

# 人口問題研究

第 176 号

昭和 60 年 10 月刊行



## 調査研究

- 戦後の日本人人口ならびに人口動態率改算の試み……………阿伊高石 藤藤橋川 誠也郷晃 達重 …… 1~17
- 人口移動の食行動への影響—ベイズ型コウホート・モデル分析の適用—……内野澄子… 18~32

## 研究ノート

- 家族形態の地域性……………清水浩昭… 33~37

## 資料

- 国際人口学会フィレンツェ大会の概況……………河野穉果… 38~47

## 書評・紹介

- 日本大学人口研究所『ASEANにおける国内人口移動と開発』（河邊 宏）……………48
- I. S. Steinberg, *The New Lost Generation: The Population Boom and Public Policy* (坂井博通)……………49

## 統計

- 主要国の標準化人口動態率および合計特殊出生率：最新材料…………… 50~52
- 主要国の人口年齢構造に関する主要指標：最新材料…………… 53~61

## 雑報

- 定例研究報告会の開催—資料の刊行—第53回日本統計学会大会—日本老年社会科学会  
第27回大会—ハンガリー—中央統計庁および国立人口研究所での会議—昭和60年国勢調  
査の大綱…………… 62~66

## 戦後の日本人人口ならびに 人口動態率改算の試み

阿藤誠・伊藤達也・高橋重郷・石川晃

### I 人口指標の改算を試みた背景

本稿では、われわれ研究グループによる戦後日本人人口改算の試みを紹介し、改算人口とそれを基礎にした改算人口動態率に基づいて、公表の日本人人口ならびに人口動態率の評価を試みる<sup>1)</sup>。

公表人口の改算を試みた理由はいくつかある。第1に毎年公表されている人口動態率の分母人口は10月1日人口であるが、これは理論的にみると明らかにおかしい。分子の出生数や死亡数のカバーする期間は歴年（1月1日～12月31日）なのであるから、分母人口は人口学的にみて年央（7月1日）人口あるいは平均人口（期首と期末の平均人口）であることが望ましい。たとえばこれまでのわが国のように人口の増加が続いている場合、普通出生率の分母を年央にするのと10月1日にするのでは、後者の方が常に低目に推定されることは明らかである。また、毎年の年齢別出生率の推移をみると、出生数が短期的に大きく変動した時期の出生コーホートが産適齢期に入ってくる場合、分母人口が10月1日であると、その年齢層の出生率が過大あるいは過小に推定されることが起こりうる。

第2に、本研究所の将来人口推計は近年になってコーホート出生率法をとり入れるようになったが、コーホート出生率の実績値としてはたんに従来の年次別年齢別出生率をコーホート毎に積み上げた値を用いてきた。ところが、この年次別年齢別出生率に基づく積み上げ値は隣り合う二つの出生コーホートにまたがっており、しかも（レキス図に描くと明らかのように）不連続であるため、純粹の単一年次の出生に基づくコーホート出生率とは言い難い。後者をえるためには、分子の出生数を母の生年別に分離することに加えて分母人口の改算の必要が生ずる。

第3に国勢調査人口ならびに総務庁による国勢調査年次間の推計人口に関していくつかの問題点をあげることができる。ひとつは、国勢調査年次間の人口（例えば昭和46～49年人口）は直前の国勢調査人口（昭和45年人口）をベースにして出生数、死亡数、国際人口移動数を積み上げることにより推計されているが、この推計人口の推移と次回の国勢調査人口（昭和50年人口）との間がコーホートのみにみて不連続であるとの指摘がある。また、国勢調査人口のうち特定の男女年齢別人口のグループ（とくに男子の青年層）については恒常的に調査漏れのみられることが指摘されてきた<sup>2)</sup>。

第4に、かりに国勢調査人口ならびに総務庁推計人口の精度に問題があるとすれば、それを分母人口として推定された人口動態率は同様の問題を抱えることになる。

1) 本研究の詳細については厚生省人口問題研究所（阿藤誠・伊藤達也・高橋重郷・石川晃・池ノ上正子）、『戦後の日本人人口ならびに人口動態率改算の試み』、研究資料第238号、1985年10月を参照のこと。

2) 森田優三、「日本の人口統計の正確性について」、『日本人口学会記要』、第3号、1954年、pp.25-31。  
井上俊一・長田富子、「国勢調査人口と推計人口との間の誤差の分析（前編）」、『統計局研究彙報』第22号、1971年、pp.31-56。

以上のような理由にたつて、われわれは、戦後の日本人人口ならびに人口動態率を、理論的に矛盾なく、しかもデータ間の相互不一致をできるだけ排除する形で改算することを試みた。以下、次節では本研究の主要部分となる改算人口と改算人口動態率に基づいて公表の日本人人口ならびに人口動態率の評価を試みたい。

## II 戦後日本人人口の改算方法

### 1. コーホート要因法による人口改算

わが国戦後の男女年齢別人口を改算（補正を含む）する方法はいくつか考えられる。たとえば人口学的モデルを用いて推定する方法、あるいは他の信頼できる静態統計とつぎ合わせる方法などがある。しかしながら、既存の人口学的モデルのほとんどは、データ精度のきわめて悪い発展途上国の人口動態の推定に使われているのが現状であつて、これをデータ精度の高いわが国の場合に適用してえた結果が、公表人口統計の精度を上回るとは考えにくい<sup>3)</sup>。またわが国の人口静態統計で国勢調査の精度を上回るようなものはおよそ考えられない。

そこで、ここでは人口学的方程式（demographic equation）の考え方にたつて、出生コーホートごとに人口動態を積み上げるコーホート要因法によって毎年の男女年齢別人口を推定する方法を採用することにした。

いま、 $P_x^t$ を $t$ 年1月1日に満 $x$ 歳の人口（これは $(t-x-1)$ 年の出生コーホート）、 $D_x^t$ 、 $IM_x^t$ 、 $OM_x^t$ を $t$ 年1月1日から $(t+1)$ 年1月1日までの $(t-x-1)$ 年出生コーホートの死亡数、国際人口移動としての転入数ならびに転出数、 $B^t$ を $t$ 年における出生数とすると、

$$P_{x+1}^{t+1} = P_x^t - D_x^t + IM_x^t - OM_x^t, \quad x \geq 0 \quad \dots\dots\dots (1)$$

また

$$P_0^{t+1} = B^t - D_0^t + IM_0^t - OM_0^t \quad \dots\dots\dots (2)$$

となる。

すなわち、ある年次（ $t+1$ 年）の男女年齢別1月1日人口（ $x+1$ 歳の人口）は、前年（ $t$ 年）の $x$ 歳人口から死亡数、転入・転出数を増減することによって求められる。しかも $t$ 年 $x$ 歳の人口は、同時に $(t-x-1)$ 年の出生コーホートの満 $x$ 歳の人口である。そこで、 $(t-x-1)$ 年の出生数まで遡ることができれば、 $(t-x-1)$ 年の出生数を出発点として毎年の死亡数、転入・転出数を増減することによって、そのコーホートのすべての年齢別人口を逐次推定することが可能となるはずである。このようにしてえられた各コーホートの男女年齢別人口を年次別に再編成すれば、国勢調査人口を用いずに毎年の人口が推定できることになる<sup>4)</sup>。

ただし、この人口学的方程式を用いたコーホート要因法による人口推定結果が国勢調査人口ならびに国勢調査年次間推計にまさるか否かは、ひとえに出生、死亡、国際人口移動に関するデータの全体の精度が国勢調査のそれを上回っているか否かに依存することを忘れてはならない。

戦後日本人人口を、以上のような人口動態の数値を積み上げるコーホート要因法のみで推定するためには昭和25年からおよそ100年間遡った人口動態の毎年のデータの数値を必要とするが、少なくとも人口動態統計に限ってみても、大正9年以前のデータについては精度に問題があり、敗戦前後はデー

3) 不完全データに基づく人口指標推定のための各種人口モデルの現状については、United Nations, Manual X: Indirect Techniques for Demographic Estimation, ST/ESA/SER.A/81, 1983を参照。

4) 毎年の出生数をベースにした人口動態積み上げ法により日本人人口の改算を試みた例としては、すでに、長田富子、「出生集団を基礎とした年齢別人口の推計について」、『統計局研究彙報』、第18号、1969年、pp. 1-23がある。

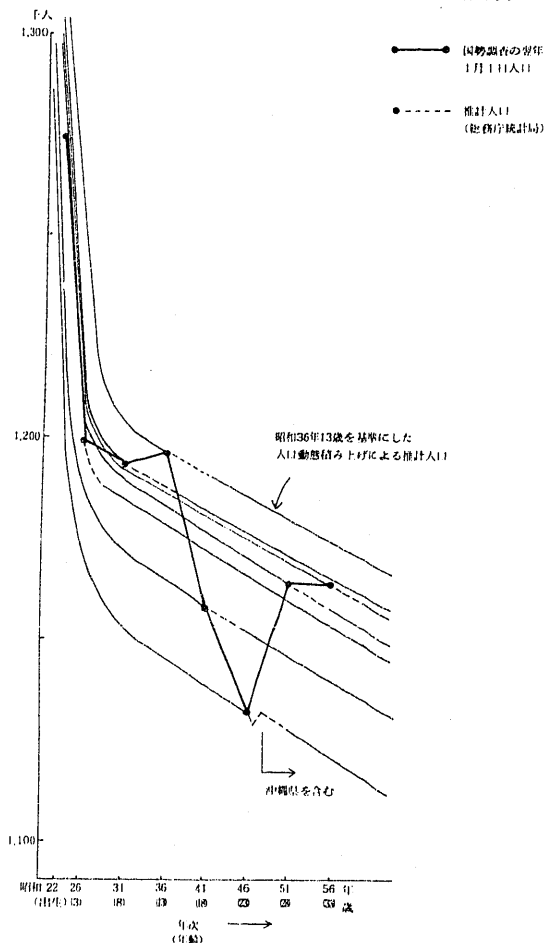
タが欠落している。そこで、以上の方法を用いて高い精度で推定できるコーホート人口は昭和22年以降の出生コーホートということになる。

そこで本研究では、出生数をベースにして人口動態の数値を積み上げる方法に加えて、国勢調査に基づく男女年齢別“最大”コーホート人口を基準として人口動態を前後に積み上げる方法によって男女年齢別人口を推定することを試みた<sup>5)</sup>。

わが国では戦後7回の国勢調査が実施されているが、各回の10月1日人口から翌年の1月1日人口を人口動態統計積み上げによって求めることは比較的容易である。例えば昭和45年の国勢調査の結果に基づいて、昭和46年1月1日の23歳の男子人口が推定される。この人口を基点として人口動態件数を前後に積み上げれば、昭和22年出生コーホートの年齢別人口の推移が推定できる(図1)。同じことを、他の国勢調査(例えば昭和40年)の結果に基づく昭和41年18歳の男子人口について行えば、もうひとつの別の昭和22年出生コーホートの年齢別人口の推移が推定される。

このようにして戦後7回の国勢調査の結果を用いれば、各出生コーホートにつき最大7本の年齢別

図1 最大コーホート人口の推定法  
(例：昭和22年出生コーホート人口〔男〕)



人口の推移が推定されることになる。かりに国勢調査の男女別人口の調査結果に問題があるとした場合、重複調査(同一人を2回調査すること)は少なく、調査漏れが大部分であったりする。すると、この最大7本の出生コーホート人口中最大の人口が最も調査漏れが少なく、したがって最も精度の高い人口ということになる。我々は以上のような仮定にしたがって、すべての出生コーホートにつき最大値を選択し、これによって昭和22年以降58年までのすべての男女年齢各歳別人口を推定することができた。

本稿では、国勢調査の最大コーホート人口をベースにした推計人口のみからなる改算人口を「国勢調査ベース」人口と呼び、昭和21年出生コーホート以前の人口については「国勢調査ベース」人口をとり、昭和22年出生コーホート以降の人口については毎年の出生数をベースにしたコーホート人口をとって組み合わせたものを「出生ベース」人口と呼ぶ。

