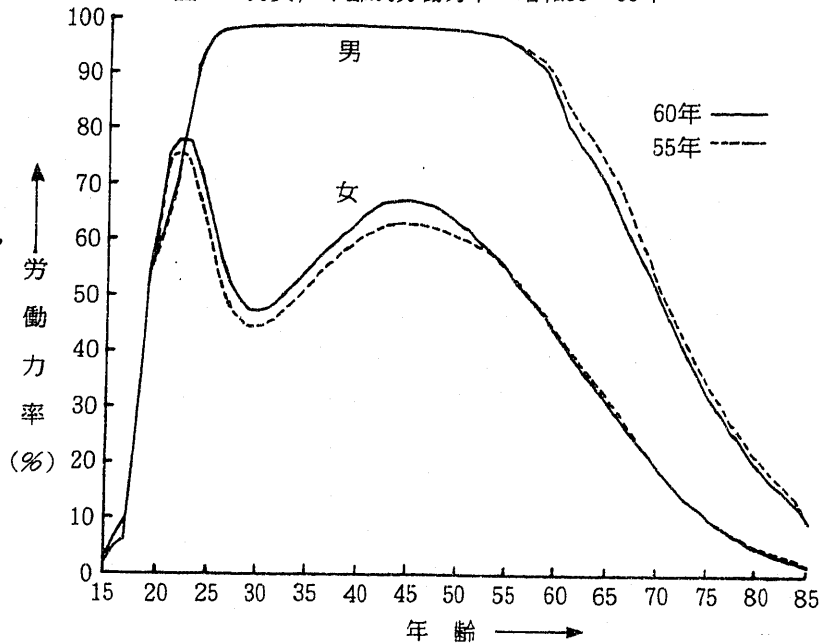


図2 男女、年齢別労働力率：昭和55・60年





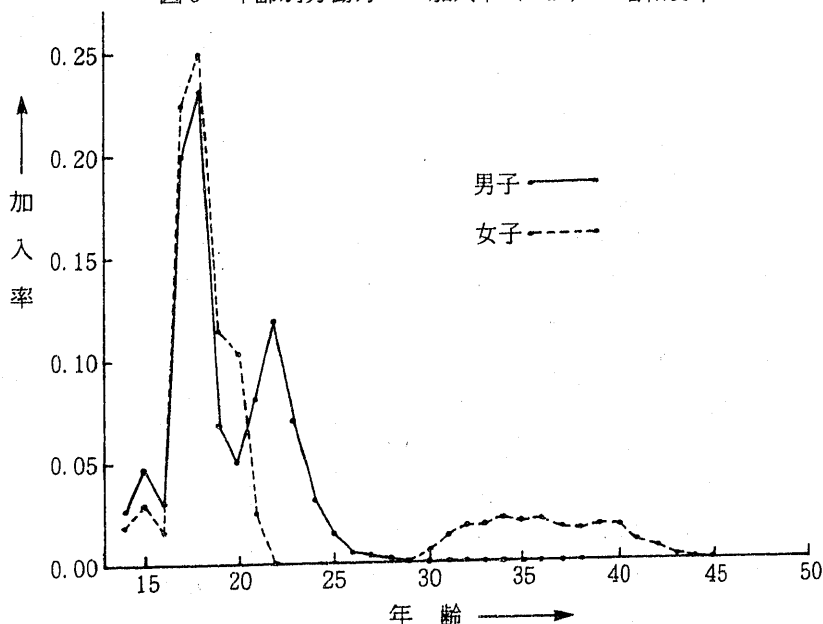
#### 4. 労働力生命表 結果の説明

昭和60年男女別労働力生命表の算定結果は、表2および表3のとおりである。その結果をふまえわが国の労働力状態を分析し、現在の状況を説明する。

男女年齢各歳別労働力生命表(表3)によって、まず男子の労働力についてみると、労働力率 $W_x$ は38歳でピークを示すのに対し、年齢別静止労働力人口 $L_{wx}$ は、29歳で最も多くなっている。年齢別に昭和55年と比較すると、59~69歳にかけて減少がみられ、それ以外の年齢については増加している。同様に女子についてみると、労働力率がM字型分布を形成しており、静止労働人口も同型を示している。静止労働力人口の第1の山は22歳、第2の山は45歳で現われ、これは労働力率と同年齢である。ちなみに昭和55年と年齢別に比較すると、20歳までの若年齢と55歳から66歳までで低下を示し、それ以外の21~54歳および67歳以上で多くなっている。男女とも高年齢における静止労働力人口の5か年間の増加は、死亡率の改善によってもたらされたものである。

つぎに労働力への年齢別加入率についてみると(図3参照)、男女ともほぼ3つの山を形成している。まず第1の山は15歳時におけるもので僅かであるが山を形成している。この年齢時は中学卒業時期に一致し、女子に比べ男子の方が若干高い。つぎの第2の山は、17~18歳にかけての高校卒業時期に高率を示し、この年齢では男子に比べ女子の方が加入率が高い。この第1と第2の山での男女差は、高校および大学への進学率の違いが影響したものである。第3の山の時期は男女で異なり、男子では22歳の大学卒業時期に山を形成する。

図3 年齢別労働力への加入率( $a_x$ ):昭和60年



それに対し、女子では第2の山以降20歳時(短大卒業時期)に多少低下が鈍りその後22歳まで一旦加入が無くなり、30歳以降で再び加入が始まり第3の山を形成する。その山はほぼ35歳前後の年齢でピークをむかえ40歳代前半まで加入が続く。

労働力からの年齢別離脱率 $\bar{q}_x^L$ は、死亡によるもの $\bar{q}_x^d$ と引退によるもの $\bar{q}_x^r$ があり、それぞれ加齢とともに高率となっていく。

平均労働力余命 $\bar{e}_{wx}$ は、15歳時で男子51.61年、女子45.09年であり、その男女差は6.52年、一般の平均余命 $\bar{e}_x$ との差は、男子9.02年、女子21.14年となった。昭和55年の結果では、男子51.61年、女子44.11年であり、男女差は、7.54年であった。この5年間で、男子の伸びはなく、女子で0.98年の伸長がみられた。

表1 男女年齢別労働力率の推移

(%)

年 齢	昭和60年	55年	50年	45年	40年 1)	35年 1)	30年 1)	25年 2)
男								
総 数	80.4	82.1	83.4	84.3	83.3	85.0	85.3	86.4
15 ~ 19	19.2	20.3	23.3	36.5	38.6	51.6	54.3	64.3
20 ~ 24	74.7	74.7	79.1	83.5	87.1	87.9	88.2	90.5
25 ~ 29	97.0	97.6	97.8	98.2	97.9	96.9	96.2	95.5
30 ~ 34	98.2	98.6	98.8	98.6	98.5	97.7	97.0	} 97.1
35 ~ 39	98.4	98.7	98.7	98.5	98.4	97.7	97.3	
40 ~ 44	98.4	98.4	98.4	98.3	98.3	97.6	97.4	} 97.0
45 ~ 49	98.0	98.0	98.1	98.1	98.0	97.1	97.0	
50 ~ 55	97.1	97.3	97.5	97.3	97.2	96.0	95.5	} 92.4
55 ~ 59	93.1	94.0	94.7	94.2	93.8	90.5	91.1	
60 ~ 64	78.3	81.5	85.4	85.8	85.2	82.5	82.5	} 65.2
65歳以上	41.6	46.0	49.7	54.4	55.1	54.4	56.5	
女								
総 数	47.7	46.9	46.1	50.9	49.8	50.9	50.6	50.2
15 ~ 19	17.4	18.8	22.6	35.7	37.6	49.6	50.1	56.7
20 ~ 24	73.3	71.1	66.8	70.8	69.7	69.4	68.2	64.0
25 ~ 29	54.1	49.4	43.5	45.1	46.5	50.2	51.9	48.3
30 ~ 34	49.2	46.5	43.2	47.3	48.0	51.4	49.6	} 50.0
35 ~ 39	57.9	55.5	52.8	56.3	58.3	55.1	53.5	
40 ~ 44	65.8	61.8	59.7	63.6	62.1	56.8	55.6	} 53.2
45 ~ 49	65.9	62.3	61.9	64.6	62.6	56.8	54.5	
50 ~ 55	59.8	58.7	58.6	60.9	57.3	51.8	51.4	} 48.2
55 ~ 59	49.9	50.7	50.9	53.7	50.1	46.8	45.8	
60 ~ 64	37.9	38.8	39.2	43.3	39.4	39.2	38.5	} 27.2
65歳以上	15.2	16.1	15.8	19.6	17.6	21.0	20.7	