なお、人口動態率算定の基礎となる人口(例えば昭和45年人口)としては、推定された隣合う1月1日人口(昭和45年と昭和46年)の平均値(平均人口)を用いることとした。これは毎年の生存延人口(person-years

lived)の近似値としては7月1日の年央人口よりも平均人口の方が望ましいと考えたからである。

5) この方法により、年齢別人口の改算を試みた例としては、すでに、次のものがある。伊藤達也・山本千鶴子、「国勢調査における年齢別人口の完全性について」、『日本人口学会会報』、昭和51年度、1976年、pp. 36-38。伊藤達也、「国勢調査の完全性：評価の方法と結果」、第50回日本統計学会、配布資料、1982年。

## 2. 人口改算に必要なデータの補正

コーホート要因法による人口改算には、国勢調査人口（男女年齢各歳別生年月別人口）、毎年の男女別出生数ならびに男女年齢各歳別生年月別死亡数、男女年齢各歳別・生年別国際人口移動数（転入数ならびに転出数）が必要である。改算人口の精度はもっぱらこれら3種類のデータの精度に依存するゆえ、以下各々のデータの補正方法について述べておこう。

### (1) 男女年齢別・生年別日本人人口

『国勢調査』は、昭和22年の『臨時国勢調査』を含めると、戦後8回実施されている。今回の推定では日本人人口を対象としたが、昭和22年の『臨時国勢調査』では日本人のデータは得られないため、昭和25年以降5年毎の『国勢調査』7年次分のデータを基礎人口として用いることとした。

『国勢調査』は10月1日現在の人口であり、そのデータを用いて翌年の1月1日現在人口を算定するためには、出生の年月別男女別日本人人口が必要である<sup>6)</sup>。しかし、昭和25年および35年については、そのようなデータが得られない。他の年次についても、全集計数で得られるのは昭和30年および55年の2か年のみであり、昭和40年、45年、50年については抽出集計（20%）結果でしか得ることができない。

生年別人口のデータの得られない昭和25年については30年のデータを、昭和35年については30年および40年のデータを生年別配分人口として選んだ。すなわち昭和25年については、各年齢ごとに、昭和30年にその年齢コーホートが経過する年齢の出生の月別（10～12月）割合を求め、昭和25年の年齢別人口にその割合を乗ずることにより出生年別人口を求めた。同様に昭和35年の生年別人口については、年齢別出生の月別（10～12月）割合を、昭和30年と40年の平均値を用いて算定した。

昭和40年、45年、50年各年については、抽出集計結果から得られるある年齢の出生の年月別人口の合計が、かならずしもその年齢の全集計された値と一致しないため、抽出集計結果における年齢別、出生の月別（10～12月）割合を求め、それを全集計から得られる年齢別人口に乗じて出生年別人口を求めた。

国勢調査の翌年1月1日現在の年齢別日本人人口は、以上のようにして算出した10月1日現在の生年別日本人人口から、その後の10月から12月までの3か月間の生年別死亡数を差引くことによって求めた。

### (2) 出生数・死亡数の届出遅れ

『人口動態統計』によって得られる年次別出生数および死亡数は、その年次において発生し、なおかつ翌年のある一定期間内までに届出たものが表章されている。

実際にその年次に発生した件数は、『人口動態統計』によって公表された数値と、その年次における発生件数のうち“翌年の届出期限”以降に届出られたもの、つまり届出遅れ件数との合計の件数と考えた。

出生・死亡の届出期限以降における届出遅れ数は、『人口動態統計』によって得ることができるが、かならずしも完全ではない。最も長期にわたって届出遅れが記録されている昭和22年出生についても20年後までのデータしか得られず、昭和23年以降については届出遅れの記録が1年分ずつ少なくなり、昭和34年では8年後までのデータしか得られない。昭和38年から47年までの期間は9年後まで得られるが、48年以降になるとさらに1年分ずつ少なくなってしまう。

ところで、発生から届出までの期間別に届出状況を検討してみると、出生と死亡では異なった特徴がみられる。

6) 国勢調査の翌年1月1日人口を推計するには、この他にその年の死亡月別生年別死亡数が必要であるが、これは昭和25年を除くすべての年次について『人口動態統計』から得ることができる。昭和25年については昭和26年のデータに基づいて別途推定した。

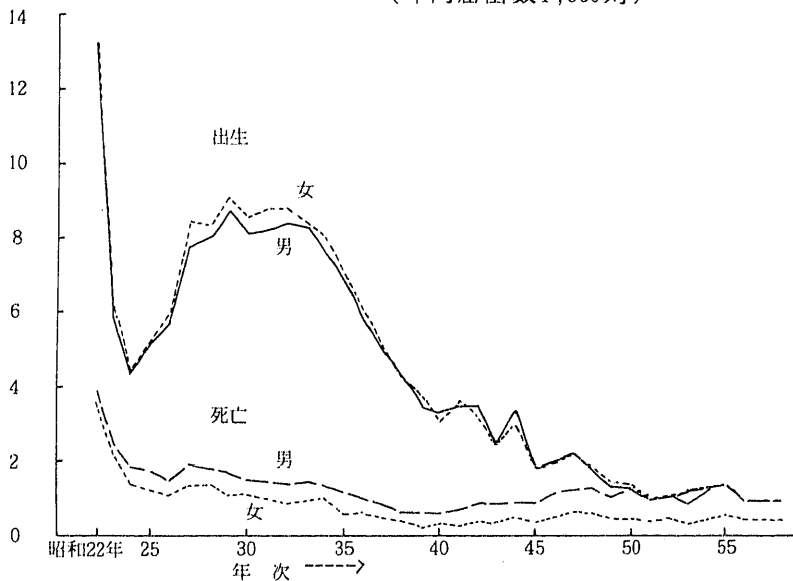
出生については、男女の差はほとんどみられず、発生から届出までの期間が8年を経過すると極端に減少する。なお、昭和30年代初め頃までは、発生から5年目まで届出数は低下するが、6～7年目に増える傾向がみられた。これは、子供の就学年齢が近づいた時期にあたり、一種の“駆け込み”現象と思われる。しかし、昭和30年代中頃からはそのような傾向はみられなくなってきている。発生後8年目の届出件数は、昭和20年代から30年代にかけて、男女とも出生10万件（年内届出）に対し10～20件程に低下してきている。

死亡の届出遅れ率についてみると、男子の方が女子より若干高く、経過期間別にみると発生後2～3年で届出数は微少となる。発生3年後についてみると、昭和22年では死亡10万件（年内届出）に対し26件であったものが、30年代中頃からは2～3件程度にすぎない。

以上の観察をふまえ、届出遅れ数の推定は出生・死亡とも同様の方法を用いることとし、つぎのように行った。

男女別に、期限内届出件数を1とした発生からの経過期間別届出遅れ率を求める。その率が、発生から30年経過後には0となるような仮定をおき、既知の率との間を補間する。データの少ない昭和50年以降（昭和50年で発生後7年まで得られる）については、各年の既知の率以後の値を昭和50年の経過年数別の率と同じものと仮定した。以上で求められた経過期間別届出遅れ率を動態発生の年次ごとに累積することにより、その年次における動態発生の届出遅れ率とした（図2）。

図2 人口動態の累積届出遅れ率の年次推移  
(年内届出数1,000対)



求められた届出遅れ率は、男女別出生および死亡の総数についてはかなり精度が高いと思われる。ただし、今回の推定作業には年齢別のデータが必要である。しかるに届出遅れのデータは年齢別には得ることができない。そこで、届出遅れ率には年齢別に大きな差はないと仮定し、公表されている年齢別出生件数にその年の届出遅れ率を一律に適用して補正を行った。

### (3) 国際人口移動と国籍移動

国際人口移動（出国数・入国数）に関するデータは、法務省『出入国管理年報』によって得ることができる。『出入国管理年報』は、昭和36年以降発行されるようになったが、日本人の男女年齢別出入国数は昭和39年になって初めて掲載された。しかし、昭和39年分については39年4月～12月間におけるものであり、年計分としては40年以降しか得られない。その後、昭和45年年計分までは、出国および帰国数別データが得られたが、46年以降は、出国日本人の年齢別及び性別しか掲載されておらず入国についてのデータが得られなくなってしまった。

昭和22年から25年にかけての出入国数は、ほぼ外地からの引揚者数で占められる。しかし、引揚者数の性別および年齢別についての統計はなく総数しか得ることができない。

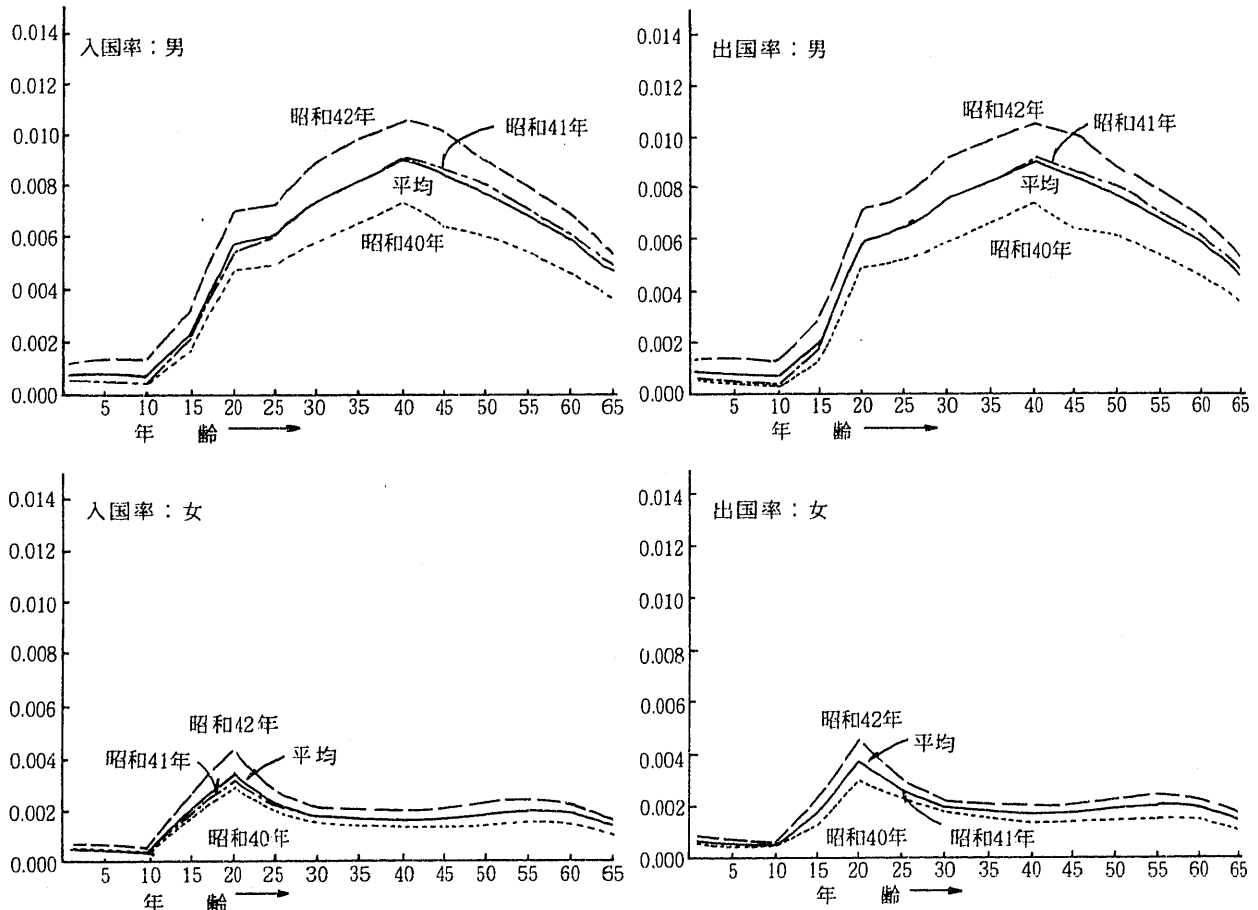
以上のようなデータ上の制約のもとで、男女年齢各歳別に社会増加数のデータを得るため、すべての年次について次のような推定を行った。