各年国勢調査による。

率算出に用いた分母人口は労働力状態「不詳」を含んでいる。

そのため、労働力生命表に用いた労働力率とはかならずしも一致しない。

総数は年齢15歳以上によるもの。

1) 1%抽出集計結果。

2) 10%抽出集計結果。

表2 労働力生命表(年齢5歳階級別): 昭和60年

年齢階級	静止人口	労働力		労働力への加入率	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差
		率	数		すべての原因による	死亡による	引退による	一般	労働力	
$x$	$nLx$	$nW_x(\%)$	$nLwx$	$nax$	$\frac{-s}{nq_x}$	$\frac{-d}{nq_x}$	$\frac{-r}{nq_x}$	$e_x$	$e_{wx}$	$e_x - e_{wx}$
(1) 男										
10~14	495,152	--	--	0.19213	--	--	--	--	--	--
15~19	494,146	19.25	95,133	0.55537	0.00409	0.00409	--	60.63	51.61	9.02
20~24	492,127	75.02	69,177	0.22355	0.00400	0.00400	--	55.83	46.80	9.03
25~29	490,159	97.46	477,714	0.01044	0.00411	0.00411	--	51.05	41.97	9.08
30~34	488,143	98.51	480,867	0.00086	0.00557	0.00557	--	46.24	37.13	9.12
35~39	485,423	98.60	478,605	--	0.00986	0.00883	0.00103	41.44	32.29	9.15
40~44	481,133	98.49	473,886	--	0.01862	0.01431	0.00430	36.71	27.53	9.18
45~49	474,231	98.07	465,064	--	0.03336	0.02398	0.00939	32.09	22.90	9.19
50~54	462,808	97.13	449,547	--	0.07720	0.03705	0.04015	27.64	18.45	9.19
55~59	445,311	93.16	414,842	--	0.20380	0.04997	0.15383	23.43	14.34	9.10
60~64	421,205	78.42	330,296	--	0.28741	0.07313	0.21428	19.41	11.54	7.87
65~69	386,707	60.86	235,366	--	0.38832	0.11432	0.27400	15.58	9.30	6.28
70~74	335,479	42.91	143,968	--	0.49843	0.18749	0.31095	12.07	7.46	4.61
75~79	261,002	27.67	72,210	--	0.61194	0.29980	0.31213	8.99	6.20	2.79
80~84	168,283	16.65	28,022	--	0.74038	0.43366	0.30672	6.55	5.23	1.32
85~	114,661	9.21	10,558	--	--	--	--	4.71	3.48	1.23
(2) 女										
10~14	496,186	--	--	0.17391	--	--	--	--	--	--
15~19	495,754	17.41	86,289	0.55958	0.00141	0.00141	--	66.23	45.09	21.14
20~24	495,056	73.44	363,581	--	0.26329	0.00153	0.26176	61.30	40.14	21.16
25~29	494,183	54.20	267,853	--	0.09269	0.00220	0.09048	56.40	35.59	20.80
30~34	493,042	49.29	243,026	0.08661	0.00321	0.00321	--	51.50	31.17	20.34
35~39	491,460	57.98	284,951	0.07790	0.00494	0.00494	--	46.63	26.69	19.95
40~44	489,034	65.81	321,831	0.00112	0.00752	0.00752	--	41.81	22.16	19.64
45~49	485,356	65.92	319,958	--	0.10297	0.01101	0.09196	37.05	19.00	18.04
50~54	479,757	59.82	287,012	--	0.17991	0.01582	0.16409	32.36	15.33	17.03
55~59	471,490	49.92	235,377	--	0.26004	0.02285	0.23720	27.79	12.60	15.20
60~64	459,270	37.92	174,169	--	0.33462	0.03626	0.29837	23.32	10.37	12.95
65~69	439,699	26.36	115,888	--	0.44862	0.05815	0.39048	19.02	8.48	10.54
70~74	407,929	15.66	63,898	--	0.54077	0.10303	0.43773	14.96	6.97	8.00
75~79	354,122	8.29	29,344	--	0.63059	0.18766	0.44294	11.25	6.04	5.20
80~84	268,764	4.03	10,840	--	0.66788	0.33389	0.33399	8.11	5.27	2.84
85~	245,143	1.78	4,355	--	--	--	--	5.66	3.59	2.07

表3 労働力生命表(年齢各歳別):昭和60年

(1) 男

年 齢	静止人口	労働力		労働力への加入率	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差
		率	数		すべての原因による	死亡による	引退による	一般	労働力	
$x$	$nL_x$	$nW_x(\%)$	$nL_{wx}$	$a_x$	$n\bar{q}_x^s$	$n\bar{q}_x^d$	$n\bar{q}_x^r$	$e_x$	$e_{wx}$	$e_x - e_{wx}$
14	98,991	--	--	0.02736	--	--	--	--	--	--
15	98,957	2.74	2,709	0.04753	0.00050	0.00050	--	60.63	51.61	9.02
16	98,908	7.49	7,410	0.03059	0.00067	0.00067	--	59.65	50.64	9.01
17	98,841	10.55	10,431	0.19936	0.00080	0.00080	--	58.69	49.68	9.01
18	98,763	30.51	30,128	0.23162	0.00086	0.00086	--	57.73	48.72	9.02
19	98,677	53.69	52,977	0.06818	0.00088	0.00088	--	56.78	47.76	9.02
20	98,591	60.51	59,658	0.05131	0.00087	0.00087	--	55.83	46.80	9.03
21	98,506	65.65	64,666	0.08100	0.00084	0.00084	--	54.88	45.84	9.04
22	98,423	73.75	72,590	0.11871	0.00081	0.00081	--	53.92	44.87	9.05
23	98,343	85.63	84,215	0.07001	0.00079	0.00079	--	52.97	43.91	9.06
24	98,265	92.64	91,034	0.03171	0.00078	0.00078	--	52.01	42.94	9.07
25	98,188	95.81	94,079	0.01424	0.00079	0.00079	--	51.05	41.97	9.08
26	98,111	97.24	95,403	0.00528	0.00080	0.00080	--	50.09	41.00	9.09
27	98,032	97.77	95,845	0.00356	0.00081	0.00081	--	49.13	40.04	9.09
28	97,953	98.12	96,116	0.00236	0.00080	0.00080	--	48.17	39.07	9.10
29	97,875	98.36	96,270	0.00073	0.00079	0.00079	--	47.21	38.10	9.11
30	97,798	98.43	96,266	0.00038	0.00080	0.00080	--	46.24	37.13	9.12
31	97,719	98.47	96,226	0.00048	0.00085	0.00085	--	45.28	36.16	9.12
32	97,636	98.52	96,191	0.00026	0.00093	0.00093	--	44.32	35.19	9.13
33	97,545	98.55	96,127	0.00012	0.00103	0.00103	--	43.36	34.22	9.14
34	97,445	98.56	96,040	0.00002	0.00112	0.00112	--	42.40	33.26	9.14
35	97,336	98.56	95,935	0.00019	0.00118	0.00118	--	41.44	32.29	9.15
36	97,220	98.58	95,840	0.00037	0.00127	0.00127	--	40.49	31.33	9.16
37	97,097	98.62	95,754	0.00009	0.00140	0.00140	--	39.54	30.37	9.17
38	96,961	98.63	95,629	--	0.00194	0.00157	0.00036	38.59	29.42	9.17
39	96,809	98.59	95,443	--	0.00202	0.00176	0.00025	37.65	28.47	9.17
40	96,638	98.56	95,251	--	0.00201	0.00195	0.00005	36.71	27.53	9.18
41	96,449	98.56	95,060	--	0.00256	0.00213	0.00043	35.78	26.59	9.19
42	96,244	98.52	94,816	--	0.00295	0.00230	0.00065	34.85	25.66	9.19
43	96,022	98.45	94,536	--	0.00318	0.00252	0.00066	33.93	24.73	9.19
44	95,780	98.39	94,236	--	0.00364	0.00281	0.00083	33.01	23.81	9.20
45	95,511	98.31	93,893	--	0.00473	0.00313	0.00159	32.09	22.90	9.19
46	95,211	98.15	93,449	--	0.00425	0.00348	0.00077	31.19	22.00	9.19
47	94,880	98.07	93,052	--	0.00500	0.00384	0.00116	30.29	21.10	9.19
48	94,515	97.96	92,587	--	0.00535	0.00424	0.00111	29.40	20.20	9.20
49	94,114	97.85	92,091	--	0.00711	0.00473	0.00237	28.51	19.32	9.20

表3 労働力生命表(つづき)

(1) 男(つづき)

年 齢	静止人口	労働力		労働力への加入率	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差
		率	数		すべての原因による	死亡による	引退による	一般	労働力	
$x$	$nL_x$	$nW_x(\%)$	$nLwx$	$a_x$	${}_n\bar{q}_x^s$	${}_n\bar{q}_x^d$	${}_n\bar{q}_x^r$	$e_x$	$e_{wx}$	$e_x - e_{wx}$
50	93,668	97.62	91,437	-	0.00767	0.00532	0.00235	27.64	18.45	9.19
51	93,169	97.39	90,735	-	0.00795	0.00595	0.00200	26.78	17.58	9.20
52	92,614	97.19	90,014	-	0.00942	0.00655	0.00287	25.93	16.72	9.20
53	92,006	96.91	89,166	-	0.01116	0.00712	0.00404	25.09	15.88	9.20
54	91,350	96.52	88,172	-	0.01684	0.00765	0.00919	24.26	15.09	9.17
55	90,648	95.63	86,687	-	0.01888	0.00820	0.01069	23.43	14.34	9.10
56	89,901	94.60	85,050	-	0.01985	0.00876	0.01109	22.62	13.59	9.03
57	89,109	93.55	83,361	-	0.02652	0.00932	0.01720	21.81	12.88	8.93
58	88,271	91.93	81,150	-	0.03541	0.00995	0.02546	21.00	12.24	8.76
59	87,382	89.58	78,277	-	0.06700	0.01057	0.05643	20.20	11.83	8.38
60	86,431	84.50	73,033	-	0.06316	0.01151	0.05165	19.41	11.54	7.87
61	85,410	80.11	68,420	-	0.04328	0.01262	0.03066	18.63	11.11	7.52
62	84,315	77.64	65,459	-	0.04922	0.01359	0.03563	17.86	10.57	7.28
63	83,148	74.85	62,237	-	0.05463	0.01470	0.03993	17.09	10.07	7.02
64	81,901	71.84	58,837	-	0.07468	0.01594	0.05874	16.33	9.66	6.67
65	80,556	67.58	54,443	-	0.07145	0.01770	0.05376	15.58	9.30	6.28
66	79,091	63.92	50,552	-	0.07155	0.01977	0.05178	14.85	8.90	5.95
67	77,486	60.57	46,936	-	0.07536	0.02201	0.05335	14.13	8.49	5.64
68	75,734	57.30	43,399	-	0.08767	0.02420	0.06347	13.43	8.11	5.32
69	73,841	53.62	39,594	-	0.09656	0.02649	0.07007	12.74	7.78	4.96
70	71,814	49.81	35,770	-	0.10004	0.02920	0.07083	12.07	7.46	4.61
71	69,640	46.23	32,192	-	0.10562	0.03247	0.07315	11.41	7.14	4.27
72	67,293	42.79	28,792	-	0.13253	0.03598	0.09655	10.77	6.90	3.87
73	64,748	38.57	24,976	-	0.12706	0.04085	0.08621	10.15	6.70	3.45
74	61,984	35.17	21,802	-	0.12914	0.04630	0.08284	9.56	6.46	3.10
75	58,990	32.19	18,987	-	0.13032	0.05233	0.07799	8.99	6.20	2.79
76	55,778	29.60	16,513	-	0.14083	0.05862	0.08221	8.45	5.93	2.52
77	52,369	27.09	14,187	-	0.15645	0.06525	0.09120	7.93	5.69	2.24
78	48,788	24.53	11,968	-	0.17702	0.07211	0.10491	7.45	5.53	1.92
79	45,076	21.85	9,849	-	0.18085	0.08003	0.10082	6.99	5.39	1.59
80	41,277	19.55	8,068	-	0.17707	0.08890	0.08817	6.55	5.23	1.32
81	37,438	17.73	6,639	-	0.18194	0.09807	0.08387	6.14	5.04	1.10
82	33,606	16.16	5,431	-	0.20432	0.10704	0.09727	5.75	4.87	0.88
83	29,824	14.49	4,322	-	0.20400	0.11830	0.08571	5.38	4.72	0.66
84	26,138	13.16	3,440	-	0.23496	0.12831	0.10665	5.04	2.00	3.04
85~	114,661	9.21	10,558	-	-	-	-	4.71	3.48	1.23

表3 労働力生命表(つづき)

(2) 女

年 齢	静止人口	労働力		労働力への加入率	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差
		率	数		すべての原因による	死亡による	引退による	一般	労働力	
$x$	$nLx$	$nW_x(\%)$	$nLwx$	$a_x$	${}_n\bar{q}_x^s$	${}_n\bar{q}_x^d$	${}_n\bar{q}_x^r$	$e_x$	$e_{wx}$	$e_x - e_{wx}$
14	99,211	--	--	0.01868	--	--	--	--	--	--
15	99,194	1.87	1,853	0.02949	0.00019	0.00019	--	66.23	45.09	21.14
16	99,175	4.82	4,778	0.01572	0.00022	0.00022	--	65.24	44.10	21.14
17	99,154	6.39	6,336	0.22419	0.00025	0.00025	--	64.25	43.11	21.14
18	99,129	28.82	28,564	0.24903	0.00028	0.00028	--	63.27	42.12	21.15
19	99,102	53.73	53,242	0.11383	0.00029	0.00029	--	62.28	41.13	21.15
20	99,073	65.11	64,508	0.10328	0.00030	0.00030	--	61.30	40.14	21.16
21	99,043	75.44	74,720	0.02434	0.00031	0.00031	--	60.32	39.16	21.16
22	99,012	77.88	77,108	--	0.00360	0.00032	0.00328	59.34	38.23	21.11
23	98,981	77.62	76,830	--	0.07237	0.00032	0.07205	58.36	37.35	21.01
24	98,948	72.03	71,270	--	0.10101	0.00033	0.10068	57.38	36.47	20.90
25	98,913	64.78	64,071	--	0.10842	0.00034	0.10808	56.40	35.59	20.80
26	98,877	57.77	57,125	--	0.09157	0.00037	0.09120	55.42	34.71	20.70
27	98,839	52.50	51,894	--	0.06908	0.00040	0.06868	54.44	33.83	20.61
28	98,799	48.90	48,309	--	0.03812	0.00043	0.03768	53.46	32.94	20.51
29	98,755	47.05	46,468	--	0.00466	0.00046	0.00420	52.48	32.06	20.42
30	98,709	46.86	46,251	0.00616	0.00048	0.00048	--	51.50	31.17	20.34
31	98,661	47.47	46,837	0.01209	0.00050	0.00050	--	50.53	30.28	20.25
32	98,611	48.68	48,006	0.01736	0.00053	0.00053	--	49.55	29.38	20.17
33	98,559	50.42	49,693	0.01844	0.00058	0.00058	--	48.58	28.49	20.09
34	98,502	52.27	51,482	0.02131	0.00063	0.00063	--	47.60	27.59	20.02
35	98,440	54.40	53,549	0.02023	0.00069	0.00069	--	46.63	26.69	19.95
36	98,372	56.42	55,504	0.02045	0.00075	0.00075	--	45.66	25.79	19.88
37	98,299	58.47	57,474	0.01687	0.00082	0.00082	--	44.70	24.88	19.81
38	98,219	60.16	59,085	0.01585	0.00089	0.00089	--	43.73	23.98	19.75
39	98,131	61.74	60,590	0.01736	0.00097	0.00097	--	42.77	23.07	19.69
40	98,035	63.48	62,234	0.01695	0.00106	0.00106	--	41.81	22.16	19.64
41	97,931	65.18	63,830	0.00975	0.00116	0.00117	--	40.85	21.25	19.59
42	97,817	66.15	64,711	0.00638	0.00127	0.00127	--	39.89	20.34	19.55
43	97,693	66.79	65,253	0.00245	0.00138	0.00138	--	38.94	19.43	19.51
44	97,558	67.04	65,402	0.00127	0.00149	0.00149	--	37.99	19.21	18.78
45	97,413	67.17	65,428	--	0.00840	0.00160	0.00679	37.05	19.00	18.04
46	97,256	66.71	64,879	--	0.00864	0.00173	0.00691	36.10	18.15	17.95
47	97,086	66.25	64,318	--	0.01468	0.00189	0.01279	35.16	17.35	17.81
48	96,902	65.40	63,374	--	0.02088	0.00207	0.01881	34.23	16.64	17.59
49	96,700	64.17	62,051	--	0.02323	0.00227	0.02096	33.29	15.98	17.31