昭和22年から25年にかけての出入国者数についての推定は、まず、各年次別引揚者総数を昭和25年『国勢調査』による引揚申告者のうち「居留民」の男女年齢（10歳階級）別の割合により比例配分す

る。ついで昭和15年『国勢調査』による「男女年齢（各歳）別外地人」の人口を10歳階級ごとに区分し、各10歳階級内の各歳別構成比を求め、これを上で求めた10歳階級別の各年別引揚者数に掛けて、各年別男女年齢（各歳）別引揚者数を推定した。

昭和26年から39年までは、出国および入国者総数しか得ることができない。そこで、男女年齢（5歳階級）別データの得られる昭和40年以降について、男女年齢別に年齢別人口の分母人口とした出国および入国率を求めた。それらのうち昭和30年代に近く、しかも年齢パターンに不規則性の少ない昭和40年、41年、42年の3か年の平均値を求め（図3）、さらにそれを各歳別に補間し、総数を1とした

図3 男女年齢階級別入国率および出国率：昭和40～42年および3か年平均値



資料出所) 法務省『出入国管理年報』

男女年齢各歳別構成比を出国および入国別に求め、それを標準年齢パターンとした。最後に、各年の出国および入国別総数にこの標準年齢パターンを適用し、男女年齢各歳別の入国、出国数を求めた。両者の差を入国超過数とした。

昭和40年以降については、総務庁統計局『推計人口』に掲載されている男女年齢各歳別入国超過数をそのまま採用することとした。

総務庁統計局『推計人口』における昭和40年以降の男女年齢各歳別入国超過数の算出方法は、昭和44年までは年齢（5歳階級）別の入国超過数を、その年齢階級内の各歳別人口構成比によって按分している。昭和46年以降の年次については、出国者についてしか男女年齢別のデータが得られない。そこで、この期間については、この時期に発行された旅券の登録資料に基づく男女年齢（5歳階級）別旅券発行割合を用い、男女別日本人出入国者総数に掛け合わせて、年齢（5歳階級）別出入国者数を求め、さらに、これをその年齢階級内の年齢別人口構成比によって各歳別に補間し、男女別年齢各歳

別日本人出入国者数を求めている。

以上によって求められた『推計人口』による入国超過数は、5歳階級ごとに補正を行なっているため、たとえば4歳と5歳、9歳と10歳のように2つの年齢階級の区分年齢のところで不自然な段差を生じている。さらに、出生から0歳にかけての入国超過数は、本来延べ0.5年間であるのに、0～4歳の入国超過数を各歳別に分ける際に他の年齢と同じウェイトで配分している点も問題である。

国際人口移動とは異なるが、日本人人口の社会増加に含まれるべきものとしては国籍移動がある。これについては、総務庁統計局『推計人口』に掲載されている帰化人員と国籍離脱人員との差の数値をそのまま用いることとした<sup>7)</sup>。

国際人口移動統計関係のデータは、充分整備されておらず、すべて大胆な仮定に従った推計値に頼らざるをえなかった。国際人口移動が人口に及ぼす影響は無視しがたい。とくに表1にみるように戦

表1 日本への引揚者および日本からの退去者数

期 間	実 数			割合(全期間100.0につき)		
	引 揚	退 去	差 増	引 揚	退 去	差 増
昭和20年10～12月	924,589	654,523	270,066	14.8	54.8	5.3
21年1～12月	4,178,734	498,109	3,680,625	66.9	41.7	72.8
22年1～12月	736,757	25,938	710,819	11.8	2.2	14.1
23年1～12月	303,624	7,656	295,968	4.9	0.6	5.9
24年1～12月	97,844	5,931	91,913	1.6	0.5	1.8
25年1～9月	7,738	2,028	5,710	0.1	0.2	0.1
昭和20年10月～25年9月	6,249,286	1,191,185	5,055,101	100.0	100.0	100.0

資料出所) 連合国軍総司令部経済科学局調査統計部 (G.H.Q., E.S.S.) 編,  
Japanese Economic Statistics, Bulletin

争直後の外地からの引揚者数は膨大であっただけに改算人口に大きな影響を及ぼしたと考えられる。他の年次の国際人口移動の規模はそれほど大きくないが、これをコーホー

### III 改算人口に基づく国勢調査人口の評価

前節で述べた通り、本研究においては、人口動態統計の精度は国勢調査の精度を上回る。また国勢調査の精度はもっぱら調査漏れの程度によるという仮定のもとで人口改算を試みた。その仮定が当たっているとすれば、推定された「出生ベース」人口は「国勢調査ベース」人口を上回り、後者は国勢調査人口を上回るはずである。なんとなれば、各出生コーホートの $x$ 歳時の人口ごとに、

出生ベースの推定人口  $>$  最大の国勢調査人口  $\geq$  各回の国勢調査人口  
という関係が成り立つはずだからである。

しかるに推定された「出生ベース」人口、「国勢調査ベース」人口、国勢調査実施の翌年の1月1日現在の推定人口の三つを総人口ベースで7か年にわたって比較してみると(表2)、予想に反して、いずれの年次についても「国勢調査ベース」人口が「出生ベース」人口をわずかながら上回った。ただ国勢調査の翌年1月1日現在の推定人口はいずれの年次についても最小であり、各回の国勢調査には予想通り、大なり小なり調査漏れがあったと判断せざるをえない。

7) 国籍の移動のひとつとしては、昭和47年5月の沖縄の本土復帰がある。



表2 各種の推定人口（1 - 99歳）と推定人口間の差

年次	人 口 数			差		差 率 (%)	
	国勢調査の 翌年1月1日 人口 (1)	「出生ベース」 の 人 口 (2)	「国勢調査ベ ース」の人口 (3)	(2) - (1) (4)	(3) - (1) (5)	(4) / (2) (6)	(5) / (3) (7)
昭和26年	80,778,743	81,504,953	81,529,469	726,210	750,726	0.89	0.92
昭和31年	87,234,416	87,884,111	87,933,190	649,695	698,774	0.74	0.79
昭和36年	91,477,158	92,563,898	92,641,813	1,086,740	1,164,655	1.17	1.26
昭和41年	96,202,605	97,307,454	97,415,453	1,104,849	1,212,848	1.14	1.25
昭和46年	101,531,247	102,772,706	102,884,509	1,241,459	1,353,262	1.21	1.32
昭和51年	109,666,013	110,324,831	110,432,141	658,818	766,128	0.60	0.69
昭和56年	114,967,184	115,609,580	115,693,659	642,396	726,475	0.56	0.63

国勢調査の調査漏れの程度を表2によってみると、昭和26年と31年では比較的小さく、70万前後、1%未満であり、昭和51年と56年では同じく70万前後、0.7%未満であった。しかるに昭和36年、41年、46年については、調査漏れ数は100万を超え、漏れ率も1.2%前後に達した<sup>8)</sup>。

国勢調査の調査漏れの程度を「出生ベース」人口を基準にして男女年齢別にみてみると、男子の20歳代を除くと男女とも漏れ率はせいぜい2%にすぎないことが分る。男子の20歳代の漏れ率は、図4にみるとおり昭和26、31、51、56年では2%をやや上回る程度であったが、昭和36、41、46年の三カ年については、20歳代前半で5%前後、20歳代後半でも3~4%に達した。男子20歳代の調査漏れ率が大きかった年次は総人口の調査漏れ率が最も大きかった年次と一致しており、この時期の総人口の調査漏れの増加は20歳代の男子の調査漏れの増加によるものであったことが分る。昭和40年をはさむ10年間はわが国の高度経済成長期にあたる。この間、経済活動の活発化が男子青年層の地域間移動率を高め、それが国勢調査における男子青年層の捕捉率を下げたものと推量される。

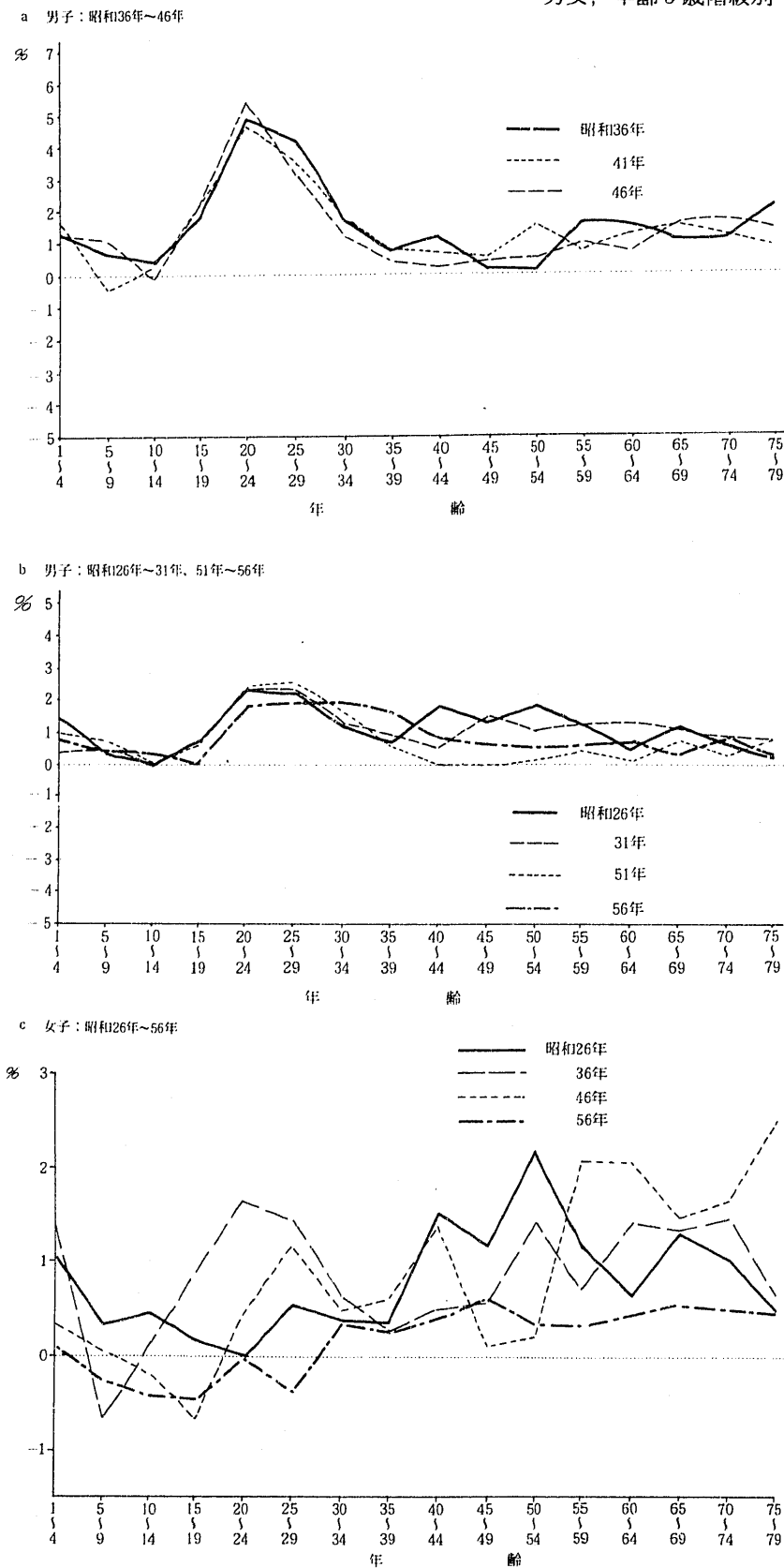
前述の通り、「国勢調査ベース」人口の総人口は予想に反して「出生ベース」人口のそれをわずかながら上回った。「出生ベース」人口と「国勢調査ベース」人口の違いは昭和22年出生コホート以降の人口部分のみであるから、両者の総人口の違いは、ひとえに昭和22年出生コホート以降の人口の推計結果の違いに帰着する。前節で述べた通り「国勢調査ベース」人口は、ある出生コホートについて最大の国勢調査人口を選択し、人口動態の積み上げ法によって推定されたコホート人口を基礎にしている。この方法を用いれば、昭和22年以降の出生コホートについては、0歳人口からさらに半年遡ってそのコホートの出生数を推定できる（第Ⅱ節(1)式参照）。このようにしてえられる昭和22年~58年の出生数を「推定出生数」と呼び、これと届出遅れを補正した「届出出生数」と比較してみた。