表3 労働力生命表(つづき)

(2) 女(つづき)

年 齢	静止人口	労働力		労働力への加入率	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差
		率	数		すべての原因による	死亡による	引退による	一般	労働力	
$x$	$nL_x$	$nW_x(\%)$	$nLwx$	$a_x$	${}_n\bar{q}_x^s$	${}_n\bar{q}_x^d$	${}_n\bar{q}_x^r$	$e_x$	$e_{wx}$	$e_x - e_{wx}$
50	96,478	62.82	60,609	—	0.02405	0.00248	0.02156	32.36	15.33	17.03
51	96,236	61.47	59,152	—	0.03145	0.00270	0.02875	31.44	14.73	16.71
52	95,973	59.70	57,292	—	0.02469	0.00293	0.02176	30.52	14.11	16.42
53	95,688	58.40	55,877	—	0.03499	0.00315	0.03184	29.61	13.50	16.11
54	95,382	56.53	53,922	—	0.04981	0.00337	0.04644	28.70	13.03	15.67
55	95,053	53.90	51,237	—	0.04398	0.00363	0.04035	27.79	12.60	15.20
56	94,702	51.72	48,983	—	0.03910	0.00390	0.03520	26.89	12.08	14.81
57	94,326	49.90	47,068	—	0.04276	0.00419	0.03856	25.99	11.53	14.46
58	93,923	47.97	45,055	—	0.05159	0.00453	0.04706	25.10	11.02	14.07
59	93,487	45.71	42,731	—	0.07496	0.00490	0.07005	24.21	10.67	13.54
60	93,012	42.50	39,528	—	0.06687	0.00545	0.06142	23.32	10.37	12.95
61	92,488	39.88	36,885	—	0.05782	0.00608	0.05174	22.44	9.96	12.49
62	91,911	37.81	34,752	—	0.07166	0.00667	0.06499	21.58	9.54	12.03
63	91,277	35.34	32,261	—	0.07121	0.00739	0.06382	20.71	9.16	11.56
64	90,581	33.08	29,964	—	0.08444	0.00816	0.07628	19.86	8.80	11.06
65	89,813	30.55	27,434	—	0.08605	0.00907	0.07698	19.02	8.48	10.54
66	88,965	28.18	25,073	—	0.07823	0.01011	0.06812	18.19	8.11	10.08
67	88,034	26.25	23,112	—	0.09622	0.01115	0.08507	17.36	7.74	9.63
68	87,009	24.01	20,888	—	0.10528	0.01239	0.09289	16.55	7.43	9.12
69	85,878	21.76	18,689	—	0.12389	0.01368	0.11020	15.75	7.20	8.55
70	84,634	19.35	16,374	—	0.11458	0.01536	0.09922	14.96	6.97	8.00
71	83,267	17.41	14,497	—	0.12229	0.01719	0.10510	14.19	6.70	7.49
72	81,756	15.56	12,724	—	0.15619	0.01913	0.13705	13.42	6.53	6.89
73	80,076	13.41	10,737	—	0.13745	0.02212	0.11532	12.68	6.39	6.29
74	78,196	11.84	9,261	—	0.15194	0.02531	0.12662	11.95	6.22	5.74
75	76,083	10.32	7,854	—	0.14856	0.02926	0.11931	11.25	6.04	5.20
76	73,716	9.07	6,687	—	0.15023	0.03355	0.11669	10.57	5.83	4.73
77	71,089	7.99	5,683	—	0.16269	0.03812	0.12456	9.91	5.63	4.28
78	68,199	6.98	4,758	—	0.19509	0.04287	0.15222	9.29	5.52	3.77
79	65,035	5.89	3,830	—	0.17533	0.04954	0.12579	8.68	5.42	3.26
80	61,597	5.13	3,158	—	0.18489	0.05630	0.12860	8.11	5.27	2.84
81	57,891	4.45	2,574	—	0.21381	0.06297	0.15084	7.57	5.20	2.36
82	53,948	3.75	2,024	—	0.18148	0.07246	0.10902	7.05	5.10	1.95
83	49,813	3.33	1,657	—	0.18652	0.08176	0.10475	6.56	4.90	1.66
84	45,515	2.96	1,348	—	0.20012	0.09191	0.10821	6.09	2.00	4.09
85~	245,143	1.78	4,355	—	—	—	—	5.66	3.59	2.07

## 書評・紹介

J. T. Fawcett (ed)  
“Migration Intentions and Behavior : Third World Perspectives”  
A Special Issue of *Population and Environment* vol. 8, no. 1 & 2

Spring/Summer 1985/86

人口の移動は、人口学の分野において、個人の意志や選好が大きく関与する分野の1つである。したがって、人口学の1つの目的が、人口学的行動の因果的説明にあるとするならば、人口移動の研究は、個人の心理を取り入れなければならない。そのためには、個人や世帯の移動行動の決定要因を洗いだし、統合的モデルといった鳥瞰図が必要となろう。本書はその指針を提供する一素材となるだろう。

編者James T. Fawcettは、東西センター人口研究所（ハワイ）の心理学専攻の人口研究者である。Ajzen and Fishbeinの「態度」の理論をふまえた上で、個人からみた移動のメカニズムを把握する目的で、理論の構築をめざして7つの論文を収録している。

1つめは、Fawcett自身の論稿で、今までの「移動」研究のレビューを行うと同時に本書のオリエンテーションの役目を果たしている。そこでは、移動元と移動先の地域についての認識と移動の動機づけの重要性を主張している。2つめは、T. D. Fuller, P. Lightfoot, P. Kamnuansilpaの「移動計画と移動行動：タイにおける収斂と拡散」で、移動経験の多少と移動行動の関係を扱い、移動経験が豊富な場合にはかつての移動行動が、乏しい場合には意思が、移動行動の重要な予測子となることを見い出している。3つめはG. F. De jong, B. D. Root, R. W. Gardner, J. T. Fawcett, R. G. Abadの「移動意思と行動：フィリピン農村部における意思決定」で、移動意思ならびに行動とその決定要因、たとえば、家族の圧力、親戚の援助、移動の費用、過去の移動経験等の関係を実証的に示している。4つめはR. W. Gardner, G. F. De Jong, F. Arnold, B. V. Garinoの「最適枠組み：移動意思と行動の垂離の分析」で、意思が行動に移されなかった原因を国際移動と国内移動の場合について論じ、主に、国際移動の場合は法律的障害が、国内移動の場合は仕事の機会か家族の問題が障害となっているとした。5つめは、D. F. Sly J. M. Wrigleyの「ケニア農村における移動意思決定と移動行動」で、青年層に対するパネル調査において、意思がどの程度実現されたかを吟味し、また、移動意思をもたないで移動した人の移動メカニズムも検討している。6つめはT. M. McDevitt, S. M. Gadallaの「地域効用の格差知覚における夫婦の差異を移動決定モデルにとりいれて」で、夫婦の主観的な地域効用の認識の差異と移動におけるその重要性ならびに意思決定における夫の優位性に関して述べている。7つめは、A. B. Simmonsの「地域効用と移動意思決定に関する近年の研究、国際比較」で、主に先の論文を取り上げ批判的に検討している。

各論文とも、Fawcettがいう地域の「知覚」と移動の「動機づけ」の概念を扱い、A. B. Simmonsがまとめて述べているように、大体の研究においてモデルにおけるその重要性をうたっている。しかし、以上の実証的研究の結果において、移動意思が、必ずしもモデルの中で、中核的な位置を占めたわけではない。それは、心理学的視点からみた移動の研究が、まだ緒についたばかりの研究領域なので、意思の測定に困難が生じているためかも知れないが、意思と行動を同一のものともみならず傾向には警鐘を鳴らすものと解釈したほうがよいかも知れない。また、先進国の移動メカニズムは、とりあげられた非先進国の場合とは異なる可能性も考えられるので、今後の研究が待たれる。さらに、どのようなデモグラフィックの事象が契機となり、移動行動に移っていくのかという問題を研究する必要もあると考えられる。

(坂井博通)



# 統 計

## 主要国の標準化出生率および死亡率：最新材料

本統計では、最新版の国際連合『世界人口年鑑』（United Nations, *Demographic Yearbook*）、1985年版によって得られるかぎりの多くの国についての女子の年齢別出生率および男女、年齢別死亡率を用いて、標準化出生率ならびに同死亡率を算定した結果を掲げる。近時、複雑な変動を示す出生、死亡および再生産力の国際比較分析のための研究材料として役だつものと思われる。

今回の標準化人口動態率の算定において採用した標準人口も、従来と同様、1930（昭和5）年の日本全国総人口である。同年鑑に掲げられている各国の引用数値は、原則としては女子の年齢別出生率は、15～19歳……45～49歳の年齢5歳階級別の区分、男女、年齢別死亡率は、0歳、1～4歳、5～9歳……80～84歳の5歳階級および85歳以上一括の区分になっているが、一部の国はたとえば、0～4歳とか80歳以上一括といったように、年齢区分がよりおおまかになっている場合もある。

なお、結果表に示した国の配列は国連方式、すなわち、アフリカ、北アメリカ、南アメリカ、アジア、ヨーロッパ、オセアニアの地域順で、地域内の国・領土はABC（英語の頭文字）順になっている。その他、詳しくは原典を参照されたい。本統計資料の作成は、人口情報部の山口喜一および坂東里江子両技官が担当した。

標準化出生率・死亡率順位表 — 普通率対比

(%)

国・地域 (年)	出生率	国・地域 (年)	死亡率
ドイツ連邦共和国 (1984)	9.5 [ 9.5]	日本 (1985)	3.1 [ 6.3]
デンマーク (1984)	10.3 [10.1]	アイスランド (1984)	3.3 [ 6.6]
オランダ (1984)	10.8 [12.1]	スウェーデン (1983)	3.5 [10.9]
スイス (1982)	11.2 [11.6]	ノルウェー (1984)	3.6 [10.3]
シンガポール (1984)	11.5 [16.4]	オランダ (1984)	3.6 [ 8.3]
スウェーデン (1983)	11.7 [11.0]	カナダ (1984)	3.6 [ 7.0]
オーストリア (1983)	12.0 [11.9]	スイス (1982)	3.7 [ 9.2]
イタリア (1980)	12.0 [11.4]	ギリシア (1983)	3.8 [ 9.2]
ベルギー (1982)	12.2 [12.2]	オーストラリア (1983)	4.0 [ 7.2]
ノルウェー (1984)	12.3 [12.1]	フランス (1983)	4.1 [10.2]
フィンランド (1984)	12.3 [13.3]	イスラエル (1984)	4.1 [ 6.7]
カナダ (1983)	12.3 [15.0]	イングランド=ウェールズ (1984)	4.2 [11.4]
日本 (1985)	12.5 [11.9]	デンマーク (1984)	4.2 [11.2]
イングランド=ウェールズ (1984)	13.1 [12.8]	ドイツ連邦共和国 (1984)	4.2 [11.4]
ハンガリー (1984)	13.9 [11.7]	アメリカ合衆国 (1983)	4.2 [ 8.6]
ドイツ民主共和国 (1984)	14.1 [13.7]	フィンランド (1984)	4.2 [ 9.2]
フランス (1982)	14.2 [14.6]	ニュージーランド (1984)	4.3 [ 7.8]
アメリカ合衆国 (1982)	14.2 [15.8]	ベルギー (1982)	4.4 [11.4]
オーストラリア (1983)	14.4 [15.8]	イタリア (1981)	4.5 [ 9.6]
ニュージーランド (1984)	14.5 [16.0]	オーストリア (1983)	4.8 [12.3]
ポルトガル (1983)	14.6 [14.4]	シンガポール (1984)	5.0 [ 5.2]
ギリシア (1983)	15.0 [13.5]	ドイツ民主共和国 (1984)	5.1 [13.3]
アイスランド (1984)	15.8 [17.2]	ポルトガル (1983)	5.3 [ 9.6]
ユーゴスラビア (1981)	16.1 [16.4]	ブルガリア (1984)	5.5 [11.3]
ブルガリア (1984)	16.4 [13.6]	ポーランド (1984)	5.7 [ 9.9]
チェコスロバキア (1984)	16.6 [14.7]	チリ (1983)	5.8 [ 6.4]
ルーマニア (1984)	17.4 [15.5]	ユーゴスラビア (1981)	5.8 [ 9.0]
チリ (1983)	18.1 [22.3]	チェコスロバキア (1984)	5.9 [11.9]
ポーランド (1984)	18.1 [18.9]	ルーマニア (1984)	6.1 [10.3]
イスラエル (1984)	22.6 [23.7]	ハンガリー (1984)	6.6 [13.8]

次掲の結果表の中から選んだ国・地域の標準化出生率と同死亡率を低い順に配列したもの。  
〔 〕内の数値は、同じ年の普通出生率と同死亡率を示したものである。

結果表 1 主要国の標準化出生率 (1930年日本人口標準) : 各国最新材料

国	地域	(年)	標準化出生率	国	地域	(年)	標準化出生率	国	地域	(年)	標準化出生率
カ	[アフリカ]	デト (1980)	35.1	チ	ク	リ (1983)	18.1	フ	イ	ス (1982)	14.2
エ	ボ	イ (1976)	37.6	ル	ド	ー (1981)	*26.8	ド	ド	国 (1984) <sup>3)</sup>	14.1
マ	ラ	(1977)	47.5	ー	ア	イ (1976)	*28.1	国	和	国 (1984) <sup>4)</sup>	9.5
モ	リ	ス (1984)	15.6	イ	エ	ラ (1975)	22.2	ア	主	ー (1983)	15.0
モ	リ	ス (1984)	34.2	ラ	ア	(1981)	*30.5	ハ	邦	(1984)	13.9
ロ	シ	ダ (1984)	*57.8	ン	エ	ラ (1979)	53.8	ハ	シ	(1984)	15.8
ル	ヤ	ス (1984)	25.4	ユ	タ	ン (1981)	*36.6	ア	ラ	(1984)	17.9
セ	ゲ	ダ (1978)	36.6	イ	ス	ン (1984)	*18.8	イ	リ	(1980)	12.0
チ	ン	ル (1984)	12.0	ス	ネ	ス (1984)	12.3	リ	タ	(1983)	10.2
ジ	エ	ア (1980)		ク	ロ	(1983)	*28.4	ル	イ	(1984)	10.5
ヨ	バ	エ (1978)		ン	コ	(1977)	22.6	マ	ル	(1983)	14.1
	ッ	人 (1978)		ク	コ	(1984)	12.5	オ	ダ	(1984)	10.8
	パ			ル	エ	(1985)	22.6	ノ	ー	(1984)	12.3
				本	ダ	(1984)	12.5	ポ	ド	(1984)	18.1
				ン	ダ	(1979)	53.3	ル	ル	(1983)	14.6
				国	ダ	(1981)	*18.6	サ	ア	(1984)	17.4
				ト	ダ	(1980)	39.3	ス	ノ	(1978)	9.4
				オ	ダ	(1981)	*13.3	ス	ン	(1983)	18.3
				ア	ダ	(1981)	27.5	ス	ス	(1982)	11.7
				ア	ダ	(1981)	*28.2	イ	ス	(1982)	11.2
				ク	ダ	(1980)	47.5	イ	ス	(1984)	13.1
				ン	ダ	(1976)	*28.5	北	ス	(1981)	19.3
				ン	ダ	(1980)	11.5	ス	ド	(1984)	13.7
				ル	ダ	(1984)	27.4	ユ	ア	(1981)	16.1
				カ	ダ	(1981)	*16.7	オ	ア	(1983)	14.4
				イ	ダ	(1984)	12.0	ク	島	(1981)	29.4
				ア	ダ	(1983)	12.2	フ	ー	(1984)	24.1
				ア	ダ	(1982)	16.4	グ	ム	(1980)	24.1
				ア	ダ	(1984)	16.6	ニ	ア	(1976)	*29.4
				ク	ダ	(1984)	10.3	ノ	ル	(1984)	14.5
				島	ダ	(1984) <sup>2)</sup>	16.3	ニ	島	(1984)	*37.0
				ド	ダ	(1984)	12.3	太	島	(1979)	