表3によれば、まず、「届出出生数」と「推定出生数」の差率は大部分の年次で、「推定出生数」に対して1%未満であった。かりに推定出生数に誤差がないものと仮定すれば、出生の登録率は全体としてきわめて高いということになる。例外的な年次としては昭和22年（男女とも）、24年（女子のみ）、28年（女子のみ）、30年（男女とも）があり、「推定出生数」に対する差率が1%を超える。

昭和22年は「届出出生数」が「推定出生数」を大きく上回っている。その原因を届出出生数の側に求めるとすると、この年が人口動態統計が厚生省大臣官房統計情報部に移管された最初の年であった

8) 今回推定された国勢調査の調査漏れ数（ならびに率）は、総人口に関して5歳階級データを用いて推定した脚注（5）の研究結果とほぼ一致する。

図4 改算人口（「出生ベース」人口）からみた国勢調査の調査もれ率：  
男女，年齢5歳階級別



ために調査，集計過程で若干の混乱が起こった可能性をあげることができる。

男女を比較してみると，女子の場合には，昭和22～54年の32年間のうち4年間を除くすべての年次において「推定出生数」が「届出出生数」を上回った。それに対して男子の場合には，昭和22～42年のうち14年間は「推定出生数」が「届出出生数」を上回っていたがその後は毎年「届出出生数」が「推定出生数」を上回っている。

一方「届出出生数」に基づく出生性比の動きをみると，昭和40年代に106前後から107前後に上昇し，その後は再び106前後に戻っている。しかるに「推定出生数」の出生性比は，昭和40年代も106前後を維持している。「届出出生数」に基づく昭和40年代の出生性比の上昇は異常であり，これは出生票の男女児の別に関する記載内容あるいは入力に問題があったことを示唆する。この時期に人口動態統計の入力装置がOMR（光学的マーク・カード読みとり装置）に変更されたことが男女児の別に関する入力ミスを引き起こした可能性も考えられる<sup>9)</sup>。

9) これについては以下の文献で同様の指摘がある。津村善郎・淵脇学著、『社会統計入門』，東大出版会，1976年，臼井竹次郎・他，「九星千支と出生の性比」，『公衆衛生院報告』，第26巻，1977年。

表3 国調人口から求めた「推定出生数」と「届出出生数」との比較

(単位 1000)

年次	男			女			出生性比	
	届出出生数 <sup>1)</sup>	推定出生数 <sup>2)</sup>	差	届出出生数 <sup>1)</sup>	推定出生数 <sup>2)</sup>	差	届出	推定
昭和22年	1,394	1,369	26	1,319	1,303	16	105.72	105.04
23	1,387	1,393	-6	1,311	1,323	-12	105.76	105.30
24	1,386	1,388	-2	1,323	1,330	-16	104.80	103.74
25	1,209	1,215	-6	1,140	1,147	-7	106.05	105.88
26	1,101	1,101	0	1,049	1,055	-6	104.91	104.32
27	1,036	1,035	0	985	995	-9	105.15	104.09
28	965	967	-2	918	930	-12	105.13	103.93
29	919	925	-6	866	875	-9	106.12	105.73
30	897	911	-14	848	865	-17	105.74	105.28
31	863	857	6	816	816	1	105.73	105.04
32	812	806	6	768	771	-3	105.71	104.46
33	856	854	1	811	814	-2	105.45	105.01
34	842	844	-1	797	802	6	105.73	105.13
35	830	836	-5	787	794	-7	105.55	105.25
36	822	824	-1	776	783	-7	105.91	105.12
37	837	836	2	789	791	-2	106.09	105.66
38	856	856	1	810	814	-3	105.65	105.31
39	886	888	-2	837	840	-3	105.85	105.72
40	938	941	-2	891	896	-5	105.31	105.01
41	708	709	-1	658	660	-2	107.61	107.41
42	996	997	1	946	950	-4	105.32	105.00
43	970	963	7	906	909	-3	107.10	106.02
44	981	972	9	915	917	-2	107.23	106.05
45	1,002	1,001	2	935	944	-9	107.13	105.96
46	1,035	1,028	7	970	972	-2	106.71	105.80
47	1,054	1,047	6	989	991	-2	106.50	105.67
48	1,079	1,073	6	1,016	1,019	-3	106.21	105.32
49	1,048	1,045	3	985	988	-3	106.40	105.77
50	980	979	2	924	926	-4	106.14	105.50
51	945	940	4	890	891	1	106.19	105.59
52	904	896	8	853	851	2	106.07	105.36
53	880	876	4	830	832	-2	105.98	105.28
54	847	839	7	798	795	3	106.17	105.64
55	813	-	-	766	-	-	106.01	-
56	787	-	-	744	-	-	105.89	-
57	776	-	-	738	-	-	105.47	-
58	776	-	-	734	-	-	105.69	-

注) 実数は、四捨五入のために「届出出生数」と「推定出生数」と「差」が一致しないことがある。

1) 届出遅れを補正した届出出生数。

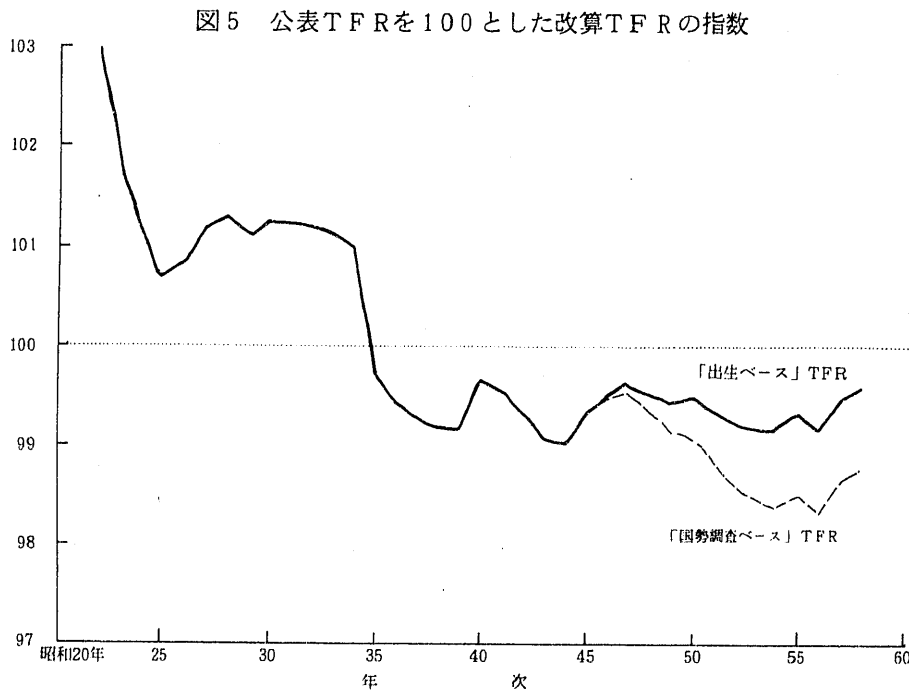
2) 「国勢調査ベース」人口に基づく推定出生数。

#### IV 改算出生率に基づく公表出生率の評価

従来、人口問題研究所で算定されてきた年次別出生率の分子である母の年齢別出生数は、人口動態統計に示された発生と届出が同一年（ $t$ 年）の出生数であり、届出遅れの出生数は一部しか含まれていない。また分母人口は、国勢調査または総務庁の推定による $t$ 年10月1日現在の人口である。それに対して、今回の改算人口を用いた年次別出生率の推定にあたっては、分子の出生数として届出遅れ分を補正したものをを用いている。また、その分母人口は $t$ 年1月1日現在 $x$ 歳の改算人口と $(t+1)$ 年1月1日現在 $x$ 歳の改算人口の平均人口を用いた（前述の通り改算人口は2種類あるから、改算出生率も分母人口に応じて「国勢調査ベース」出生率と「出生ベース」出生率の二つが計算される）。

したがって、今回改算された出生率と公表のそれとは分子、分母ともに値を異にするわけである。すなわち、改算出生率における分子の出生数は公表値のそれと比べて補正分だけ大きくなっている。分母人口については、改算値は年央人口（平均人口はほぼ年央人口に該当）であるのに対して公表値は10月1日人口であるから、改算値の方が常に3か月年上の出生コーホートからなる。したがって、出産適齢期人口全体の年齢構造がピラミッド型の時期には改算値の人口（年央人口）は公表値の人口（10月1日人口）を下回るが、出産適齢期人口全体の年齢構造が逆ピラミッド型の時期には、前者は後者を上回ることになる<sup>10)</sup>。このことは、出産適齢期にある特定の1年次分の出生コーホートの規模が前後のコーホートのそれと大きく異なる場合にも当てはまる。

さて、図5によって合計特殊出生率（TFR）の公表値と改算値を年次別に比較すると、昭和34年



以前では改算値が公表値を上回っているのに対し、昭和35年以降は改算値が公表値を下回る。

昭和34年以前に改算TFRが公表TFRを上回る理由のひとつは、とくに昭和20年代に出生の届出遅れが大きかったので、推定値の出生の補正効果が比較的大きかったことである。もうひとつの理由は、当時の出産適齢期人口全体の年齢構造がピラミッド型であるのに、