United Nations, *Demographic Yearbook, 1985*, New York, 1987 (第11表) による各国の女子の年齢 (5歳階級) 別出生率に基づき (ただし, 日本は厚生省統計情報部『人口動態統計』による), 1930年日本全国人口を標準とした任意標準人口標準化法の直接法によって計算したもの。

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

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

結果表2 主要国の標準化死亡率(1930年日本人口標準):各国最新材料

国	地域	(年)	標準化死亡率	国	地域	(年)	標準化死亡率	国	地域	(年)	標準化死亡率
[アル]	フリカ]	(1982)	*10.2	バ	グ	(1981)	*13.4	オ	ラ	(1984)	3.6
ア	ジ	(1976)	15.3	ホ	ン	(1984)	*4.3	ノ	ウ	(1984)	3.6
エ	ラ	(1977)	19.1	イ	コ	(1984)	*3.4	ポ	ラ	(1984)	5.7
マ	ウ	(1976)	16.5	イ	ラ	(1977)	*4.8	ボ	ト	(1983)	5.3
モ	シ	(1984)	7.0	イ	ラ	(1984)	*4.6	ル	マ	(1984)	6.1
チ	ヤ	(1980)	*5.9	日	エ	(1985)	4.1	ス	ニ	(1978)	4.3
ジ	ジ	(1982)	*3.9	ヨ	ダ	(1979)	*3.6	ス	イ	(1983)	3.5
バ	ハ	(1980)	6.9	韓	ダ	(1981)	*6.6	ス	イ	(1982)	3.7
バ	バ	(1980)	5.2	ク	ウ	(1980)	6.2	イ	ス	(1984)	4.2
カ	バ	(1984)	3.6	マ	レ	(1982) <sup>1)</sup>	6.1	北	ス	(1982)	4.9
キ	ナ	(1983)	4.5	フ	キ	(1976)	12.0	ス	ド	(1984)	4.9
グ	マ	(1981)	13.1	シ	イ	(1980)	*6.8	ユ	ア	(1981)	5.8
ホ	ラ	(1981)	*5.9	ス	リ	(1984)	5.0	オ	ス	(1983)	4.0
メ	コ	(1980)	6.9	タ	カ	(1981)	*6.2	フ	ア	(1984)	5.4
パ	マ	(1984)	*4.0	イ	イ	(1984)	*5.5	ニ	ニ	(1976)	*8.8
プ	ナ	(1980)	4.5	[ヨ	[ヨ	(1984)	4.8	ニ	ド	(1984)	4.3
ト	ル	(1980)	6.6	ー	ー	(1983)	4.4				
ア	ド	(1980)	4.2	ル	ス	(1982)	5.5				
メ	カ	(1983)	6.1	コ	ガ	(1984)	5.9				
ア	合	(1980)	*6.3	ス	ロ	(1984) <sup>2)</sup>	4.2				
ボ	カ]	(1980)	*7.0	マ	マ	(1984)	4.2				
プ	チ	(1976)	5.8	イ	ラ	(1983)	4.1				
ブ	ン	(1984)	*6.8	イ	ン	(1984)	5.1				
チ	ビ	(1983)	*3.5	イ	ス	(1984) <sup>3)</sup>	4.2				
エ	ジ	(1981)	*5.3	イ	民	(1984) <sup>4)</sup>	3.8				
パ	ア	(1982)	5.3	ン	主	(1983)	6.6				
ク	グ	(1981)	6.8	ツ	邦	(1984)	3.3				
ラ	ル	(1980)	*6.2	ン	共	(1983)	4.8				
エ	ア	(1980)	21.0	ガ	和	(1981)	4.5				
パ	ス	(1979)	*4.4	リ	和	(1984)	4.8				
ベ	エ	(1982)		ブ	ル	(1984)	5.2				

United Nations, Demographic Yearbook, 1985, New York, 1987 (第27表) による各国の男女, 年齢(5歳階級)別死亡率に基づき(ただし日本は, 厚生省統計情報部『人口動態統計』による), 1930年日本全国人口を標準とした任意標準人口標準化法の直接法によって計算したもの。

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

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

# 雑 報

## 定例研究報告会の開催 (昭和62年7月～9月)

〈回〉	〈年月日〉	〈報 告 題 名〉	〈報告者〉
7	昭62. 7. 1	多次元安定人口理論について(Ⅱ)半群アプローチ……………	稲葉 寿技官
	"	高齢人口の移動について……………	内野 澄子技官
8	昭62. 7. 15	年齢からみた都道府県別死亡……………	金子 武治技官
9	昭62. 9. 30	国際応用システム分析研究所(IIASA)1987年YSSP参加報告……………	廣嶋 清志技官
	"	昭和60年男女別労働力生命表について……………	石川 晃技官
	"	わが国世帯数の将来推計:昭和60年～100年(昭和62年10月推計)……………	河野稠果技官外 世帯推計プロジェ クトチーム

## 資 料 の 刊 行 (昭和62年7月～9月)

○Annual Report of the Institute of Population Problems  
with Selected Demographic Indicators, 1986 (August 1987)

## 日本統計学会第55回大会

日本統計学会(会長:中村隆英 お茶の水女子大学教授)の昭和62年度(第55回)総会および研究報告会は、7月27日(月)から29日(水)までの3日間にわたり、南山大学(名古屋市昭和区)において開催された。

本年度の研究報告会も、報告数が100題を超えるほどの盛りだくさんのプログラムが編成されたが、共通テーマとしては、労働市場の統計的分析、統計制度と統計の国際比較、情報量規準の展開と現象解析、統計データ解析とエキスパートシステムの接点、中部圏における経済観測と統計分析および統計学における大規模計算と最適化法の6題が設定され、各報告と質疑・討論が活発に行なわれた。

本年度は、人口に関する部会はとくに設けられなかったが、人口統計・コウホート分析などに関連した報告はかなりあり、それらを列挙してみると次のとおりである(プログラム順)。

J. GrauntとJ. P. Süßmilchの比較的研究……………	飯淵 康雄(琉球大・医)
労働流動性の統計的分析……………	今井 英彦(流通経大・経)
人口センサスの英米比較……………	鈴木 武(法政大・経営)
西ドイツの統計調査環境—1987年国勢調査の実査(5月25日実施)	
をめぐって……………	浜砂 敬郎(九州大・経)
年齢・時代・世代効果の分離—ベイズ型コウホートモデル—……………	中村 隆(統計数理研)
中年死亡増加現象と生命表……………	大久保正一(日大・人口研)
日英米3ヶ国における自殺のコウホート分析……………	内藤 雅子(東京大・医)
	根岸 龍雄( " )
日英米3ヶ国における他殺のコウホート分析……………	根岸 龍雄(東京大・医)
	本田 靖( " )

中高年における世帯生命表の構造解析(Ⅱ)……………本田 靖(東京大・医)  
根岸 龍雄( ” )

なお、大会第1日目の午後に会長就任講演「数字で見る歴史—明治期の酒造業を中心に—」が行なわれた。  
明年の第56回大会は福島大学(経済学部)で開催される予定。

(山口喜一記)

## 国際統計協会 (ISI) 第46回大会

国際統計協会 (ISI : International Statistical Institute) の第46回大会が日本国政府主催のもとに本1987年9月7日から9月16日まで東京全日空ホテルを会場として開催された。国際統計協会の大会は1887年以来原則として隔年に開催されており、今回の大会は第19回大会(昭和5年)と第32回大会(昭和35年)について3度目の東京大会である。同協会の現在の会長は協会百年の歴史上初めての日本人会長である森口繁一前統計審議会会長である。今大会の開催にあたっては総務庁長官を本部長とする大会運営本部が設置され、本研究所の所長が本部長として、人口政策研究部長も幹事として運営に参画してきた。大会には河野稠果所長および阿藤誠部長が出席した。

招待論文分科会の主題数は31、寄稿論文分科会の主題数は44であり、そのうち人口関係の主な分科会として次のようなものがあった。

### 分科会 3. 「歴史的記録の分析—比較歴史人口学—」

組織者 : Kei Takeuchi (Japan)

- 3.1 Population trends in France, 1500 to 1800. Comparison with other Western and Eastern countries. J. N. Biraben and A. Blum (France)
- 3.2 Population trends in Tokugawa Japan : 1600—1868. A. Hayami (Japan)
- 3.3 Rapid population growth in 17—18th century China. S. Yabuki (Japan)

### 分科会 11. 「人口センサスの今後の方向」

組織者 : L. Herberger (FRG)

- 11.1 A sample census : a valid alternative to a complete count census ? P. A. Bounpane (USA)
- 11.2 Statistics based on administrative records as a substitute or a valid alternative to a population census. S. Johansson (Sweden)
- 11.3 Census taking in developing countries. Problems and increasing demand. A. M. Hallouda (Egypt)

### 分科会 104. 「センサス評価 (I)」

組織者 : A. Lery (France)

- 104.1 Census evaluation : how good is the information that is collected ? R. Barnes (UK)
- 104.2 How population censuses measure economic characteristics in developing countries. L. A. Beccaria, A. Minujin and A. Orsatti (Argentina)
- 104.3 Asian and Pacific Census Programme 1975—1984 : a review of the use of census to investigate demographic topics. I. Alam (Pakistan) and L. H. Lewis (Australia)
- 104.4 La qualité des données sur les effectifs de population en Afrique. R. Clairin and F. Gendreau (France)
- 104.5 Adjusting census counts for under-enumeration : the Australian experience. C. Y. Choi, D. G. Steel and I. Castles (Australia)
- 104.6 Estimating undercount in the US decennial census. N. Cressie (Australia)

- 104.7 Completeness and accuracy of Japan's censuses after World War II. Y. Iifuchi, T. Katoh and W. Gokita (Japan)
- 104.8 L'évolution des recensements comme problème de démographie historique au point de vue de l'histoire scientifique. R. A. Horváth (Hungary)
- 分科会 105. 「センサス評価 (II)」
- 組織者: Y. Miura (Japan)
- 105.1 The future of population census. L. Herberger (FRG)
- 105.2 Methods used for evaluating the 1983 census coverage and adjusting census results for population estimates. M. Sicron, Y. Hite and B. Lasman (Israel)
- 105.3 A new input device for data processing of the 1990 Population Census. S. Kawasaki (Japan)
- 分科会 121. 「ハザード分析」
- 組織者: D. A. Pierce (USA)
- 121.1 On the method of censored data with staggered entry. C. A. Hsiung and I. -S. Chang (Taiwan)
- 121.2 Partial likelihood adjusting for covariate measurement error in Cox regression model. T. Nakamura (Japan)
- 121.3 Another symmetric variance estimator for the Mantel-Haenszel odds ratio. T. Sato (Japan)
- 121.4 Estimation of bivariate density and hazard gradient from bivariate censored data. W. -Y. Tsai (USA)
- 121.5 Litter effect to dose response curve estimation. E. Yamamoto and T. Yanagimoto (Japan)
- 分科会 122. 「人口学」
- 組織者: R. A. Horváth (Hungary)
- 122.1 On the accuracy of demographic projections. S. Hadživuković (Yugoslavia)
- 122.2 Some specific problems of the demographic statistics for elderly population. J. Malačič (Yugoslavia)
- 122.3 Sex differentials in mortality — application of excess mortality ratio with reference to the lowest age-sex-specific death rates among countries. K. Uemura (Japan)
- 122.4 A study of changes in population distribution and household structure in newly industrializing countries — a case study of Taiwan. T. T. Huang (Taiwan)
- 122.5 Population migration problem in sample cities in Iran. H. Mehdizadeh-Ashrafi (Iran)
- (大谷憲司記)

## アジア中核都市会議

アジア中核都市会議は、国連人口活動基金と神戸市の共催で1987年8月11日から14日までの5日間にわたって神戸国際会議場にて開かれた。アジア諸国が経済発展の過程における中核都市の役割についての理解を深め、これを育成すべき方向性を探ることを目的としていた。この会議にはアジア11ヶ国の政府代表および当該都市の代表ほか71名と専門家10名が参加し、活発な意見交換が行われた。8月14日には、地域、国家、国際関係の各レベルにおける政策立案、サービス提供、データ集積についての勧告を中心とする宣言が採択された。本研究所からは、河野稠果所長と松下敬一郎人口構造研究部研究員が参加した。

(松下敬一郎記)

## 「韓国社会における人口変動と文化・社会変動に関する調査」への参加

東洋大学の高橋統一教授、松本誠一講師と当研究所の清水浩昭技官は、1987年7月16日から8月5日（ただし、清水は7月25日）まで「韓国社会における人口変動と文化・社会変動に関する調査」に従事した。

今回の調査は、昨年度の調査研究をふまえて韓国の近代化と伝統的価値観の問題を農村社会の高齢者を対象にして人口学的、社会学および文化人類学的に検討することにあつた。今年度は、第2年目にあたることから済州島に調査対象を定め調査研究を中心にして問題を検討することにした。

筆者（清水）は、人口の高齢化と居住形態および老親扶養に関する分野を担当した。済州島の家屋構造は、一つの屋敷内に内棟（アンコリ）と外棟（パッコリ）が存在することになっている。これを居住形態の面からみると、子世代（主に長男）は結婚後も親世代の屋敷内に留まり、外棟で親世代（内棟）との別居生活を営むことを原則としている。さらに、次・三男も結婚すると屋敷外に新居を構え親世代と別居生活をするようになっていく。また、財産相続は均分的傾向が強いといわれている。こうして親世代と営んでいた内棟での同居生活から子女がすべて独立することになると、親世代は外棟に移り、子世代夫婦が内棟で生活するようになる（これは、内棟の方が外棟よりも広いためである）。

しかし、近年、子世代は、結婚前に大都市に流出する傾向が強いため、子世代夫婦用の外棟は空家になっているケースが多いようである。

ともあれ、済州島では若年層の人口流出に伴って人口の高齢化が進展しているにもかかわらず、親世代が子世代に依存する傾向は弱く、韓国社会の全体状況とは異なる構造を示していることが明らかになった。

なお、今回の調査研究にあたっては、大韓老人会済州道連合会、済州道保健社会担当官洪淳晩氏、済州道北済州郡翰林邑長任昌鳳氏、作家の崔玄植氏、韓国老人問題研究所長朴在侃氏、韓国人口保健研究院の崔仁鉉氏、ソウル大学の韓相福、李光奎、崔弘基教授、済州大学の玄容駿、韓昌米、梁重海教授、京畿大学の張壽根教授、全南大学の崔在律、朴光淳教授、仁荷大学の崔柏教授、韓国外国語大学の小澤康則講師にたいへんお世話になったことを記しておきたい。

（清水浩昭記）

## JICA「メキシコ人口活動促進プロジェクト」への協力

国際協力事業団（JICA）は、1984年7月にメキシコ共和国に対する人口活動促進プロジェクトを、1988年9月までの5年の計画としてはじめた。協力の内容は、人口データ・バンクの整備と利用、人口教育・研修活動の促進の2つで、これらの活動に必要な専門家の派遣・メキシコ関係者の日本での研修および機材供与を行ってきた。

1987年8月16日より、早稲田大学嵯峨座晴夫教授（30日まで）と本研究所から伊藤達也人口情報部人口解析センター室長（9月5日まで）が、短期専門家として派遣された。メキシコでの業務は、人口教育活動の助言およびそれに必要な統計分析に関する技術指導（嵯峨座教授）、社会経済データ・ベース構築作業の支援とそれを基にした各種の派生推計の技術指導（伊藤室長）および来年9月までの1年間の業務に関する予備調査であった。

なお、メキシコ滞在中に、これまで実施が非常に困難であった人口教育活動を実際に行っているグァナファト州サンホセ・イツルビーレ郡を訪問した。そこで人口教育担当の西岡八郎専門家、メキシコ国家人口審議会人口教育部長ロベルト・メディナ氏および州人口審議会事務局長・郡長など関係者より、昨年後半からの活動状況の報告を受けるとともに、実際の活動に参加することができた。