分母人口が、推定値では平均人口（年央人口）、公表値では10月1日人口であるため、前者の方が小さく、結果として前者の出生率が高めに計算されるからでもある。

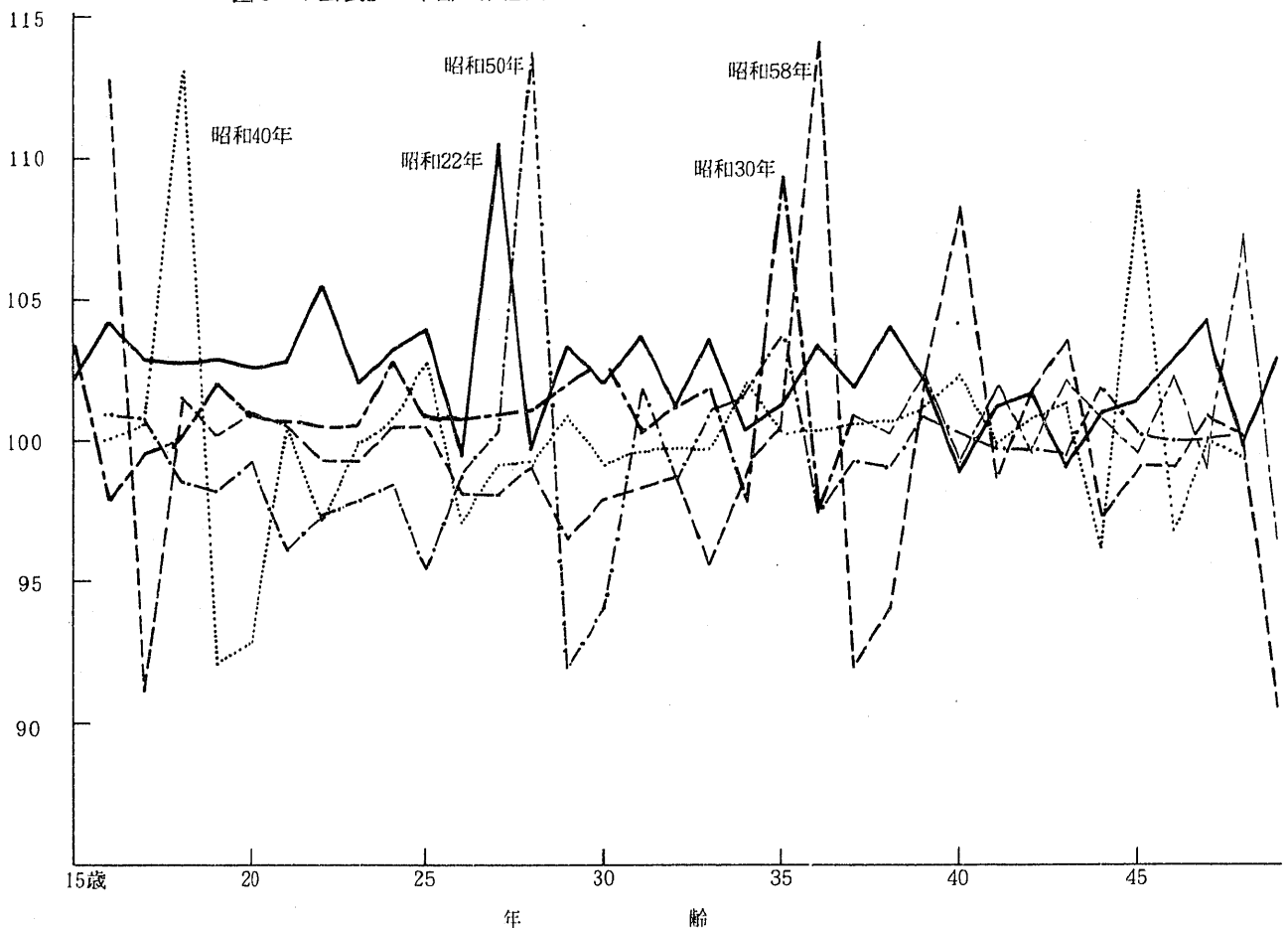
昭和35年以降は逆に改算TFRが公表TFRを下回る。この時期には、出生の届出遅れはわずかで、その補正効果は小さい。分母人口の推定時点の違いが及ぼす効果については、昭和50年頃からベビー

10) 出生率計算の分母人口のとりかたと、年齢分布の変化が年齢別出生率と合計特殊出生率におよぼす効果を検討したものに次の論文がある。Tatsuya Itoh, "Own-children Fertility Estimates in Japan", paper presented at the Fertility Estimation Workshop, East-West Population Institute, EWC, Honolulu HI, January 5-9, 1981.

ブーム・コーホートが出産適齢期に入ってくるため、出産適齢期人口が全体として逆ピラミッド型に変化していく。そのため年央人口の方が10月1日人口よりも大きくなり、このことが昭和50年代の改算TFRを公表TFRよりも小さくする効果をもったことが分る。しかしながら昭和35年以降の推定TFRが一貫して公表TFRを下回る大きな理由は、新しく推定された出産適齢期の分母人口（女子人口）そのものが全般的に公表人口よりも大きかったからである。昭和22年から58年までを通観すると「出生ベース」TFRと公表TFRの差は昭和22年を除いてせいぜい±1%以内に収まっているのに対し、「国勢調査ベース」TFRと公表TFRの差は昭和50年代前半でやや大きく開いている。

つぎに昭和22年、30年、40年、50年、58年の5時点をとり、年齢各歳別出生率のパターンについて、公表数値と改算結果とを比較検討した。図6により年齢別の公表出生率を100とした5時点の改算出生率の指数をみると、いくつかの例外を除いて差率は±3%以内にとどまった。

図6 「公表」の年齢別出生率を100とした「国勢調査ベース」の年齢別出生率の推移



例外のひとつは昭和22年に40歳の女子の出生率であるが、これは明治39～40年生まれの女子人口の出生率に当たる。この出生コーホートの出生率は8年後の昭和30年においても、48歳の出生率として例外を成す。また昭和22年の27歳人口（大正8～9年生まれ）は昭和30年に35歳、昭和40年に45歳であるが、そのいずれかにおいても差率は5%を超える。昭和40年の18～20歳人口（昭和19～22年生まれ）は昭和50年に28～30歳、昭和58年には36～38歳であるが、そのいずれにおいても差率は±5%を超える。昭和58年の16～17歳（昭和40～42年生まれ）の差率も±5%を超える。

以上の明治39～40年、大正8～9年、昭和19～22年、昭和40～42年の四つの出生コーホートの出生時点の状況を見ると、明治40年、大正9年は前年に比べて出生数が急増した年であり、昭和20～21年は対前年出生急減年であり、昭和22年は対前年出生急増年である。さらに昭和41年はヒノエウマの年

であるから対前年出生急減年，42年は対前年出生急増年となる。出生急変期のコーホートが再生産年齢期間に達した場合，前述の通り，この人口を10月1日で捉えるか年央人口で捉えるかによって人口規模は大きく異なり，したがってこれらを分母とする出生率もかなり違ってくることが分る。

かりに「国勢調査ベース」TFRの精度が公表TFRあるいは「出生ベース」TFRのそれを上回るとすると，公表数字から言われてきた最近の出生率低下はさらに一段と厳しいものであったことになる。公表TFRは昭和48年の2.140から昭和56年の1.741まで18.6%低下しているのに対し，「国勢調査ベース」TFRは同期間に2.172から1.712まで19.5%低下している。ただし三つのTFRのいずれをみても，最近2～3年は上昇傾向に転じている点は共通している。

## V 改算生命表に基づく公表生命表の評価

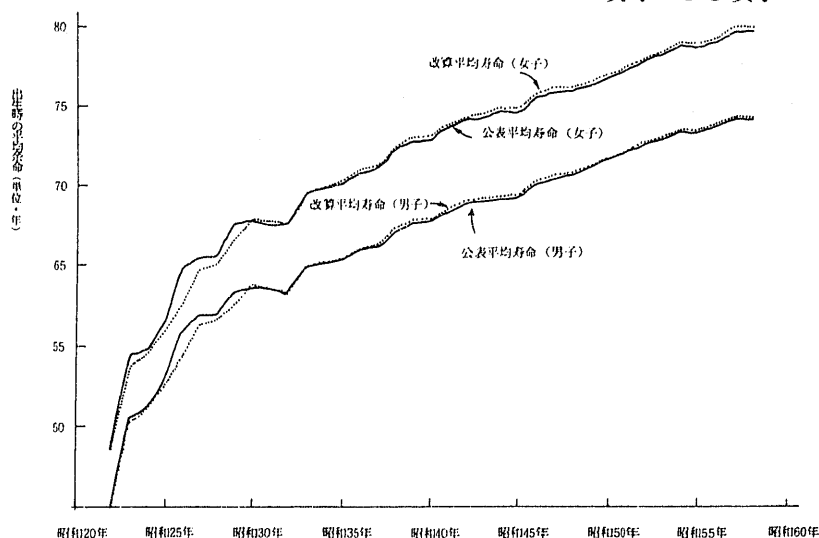
今回の改算人口と毎年の死亡データを用いれば，昭和22年～58年についての生命表を作成することができる。以下この改算生命表と厚生省大臣官房統計情報部が公表している簡易生命表（以下，公表生命表とする）とを比較してみよう。

戦後の平均寿命の年次推移をみてみると，国勢調査年次の値が一般的上昇趨勢からみてやや低目となる傾向がみられる。ある $t$ 年次の国勢調査人口とそれをベースにして人口動態積み上げ法によって推定された翌年以降の総務庁推計人口とはデータ上連続するものの， $(t+4)$ 年次の推計人口と $(t+5)$ 年次の国勢調査人口とは必ずしも連続しない。かりに国勢調査の精度が年々改善しているとすれば， $(t+5)$ 年の国勢調査人口は $t$ 年の国勢調査にもとづく $(t+5)$ 年の推計人口に比べて，調査漏れが小さい分だけ大きくなると考えられる。

このような人口のシリーズを用いて計算された平均寿命は国勢調査年次ごとに一般的趨勢から外れて低目に出る可能性がある。

公表の平均寿命が国勢調査年次ごとに低目に出るのが，もっぱら総務庁の推計人口のシリーズと国勢調査人口との不連続性によるものだとすれば，今回のように一貫した人口動態積み上げ法で推定された改算人口を用いて平均寿命を算出すれば，平均寿命の推移の不連続性は消えるはずである。しかるに図7にみるとおり，改算人口に基づく平均寿命の年次推移においても，国勢調査年次ごとに低目

図7 改算平均寿命と改算生命表（出生ベース）の平均寿命の比較：  
男子および女子



資料出所 1 公表生命表の平均寿命(出生時の平均寿命)は厚生省大臣官房統計情報部、「簡易生命表」各年版による。

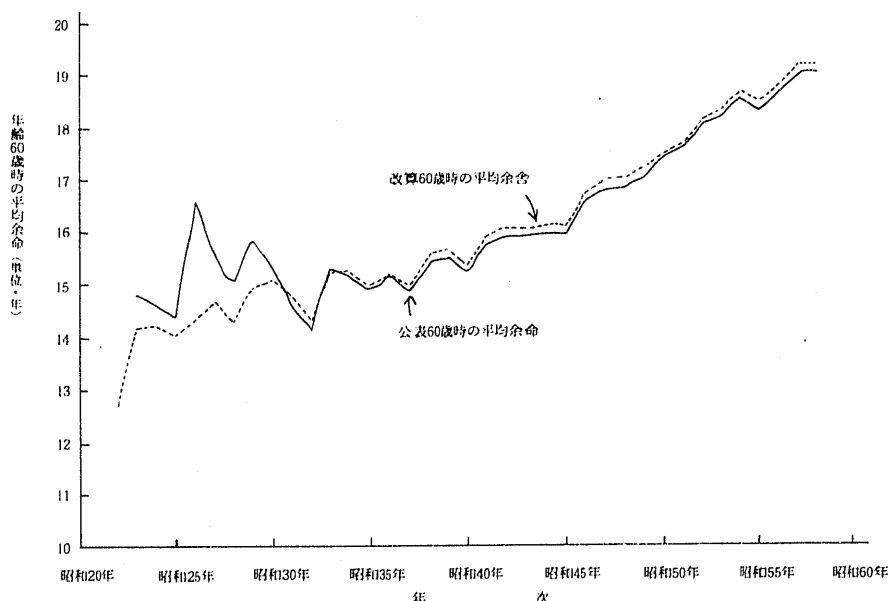
に出る傾向は変わらなかった。したがって，今回の改算結果から判断するかぎり，国勢調査年次ごとに平均寿命がいくぶん低目になる理由を国勢調査の調査漏れに求めることはできない。

なお，今回の改算人口を用いた平均寿命の値は昭和30年以前を除くと公表値よりも0.1～0.2年高かったが，これは，ほとんどすべてのコーホート人口において改算人口が公表人口を上回り，毎年の年齢別死亡確率の改算値が公表値をわずかずつ下回ったためと考えられる。ところが，昭和30

年以前の平均寿命をみると、逆に公表値が改算値を上回っており、最大で2年ほどの開きがみられる。両者の分母人口から判断すれば、昭和30年以降と同様の違いがあるのだから、公表値が改算値を下回るはずである。両者が用いた死亡データにはほとんど差がないから、問題は平均寿命の算出方法（つまり生命表の作成方法）いかんということになる。

そこで、両者間でいくつかの年齢ごとの平均余命の推移を比較してみると、公表生命表の高年齢の平均余命の推移が昭和30年頃まで著しく不規則であることが分る。たとえば60歳時の平均余命の推移をみると（図8）、改算値は昭和22年以降一貫して上昇傾向をみせているのに対して公表値は昭和