（伊藤達也記）

## スリランカ人口情報プロジェクト実施協議調査団の派遣

スリランカ国政府はわが国に対し、人口統計情報の収集・統計処理を迅速に行うための技術協力を要請していたが、このたび、国際協力事業団（JICA）の医療協力部小畑美知夫部長を団長としたプロジェクト実施協議調査団を派遣し、スリランカ計画実施省とR/Dおよびミニッツの締結を行った。調査団には大友篤（宇都宮大学）、松井博（総務庁統計局）、大倉理（JICA）、松下敬一郎（本研究所人口構造研究部）が加わった。派遣期間の1987年8月25日から9月5日の間に関係機関への表敬訪問、協力計画の討議、R/Dの調印、中央情報処理施設および地方部局の視察を行った。プロジェクトは11月30日から開始する。協力期間は3年間で、機材供与としてはIBM9370-90を中心とする電算機システムを導入し、人口学と情報処理工学の専門家が派遣される。

（松下敬一郎記）

## 国際応用システム分析研究所（IIASA）1987年 YSSP 参加報告

筆者（廣嶋）はオーストリア国ウィーン市郊外（Laxenburg 市）にある国際応用システム分析研究所（International Institute for Applied Systems Analysis : IIASA）で1987年6月から9月まで3か月にわたって開催された若手科学者夏期研究会（Young Scientists' Summer Program : YSSP）に参加したので、以下これについて報告する。

### 1. IIASA について

IIASA の発足は、1966年に米国大統領ジョンソンが成熟社会に共通する諸問題を研究するために東西両陣営主要国が参画した国際研究機関の設立を提案したことに始まる。その後の準備期間を経て1972年10月非政府・学際的研究機関として IIASA は東西両陣営における12か国の科学アカデミーまたは同種機関の発意により設立された。その目的は大規模で複雑な社会、自然システムの行動様式を理解し、その変化によって生じる諸問題について、共同および単独の研究に着手し、これを支援すること、これによってこのような問題に取り組んでいる世界中の科学界、産業界、政策コミュニティに貢献することである。IIASA の国際的、学際的、非政府の性格により、地球規模の問題について多様な国から学際的な科学者のチームをつくることができ、各国の経験の比較ができ、また多くの国の経験を組み合わせ、多国間組織と共同することができるとされている。現在、IIASA は世界各国の約500の研究機関と協力関係を持っている。

IIASA への参加は1か国1代表機関となっており、設立時（1972年10月）は12か国の機関によって発足したが、その後5か国の代表機関が加入、英国が脱退し、現在の参加国は以下の16か国である。創立メンバー：米国、ソ連、日本、カナダ、チェコ、フランス、東独、西独、ブルガリア、イタリア、ポーランド、（英国）；その後の参加国：オーストリア（1973）、ハンガリー（1974）、スウェーデン（1976）、フィンランド（1976）、オランダ（1976）。

IIASA のメンバー機関は National Member Organization : NMO と呼ばれ、最高管理機関である IIASA 評議会（The Council）は、各 NMO 1名の代表で構成される。その議長（Chairman）はソ連の Academician Vladimir S. Mikhalevich で IIASA 所長は米国の Dr. Robert H. Pry（MIT 教授、G. E. 社技術開発担当、Industrial Panel of the U. S. National Science Foundation, Fellow of the American Association for the Advancement of Science 等）である。それぞれこの6月および8月から同じ国からの新任である。所長の交替は3年の任期満了に伴うものであるが、評議会議長は創立以来初めての交替で、IIASA およびソ連アカデミーの歴史的な転換点のように思われた。日本の NMO 代表は現在、向坊隆（東大教授）、茅陽一（同）である。

人員は1986年現在 Scientific 139名、総計 335名、うち日本からは6か月以上の長期滞在研究者が4名である。予算規模は1986年約13億円（他に研究助成金を受入れ）で、うち日本は5%弱拠出している。現在、Core Research Program として環境、人口、System and Decision Sciences、技術・経済・社会（TES）の4部があり、ほかに Complementary Scientific Activities がある。この後者 CSA の中に YSSP が含まれる。また、長期短期滞在の研究者、訪問者による講演が滞在者全員に対して随時行われている。なお、7月13日ゴルバチョフ政権の



右腕といわれるソ連の経済学者 Academician Abel G. Agabegyan が Recent Developments in the Restructuring of the Soviet Economy と題する講演を行い、多くの科学者のみならず政財界人および報道陣が参集した。

## 2. Population Program

人口部 (Population Program) は Health and Human Settlement : HHS Program が1984年名称変更、再編されて発足したものである。この HHS は A. Rogers (現 Colorado 大 Boulder) を Program Leader として、保健の領域を含む幅広い都市・住宅建設に関する研究を進めてきたが、とくに multistate demography の領域を開拓したことで有名である (この成果は Environment and Planning 誌の3回にわたる IIASA 特集に表われている)。これが1984年に人口部に改編された背景には1970年代半ばごろからヨーロッパ各国で進行した出生率の大幅な低下や離婚、同棲の増加という人口状況の急激な変動がある。現在、ネーザン キーフイツ Nyanthan Keyfitz (ハーバード大学名誉教授) を Program Leader としてダグラス ウルフ Douglas Wolf (都市研究所, ワシントン市), ボルフガング ルーツ Wolfgang Lutz (オーストリア科学院人口研究所) らにより低出生率と人口高齢化をめぐる方法論的、実質的研究が行われている。

1988年10月18-21日 ソプロン (ハンガリー) にて Future changes in population age structure というテーマで IIASA 主催の国際会議が行われる。

## 3. YSSP

YSSP は1977年以来毎年夏、選ばれた若手の科学者の集団にシステムズ・アナリシス (組織分析) および関連領域の開発と応用について国際的な経験とアイデアの国際交流に参加する場を提供するものである。多くは IIASA 各国のデータを用い、各テーマについて各国間比較研究が行われている。その研究成果はそれぞれ報告書 (IIASA Working Paper) として刊行される予定である。

人口部 YSSP の本年のテーマは家族人口学でこれに関心をもつものが募集された。参加者は1986年は10名であったが、今年は運営の都合で4名 (米, 加, 蘭, 日) にしぼられた。なお、今年アメリカ人口学会の Dorothy Thomas 賞を受けた Zeng Yi ("Changes in Family Structure in China : A Simulation Study") は1985年 YSSP 参加者である。

YSSP 期間中の人口部の短期および長期滞在研究者は以下の通り : Andras Klinger (ハンガリー), Wilhelm Flieger (西独), Thomas Pullum (米), Nico Keilman (蘭, NIDI), Thomas Büttner (東独), Sergei Scherbov (ソ連)。それぞれ YSSP 参加者を含めた定例会で報告を行った。

筆者は YSSP 期間中に Living Arrangements and Familial Contacts of the Elderly in Japan および A Macro Simulation Model of Parent / Child Availability. と題する2つの報告書を作成し提出した。

(廣嶋清志記)

# THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS

## (JINKO MONDAI KENKYU)

*Organ of the Institute of Population Problems of Japan*

---

*Editor:* Shigemi KONO      *Managing Editor:* Kiichi YAMAGUCHI  
*Associate Editors:* Sumiko UCHINO   Makoto ATOH   Hiroaki SHIMIZU  
 Michiko YAMAMOTO

---

### CONTENTS

#### Articles

- Well-Being among Children and the Aged in Japan ..... Shigemi KONO... 1~ 18  
 Elderly Migration in Japan — Newly Emerging Trend  
 and its Analysis ..... Sumiko UCHINO...19~ 38  
 The Trends in Regional Differences in the Age-Specific  
 Mortality Rates ..... Takeharu KANEKO...39~ 51  
 Mathematical Foundations of Multidimensional Stable  
 Population Theory I : Classical Theory ..... Hisashi INABA...52~ 77

#### Note

- A Geographical Analysis of Sex Ratios of Births in  
 Japan ..... Hiromichi SAKAI...78~ 83

#### Material

- Abridged Working Life Tables for the Japanese Men  
 and Women : 1985 ..... Akira ISHIKAWA...84~ 94

#### Book Review

- J. T. Fawcett (ed.), "Migration Intentions and Behavior :  
 Third World Perspectives" (H. SAKAI) ..... 95

#### Statistics

- Standardized Vital Rates for Selected Countries : Latest  
 Available Years .....96~ 98

- Miscellaneous News .....99~104