図8 公表生命表と改算生命表（出生ベース）の60歳時平均余命：男子



20年代にむしろ低下傾向にあるかのごとくみえる。当時の社会経済環境の変化、医療、公衆衛生水準の改善状況から考えると、平均余命が低下することはおよそ考えられず、この限りで、当時の公表値の算出方法に問題があったことをうかがわせる。公表値の高年齢の平均余命がとくに高目に計算されているところからみると、当時の公表生命表作成の際、高年齢の死亡確率の補外方法に若干問題があったのではないと思われる<sup>11)</sup>。

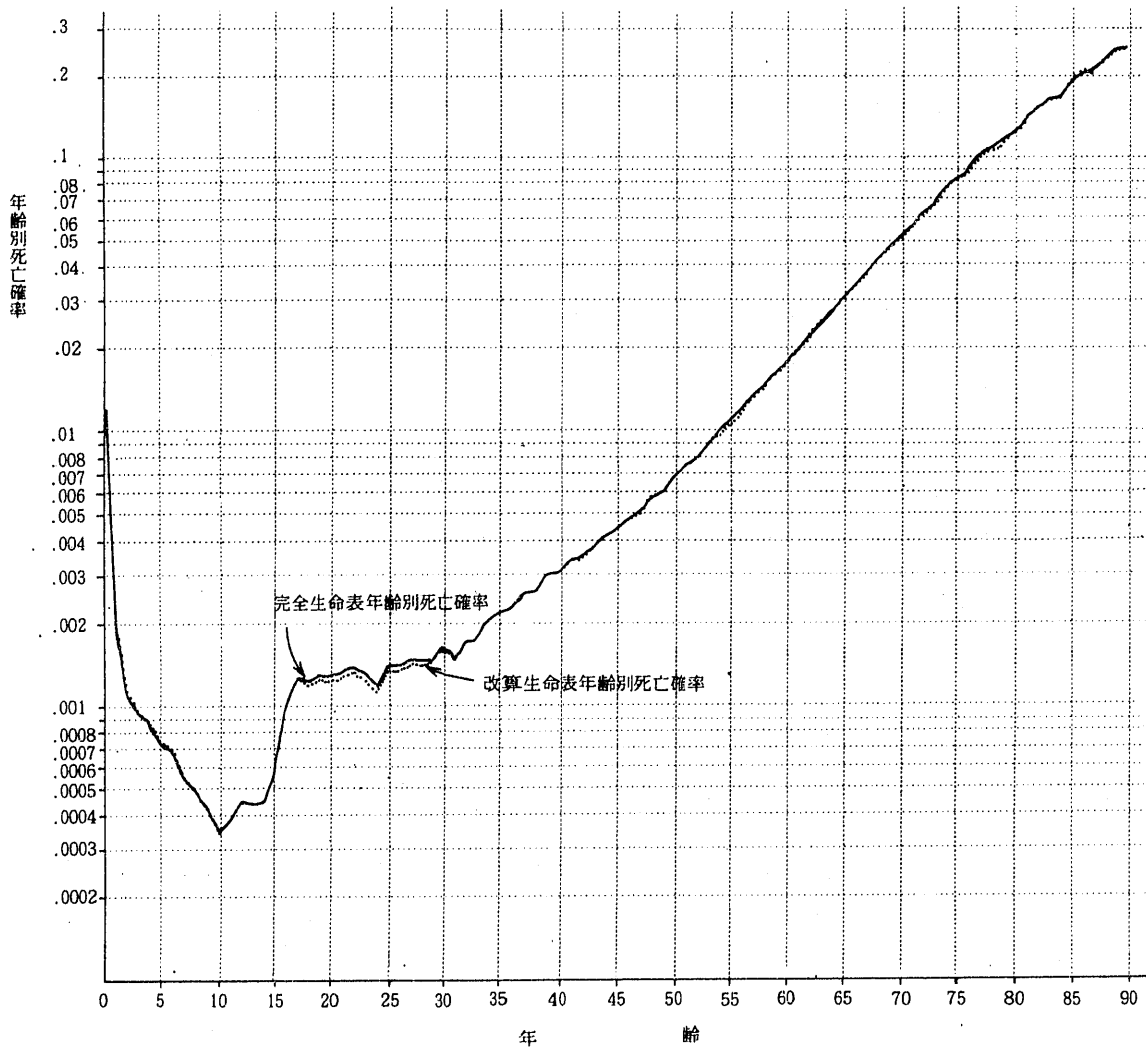
わが国の毎年の年齢別死亡確率のパターンを通観すると、

他の先進諸国のパターンとは異なり、10歳代の後半から20歳代のところでやや不自然な盛り上りを見せている。この傾向がとくに男子の場合に著しいところから、それがこの年齢層の分母人口の過小評価によるみかけ上の山ではないかという疑問があった。

確かに人口改算の結果、国勢調査における男子青年層人口の調査漏れは他の年齢層に比べて大きいことが分った。また、改算人口を用いた20歳代の死亡確率を公表のそれと比べると、いずれの年次においても前者が後者を下回った。しかしながら、図9にみられるとおり改算値においても10歳代後半から20歳代の盛り上りは消えなかった。したがって、今回の分析結果から判断するかぎり、わが国の死亡確率の年齢パターンにみられる青年層のコブは国勢調査の精度の問題から生じるみかけ上のものではないと結論せざるをえない。

11) 昭和20年代の公表生命表における高年齢部分の補外方法の問題点について、詳しくは注1)に示した報告書を参照のこと。

図9 完全生命表と改算生命表（国勢調査ベース）の年齢別死亡確率：1970年，男子



## VI 要 約

本研究においては、戦後日本人人口（男女年齢各歳別）の改算を行い、さらにその改算人口を用いて戦後の出生率ならびに生命表の改算を行った。人口改算の方法としては、戦後7回の国勢調査に基づく最大コーホート人口を基点として人口動態（死亡ならびに国際人口移動）を前後に積み上げる方法と、戦後の出生コーホートについては毎年の出生数を基点として人口動態を積み上げる方法をあわせて採用した。このような方法を採用したのは、少なくとも戦後についてはわが国の人口動態に関する統計の精度がきわめて高いと考えたからである。本稿では改算人口と改算人口動態率を用いて公表の日本人人口ならびに人口動態率の評価を試みた。検討の結果を要約すると以下の通りである。

(1) 人口動態を積み上げるコーホート要因法による人口改算の最大の問題点は国際人口移動統計が不十分なことである。戦争直後の大量の引揚人口はもちろん、その後の出入国人口についても男女年齢各歳別のデータを直接得ることはできないため、かなり大胆な仮定をおいて推定せざるをえなかった。今後、この種の人口推定や将来人口推計のためにも国際人口移動統計の整備が望まれるところである。

(2) 改算人口を基準にして各回の国勢調査人口を評価すると、総人口の調査漏れ率は高度経済成長の時期には1.2%前後に達したと思われる。男女年齢別にみると男子の20歳代の前半の調査漏れ率は高度経済成長期には5%前後に達したと考えられる。

(3) 最大コーホート人口からの「推定出生数」を基準にして戦後の「届出出生数」を評価すると、若干の年次を除けば差率は1%以内であった。ただし昭和40年代の「推定出生数」の性比は106前後



であるのに対し「届出出生数」の性比が107前後に上昇しているのは、この時期の出生統計の入力ミスによるものと推測される。

(4) 公表の出生率は歴年の出生数を分子に10月1日人口を分母にして計算されているが、このような計算方法では、出産適齢期人口の年齢構造がピラミッド型（あるいは逆ピラミッド型）の場合に過小評価（あるいは過大評価）される。その大きさは、TFRで1%程度である。

(5) 同じく10月1日人口を分母にして出生率を計算すると、出生数が短期的に大きく変動した時期の出生コーホートが出産適齢期に入ってくる場合、その年齢層の出生率が（±10～14%の誤差で）過大あるいは過小となる。

(6) 公表の平均寿命の年次推移をみると、国勢調査年次で一般的上昇趨勢から外れて低くなる傾向があるが、これは国勢調査の調査漏れによる誤差ではないかとの疑いがあった。しかしながら改算生命表においても公表値の年次推移にみられるパターンは変わらず、この問題は未解決のまま残された。

(7) 昭和30年以前の公表生命表における高年齢の平均余命の推移は大きな不規則変動をとともなう低下傾向をみせている。改算生命表では昭和22年以降ほぼ一貫して上昇傾向がみられることから判断すると、この時期の公表生命表の作成方法（ことに高年齢の死亡確率の補外方法）に問題があったことを伺わせる。

(8) 公表生命表の年齢別死亡確率のパターンにみられる男子青年層のコブは、この年齢層の分母人口の過小評価によるものではないかとの疑いがあったが、改算生命表においてもこのコブは消えなかった。青年層の死亡確率の盛り上りは実際の死因構造に由来するとみるべきであろう。

最後に、本稿では紙数の関係で省略したが、コーホート出生率の算出にともなう問題について一言ふれておきたい。本研究は将来人口推計のためのコーホート出生率データの整備をひとつの目的とし、そのために毎年の年齢別出生率の分母人口を単一年次出生コーホートについて測定できるように工夫を試みた。しかるに、『人口動態統計』においては毎年の出生が母親の出生年別、年齢別に集計されていないため、それを出生コーホート別の出生数に分離することができない。そのため本研究においては便宜的な仮定を設けて出生コーホート別の出生数を推定せざるをえなかった。最近の出生力研究は期間出生率の分析からコーホート出生率の分析へと拡がりを見せており、しかもわが国最近の期間出生率の変動はコーホート出生率の分析視点を導入しなくては理解できないという認識が強まっている。毎年の年齢別人口、死亡データに加えて、出生データについても年齢別、出生年別の二重集計が望まれる次第である。

## Re-estimation of Population by Age and Sex, and Vital Rates in Postwar Japan

Makoto ATOH, Tatsuya ITOH, Shigesato TAKAHASHI, and Akira ISHIKAWA

In this study Japanese population by age and sex was re-estimated for the postwar years and both fertility and mortality rates were also re-estimated based on these revised populations.

Populations were estimated by the cohort component method: In postwar Japan seven population censuses were held between 1950 and 1980. The cohort populations by age and sex were estimated successively by adding the number of

in-migrants to and subtracting the number of deaths and out-migrants from a population of a certain age and sex based on each census as well as by subtracting the number of in-migrants from and by adding the number of deaths and out-migrants to that population. From among at most seven cohort populations estimated based on at most seven censuses, the largest one was selected as the best estimator of a cohort population.

This method for re-estimation was chosen not only because the census population was more or less under-enumerated and the extent of under-enumeration is varied by age but also because vital statistics in postwar years were considered to be almost complete and accurate. In the process of re-estimation of populations, however, it was found that the data on international migration were not so reliable as vital statistics and that the effect of international migration on the estimation of a cohort population were as large as that of deaths for some age-sex groups.

The under-enumeration rate of census populations was calculated by using the revised populations as a standard. It was estimated to be about 1.2 percent for the total populations of the censuses which had been held in the 1960's when Japan had experienced rapid economic growth accompanied by voluminous migration of youths. The under-enumeration rate for male populations aged 20's, the group with the highest rate of all the age-sex-specific groups, was about 5 percent in the same period.

Since every Japanese census has been held on October 1, the official mid-year populations have been approximated conventionally by populations measured on the date of October 1. Official birth rates have been calculated using such biased population as a denominator, so that they have been under- or over-estimated when successive birth cohorts which vary tremendously in cohort population size come in childbearing ages. Such bias in fertility measures disappeared when they were calculated by using our revised populations measured as the mean of January 1 populations of two successive years.

Based on the revised populations age-sex-specific death probabilities were re-estimated and life table functions were derived from them for the postwar years. According to a series of official life tables there was a downward trend with large irregularities in life expectancy at 60's before the middle of the 1950's. Judging from the fact that a reasonable upward trend showed up for the same period in a series of revised life expectancy at 60's, it was inferred that there was inadequacy in constructing official life tables for this period.

# 人口移動の食行動への影響

—ベイズ型コウホート・モデル分析の適用—

内 野 澄 子

## I 人口移動と食行動との関係に対する関心の動機

人口移動現象の人口学的分析あるいは人口移動の社会経済的要因分析は、人口移動に関心をもつ専門家によって行われてきた一般的領域である。しかし、人口移動がもたらす社会的、経済的、文化的影響に関する研究は比較的少ない。国際移民の社会的適応といった問題はかなり古くから行われてきていることは周知の通りである。しかし、人口移動が地域人口の食生活、あるいは特に移動人口の食行動にどのような影響をもたらすかについては、マクロ的あるいはミクロ的な実態調査を通じて、時系列的に体系的に研究されたことは全くなかったといつてよいであろう。少なくとも20年前にはこのような問題意識さえ一般になかったといえる。

筆者はこの問題について昭和35年以前から関心を持ち、研究に着手していたが、実際に論文の形で問題提起を行ったのは昭和39年であった（論文名：大都市におけるmigrantsとnon-migrantsの生活行動と意識<sup>1)</sup>）。このような人口移動という人口学的行動と食行動、特に主食パターンの選択という行動との間の関係について関心を持ち始めたのは、当然のこととはいえ日本における人口移動が異例的な速度で激増し始めたという事実に起因している。

それは、戦後の経済復興から高度経済成長への展開にともなって、国内人口移動が急激に増大し始めたのである。昭和30年代前半は約500万人余、後半に入るといっきょに600万人から700万人を越えるという爆発的な移動数の増加で、民族大移動とさえよばれるようになった。このような人口移動激増の主流は、地方と東京、大阪、名古屋の大都市を中心とする3大都市圏の間の移動（転入、転出）であることはいうまでもない。いいかえれば、地方人口、農村人口の大都市圏との交流の激増あるいはなんらかの都市化の影響を受ける人口の増大という現象である。移動数の比較的少かった昭和30年代の年平均500万人余がすべて農村から都市への人口移動ではないが、その大部分は大都市圏ならびにその他の地方の都市への移動であると考えられるので、この数字を便宜上利用すると10年間で延べ5000万人、昭和30年代後半の700万人をとってみると10年間で延べ7000万人にも達する。これらの移動数は、昭和30年の総人口8928万人の56%あるいは79%にあたる。

総人口の約80%にもあたる人口が都市への移動者であり、あるいは移動経験者であるということは、その社会的、経済的影響が部分的なものではなく、全国的な規模のものとなることが予想される。したがって、その影響は極めて広汎なものとなるであろう。筆者が抱いた問題意識は、このような移動経験の食行動への影響である。他方、農村からの大量の若い人口が都市に転入してくると、著しく異

1) 内野澄子、「大都市におけるmigrantsとnon-migrantsの生活行動と意識」、『人口問題研究』、第92号、1964年9月、pp. 43~52.

なった生活環境，社会環境の中で当面する直接的な課題は，食生活と都会の言葉に対する適応のそれであった。高度経済成長の初期の時代において，おふくろの味とふるさとの言葉（方言）の中で育った中卒の集団就職者が大都市での食生活と都市の言葉になじめず，いち早くUターンしたことが社会的な問題としてとりあげられたことがあった。もちろん，転入人口の大部分は都市の仕事と生活に適応していったことはいままでのない。

しかし，筆者の問題意識は，このようなぼう大な移動人口の都市の食生活への適応過程において，どのような食行動をたどっていったのか，いかえれば，都市の定着者人口と転入してきた移動人口との間の食行動の差異，特徴にあったのである。顕著な特色をもった食行動パターンが移動人口に見出されるとすれば，移動人口の規模が極めて大きいだけに，日本人の食生活自体の変革に影響を及ぼすことも可能であると予想された。そしてまた同時に，そのことは日本人の食料需給内容の決定にも大きな影響力をもつものと考えられ，その研究の意義の重大性を痛感するに至ったのである。

このような移動人口と食行動の研究に関連して，筆者が特に重点をおいて調査研究を開始したのは，主食パターンの構造であった。副食品の内容，構造については極めて複雑であり，そのパターンを規定することは必ずしもよいでないという理由と共に主食パターンの構造自体が副食品の傾向のある程度反映するという前提条件の下に，主食パターンの分析に終始一貫して集中する方針をとってきた。また，日本人の食行動が多様化してきたが，主食という概念を中心として食行動を代表させることは，日本人の伝統的な食行動を研究するにはむしろ有意義であると考えたからであった。

## II 移動行動の主食パターン選択行動への影響の発見

以上のような発想にもとづき，筆者は移動経験者の主食パターン選択行動の特徴についての調査研究を開始した。特に，研究所の現地調査に際しては，その研究課題が人口移動や食生活と直接関係のないような場合においても可能な限り，主食パターンについての調査項目を追加することによって移動行動の影響について分析を繰り返し行ってきた。

主食パターン選択行動が移動経験によって影響を受けることを明らかにするためには何よりもまず，移動人口と移動経験のない定着人口との比較研究を行うことである。このような研究は前例がないだけに，既存の資料は全くなかった。したがって，もっぱら研究所の現地調査に頼らざるを得なかったのである。

このようにしてまず得られた最初の重大な知見は，移動経験者にみられた主食パターン選択行動が定着者のそれに比較して明らかに異なっているという事実であった。主食パターンの分析に際して特に留意した点は，1日3回の食事を単位として主食パターン区分を行ったことである。1回の食事だけを単位とすることはパターン分析には適当でないと考えた。つまり1日3回の食事を単位とすることは，主食パターンの配分が1日をサイクルとして行われているという前提に立っている。

移動経験者の1日3回の食事における主食パターンが，定着者のそれに比較して3食米飯パターンの低率，朝パン・昼夕米飯パターンの高率によって特徴づけられることを発見した。いかえれば，転入移動者には転入先地域の定着人口よりも，3食米飯パターンをとるものの減少，朝パン食パターンをとるものの増大という積極的な主食パターン選択行動がみられるということである。

このような移動人口の主食パターン選択にみられた強い行動の普遍性を確認するため，筆者は調査を次のような方向に拡大強化していった。第1は，調査対象地域の多様化と拡大，第2は，移動人口の社会経済的属性のコントロールによる検証，第3は，全国的サンプルによる調査である。

昭和51年の人口問題研究所現地調査「地域人口移動に関する調査」<sup>2)</sup>は全国的なサンプル調査であ

2) 厚生省人口問題研究所，『昭和51年度現地調査 地域人口移動に関する調査報告』，1977年5月，pp.31～44。

るが、ここでの主食パターンの調査結果は、移動経験者の3食米飯パターン率が定着者よりも低いこと、朝パン食・昼夕米飯パターン率は反対に移動経験者において高いこと、そしてこのような基本的な主食パターン選択行動は、年齢、職業、学歴等の要因によって攪乱されないことが明らかとなった。いかえると、年齢、職業、学歴においてそれぞれ主食パターン選択行動に特徴がみられるが、その特徴の中でも移動経験者と定着者の主食パターン選択行動の特徴が一貫して維持されているということである。たとえば、年齢という属性でみると、高い年齢ほど3食米飯パターン率が高くなるという傾向がみられるが、この年齢別傾向の中で移動者、定着者に区分してみると移動者の方が定着者よりもこのパターンをとるものの割合が低いという移動経験の主食パターン選択行動への影響が貫かれている<sup>3)</sup>。

### Ⅲ 人口移動要因の影響度定量化の分析

移動経験が主食パターン選択行動に影響を与えることは十分に立証することができたが、主食パターン選択行動に影響を与える要因は、移動経験の有無ばかりでないこともたしかである。すでに今までの調査分析において年齢、職業、学歴等が主食パターン選択行動に影響をもたらすことも明らかにされてきた。そこで、これらの主要要因についての影響度について定量化分析を行うことが必要となってきた<sup>4)</sup>。

基礎データは昭和51年調査の全国サンプル調査結果である。方法としては林の外的基準のあるばあいの数量化理論Ⅰ類を用いた。外的基準に3食米飯パターン率をとり、それに影響を及ぼす要因として、年齢、移動、学歴、職業の4つをとりあげた。これらの要因と3食米飯パターン率との関係を重相関係数でみると総数では0.407であってそれほど高い値ではないが、その種の解析においてはかなりあてはまりがよいと考えられた。さらに、年齢別に重相関係数を計算してみると、各年齢の差はそれほど大きくなかった。

次に、3食米飯パターン率に対する各要因の寄与の程度を偏相関係数でみた結果、総数では学歴がもっとも大きな値を示し、次いで移動、職業の順位となっていた。しかし、この3つの要因はほぼ類似した寄与の程度を示したのである。年齢の寄与の程度は予想外に低い値であった。

そこで年齢を除外して偏相関係数を求めてみると、それぞれの年齢グループの社会経済的特性による注目すべき差異がみとめられた。

以上の定量的分析結果からえられたもっとも重要な点は、従来一般に予想されていなかった移動経験という行動が他の社会的、経済的、文化的要因に劣らず、主食選択行動に影響力をもっているという事実が明らかにされたことである。

### Ⅳ コウホートからみた移動経験と主食パターン選択行動

#### —「時代」要因の影響への認識とベーズ分析への着想—

主食パターン選択行動に影響を与える移動要因の影響力については、林の数量化理論Ⅰ類によって

- 3) 内野澄子、「人口移動の動向と食生活構造変動」、『人口問題研究』、第143号、1977年7月、pp. 15~29。  
内野澄子、「人口移動と主食パターンの世代構造的分析」、『人口問題研究所年報』、第22号、1978年1月、pp. 13~16。  
内野澄子、「移動人口の居住期間別主食パターン」、『人口問題研究』、第146号、1978年4月、pp. 18~52。
- 4) 内野澄子、「栄養・食生活からみた日本人の資質の変化と展望」、『人口問題研究』、第154号、1980年4月、pp. 31~37。Sumika Uchina, "Migratory History as a Factor influencing Dietary Habit", *Japanese J. Human Ergol.*, vol.8, 1979, pp.117~123。

定量化を試みることによって、その影響をさらに検証することができた。

いくたの要因の影響の分析過程において、気付いたことは特定の時代の影響があるということである。それは後にのべる如く、この時代を代表する総合的指標として都市化を利用できるように考えられる。

特定の時代の影響の存在は、コウホート分析によってもあきらかにすることができる。このような認識は、次節のVにおいてのべるベーズ型モデル・コウホート分析への出発点となった。

ここで用いた材料は前項と同様昭和51年度実地調査結果の1部である。特に主食パターンの中でもっとも代表的な3食米飯パターン率(男)のみをとりあげることにした。調査における質問は、現在から過去の年齢にさかのぼり聞いたものである。したがって、若干の記憶誤差のあることは避けられないであろう。

分析データの例として、移動者および定着者についての3食米飯パターン率をコウホート別に作成したものが表1の標準コウホート表である。各項目の上段が移動者についての値を示し、下段のカッコ内の数字が定着者の値である。コウホート表の左上から右斜下に向って斜線の部分(破線でかこまれた部分)が同時代に共存する異なったコウホートをあらわしている。たとえば、左端上部の28.1%という数字は、昭和27~31年生れの(移動者)コウホートの20~24歳時の3食米飯パターン率を示しており、しかも時代でみると昭和51年(調査時点)にあたる。次の欄の第2行目は、昭和22~26年生れの(移動者)コウホートの25~29歳時の3食米飯パターン率42.6%であって、時代は調査時点の昭和51年に対応している。

また、縦軸はそれぞれのコウホートのそれぞれの年齢時における3食米飯パターン率の推移を示し

表1 標準コウホート表

コウホート

(単位:%)

年 齢	昭27年	昭22年	昭17年	昭12年	昭7年	昭2年	大11年	大6年	大元年	時 代
	昭31年	昭26年	昭21年	昭16年	昭11年	昭6年	昭1年	大10年	大5年	
20~24歳	28.1 (52.1)	51.4 (63.8)	64.5 (87.0)	69.6 (90.4)	76.8 (91.3)	81.5 (92.9)	81.4 (92.6)	88.6 (97.8)	94.0 (96.8)	昭11年
25~29歳		42.6 (59.3)	55.0 (82.6)	61.5 (86.4)	71.1 (90.7)	80.8 (93.4)	82.0 (96.5)	79.7 (94.4)	90.3 (96.3)	昭16年
30~34歳			47.8 (77.3)	53.4 (82.5)	66.0 (86.1)	73.9 (91.7)	80.2 (95.4)	79.7 (94.0)	84.3 (97.2)	昭21年
35~39歳				48.6 (78.1)	58.9 (83.0)	68.3 (87.6)	78.4 (93.7)	78.9 (95.3)	82.5 (95.4)	昭26年
40~44歳					57.0 (79.9)	60.6 (83.2)	68.0 (87.7)	72.4 (93.5)	77.9 (95.9)	昭31年
45~49歳						55.4 (80.0)	61.9 (84.9)	66.7 (91.4)	74.2 (95.0)	昭36年
50~54歳							59.1 (79.6)	61.8 (85.3)	69.1 (93.1)	昭41年
55~59歳								57.3 (83.2)	64.5 (89.9)	昭46年
60~64歳									63.6 (87.2)	昭51年

備考) 男子の3食米飯パターン割合を移動者、定着者別に示した。なお、( )内数値は定着者である。

ている。たとえば、右上隅の上段の大正元年～5年生れのもっとも古いコウホートは、昭和11年頃に20～24歳であって、その時の3食米飯パターン率は94%であったことを示している。このコウホートの集団は、20年後、すなわち昭和31年頃になると40～44歳になり、3食米飯パターン率は77.9%となっている。

したがって、このコウホート表にみられる如く、次の3つの見方をすることができる。

第1の見方は、左から右に向って平行の横軸であるがこれは、ある共通年齢時における異なったコウホートの3食米飯パターン率を示したものである。

第2の見方は、すでにのべた斜線部分であってこれはある特定年次（時代）、たとえば、昭和51年の調査時点におけるそれぞれの異なったコウホート（年齢は異なっている）の3食米飯パターン率を示したものである。

第3の見方は、それぞれのコウホートを縦軸に観察する方法であって、これは、あるコウホートが経過していったそれぞれの年齢時における3食米飯パターン率を示したものであって、実際のコウホートの歴史的变化を示している。

この標準コウホート表から移動者および定着者についての3食米飯パターン率について、いくつかの注目すべき傾向を読みとることができる。もっとも、その大部分はすでに今までの調査研究によって明らかにされたものである。

第1は、移動経験者と定着者の3食米飯パターン率の著しいちがいである。前者の3食米飯パターン率は低く、後者のそれは高いという一般的傾向は、すでに筆者の調査において早くから証明されていたものである。

第2は、この3食米飯パターンの選択は定着者において反応が弱く、高率が維持されているのに対して、反対に移動者では強い反応によってこの率が著しく低下するということである<sup>5)</sup>。いいかえれば、定着者は3食米飯パターンに対して強い執着性をもっており、新しい選択行動に対し、消極的、抵抗的であるのに対し、移動者は新しい主食パターン選択に対してはるかに強い反応を示す傾向があるということがいえる。

第3は、以上のような移動者、定着者の特徴をコウホートから観察すると、古いコウホートほど顕著にみられる。たとえば、大正元年～5年生れのコウホートについてみると、定着者の3食米飯パターン率は50～54歳になっても90%以上の高率にあり、55～59歳、60～64歳において始めて90%水準を割っているにすぎない。しかし、この古いコウホートでも移動者のそれは40～44歳（昭和31年頃）で80%を割り50～54歳以降は60%水準に低下している。

第4は、時代の影響ということである。特に3食米飯パターン率のめざましい低下傾向は昭和41年頃から始まっている。大正元年～5年生れのコウホートはこの時期には50～54歳であるが、移動者の3食米飯パターン率は始めて70%を割っており、また、その他のコウホートの異なつたいずれの年齢層でも70%以下を示している。昭和46年頃における20～24歳（昭和22～26年生れのコウホート）、25～29歳（昭和17～21年生れのコウホート）、30～34歳（昭和12～16年生れのコウホート）の移動者の3食米飯パターン率は50%に近い水準まで低下している。そして遂に昭和51年の調査時点においては、20～24歳、25～29歳、30～34歳、35～39歳のそれぞれのコウホートの移動者のそれはすべて50%以下に低下した。

第5は、時代の影響は定着者の3食米飯パターン率の低下にも影響を及ぼすに至ったことである。昭和46年頃に20～24歳（昭和22～26年生れのコウホート）のもの64%は別として、それまでのいずれのコウホートの年齢でも、いずれの時代においても定着者の3食米飯パターン率は少なくとも80%

5) 移動経験者の強い主食パターン選択行動について、じゅうらい「適応」という用語を使用してきたが、新しい環境での移動経験者のこの態度は「反応」(response)がより適切であると考えた。

図1 コウホート別にみた3食米飯パターンの分布  
(移動者 男)

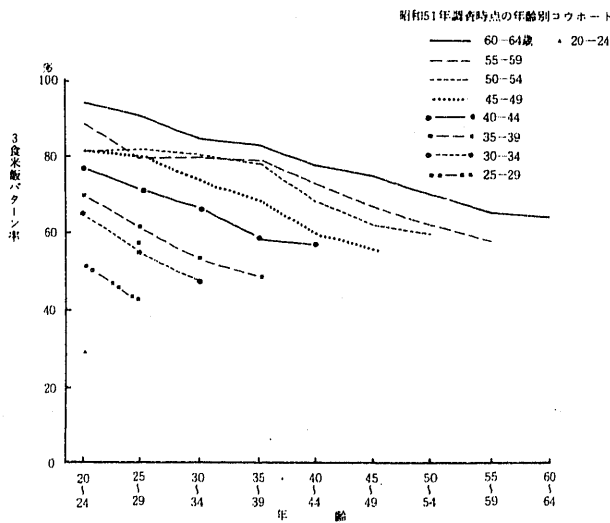


図2 コウホート別にみた3食米飯パターンの分布  
(定着者 男)

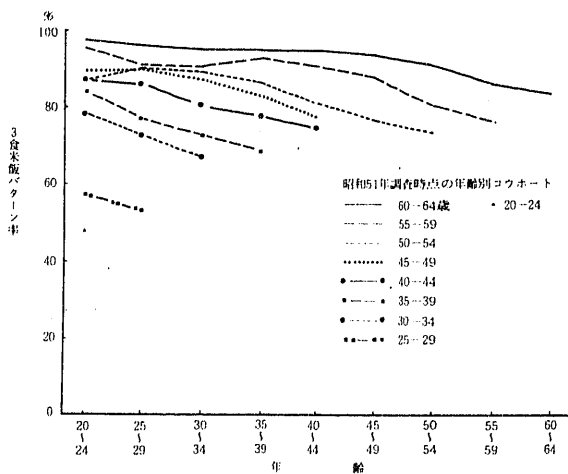
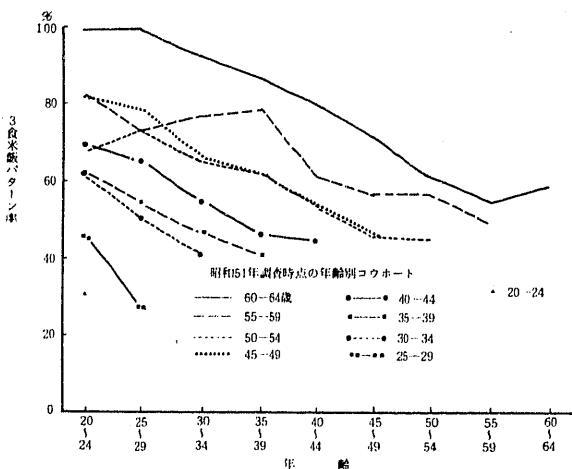


図3 コウホート別にみた3食米飯パターンの分布  
(大都市圏間移動 男)



以上であったが、この昭和46年頃のもっとも若い年齢層において始めて64%の低水準が出現し、その5年後の昭和51年には、20～24歳、25～29歳の若い年齢層で50%水準の低い3食米飯パターン率を示すに至ったのである。つまり定着者においてもようやく時代の累積的影響を現わし始めたといえる。ここでそれぞれのコウホート表（移動者、定着者、移動パターン別、居住地域別）をグラフに描いたものが図1～11の如くである。

移動者と定着者については既にのべた如くであるが、移動者ではどのコウホートについても出発点の20～24歳のもっとも若い年齢層から年齢が高くなるにつれて、3食米飯パターン率は高い水準から右下りに低下していること、同じ年齢でも若いコウホートほど低い水準を示していることが注目される。また古いコウホートでも年齢の増大にもなってこの水準が規則的に低下していることにも留意すべきであろう。定着者については、移動者のそれに比較してそれぞれのコウホートの3食米飯パターン率の高水準とその変化のかんまんであることが明らかに示されている（図1～2参照）。

次に移動パターンの観点からコウホート別の3食米飯パターン率の変化をみてみよう。

第1は、大都市圏間移動経験者のコウホート別に年齢別に3食米飯パターン率をみると図3の如くである。移動パターンとしては、都市化度のもっとも顕著な地域間の移動パターンであり、主食パターン選択行動への反応がもっとも著しいものとして特徴的である。

いずれのコウホートも若い年齢時の高い3食米飯パターン率から年齢の増加にともなってめざましい低下を示している。ただ、55～59歳のコウホート（大正6年～10年生れ）のみが例外的な特徴を示しているのである。出発点のもっとも若い年齢層の20～24歳の3食米飯パターン率は新しいコウホートほど低い。また昭和51年の調査時点において25～29歳のコウホートおよび20～24歳のコウホートの3食米飯パターン率の著しい低下が注目される。これを時期的にみると丁度昭和46年頃から51年にかけての5年間に対応している（図3参照）。



第2は、大都市圏と非大都市圏間の移動パターン（大部分が地方圏から大都市圏への移動である）であって、コウホート別にそれぞれの経過した年齢別に3食米飯パターン率を示すと図4の如くである。

大都市圏への移動者の主食パターン選択行動は、前述の3大都市圏間移動者に次いで強い反応を示している。図3と図4を重ね合わせて比較することによって容易に読みとれるであろう。

ここでも注目されるのは、昭和51年の調査時点において50～54歳コウホート（大正11～昭和1年生れ）の人達が35～39歳の年齢層であったときの3食米飯パターン率が、それ以前の若い年齢層であった時に比較してほとんど低下せず、それ以上の年齢層に達して始めて著しい低下を示していることである。他のコウホートは異なった動きを示していることに留意する必要がある。

第3は、非大都市圏間移動者の3食米飯パターン率のコウホート別観察である。これは移動経験者であるが、地方の中での移動であって大都市圏との間の移動経験をもっていないグループである。移動パターンの中では、3食米飯パターン選択行動においてもっとも反応が弱いグループである（図5参照）。この図をみると一見してその変化の少ないことと、3食米飯パターン率の高水準が維持されていることが理解される。

しかし、昭和51年の調査時点において20～24歳、25～29歳、30～34歳、35～39歳であるそれぞれのコウホートが、3食米飯パターン率の明らかな低下傾向をみせはじめたことが注目される。いかにいえば、移動経験者であっても、地方の中での移動者の主食パターン選択行動に対する反応が弱いこと、しかし最近になってようやく若い年齢層の移動者における3食米飯パターン選択に対する抵抗が現われてきたと考えられる。

次に、現在大都市圏または非大都市圏の居住者を対象として、なんらかの移動パターンを経験した者と移動経験のない定着者について、3食米飯パターン率をコウホート別に分析した結果をのべてみよう。

第1は、大都市圏居住の移動者と定着者の傾向である。その結果を示すと図6の如くであって、

図4 コウホート別にみた3食米飯パターンの分布（大都市圏と非大都市圏間移動 男）

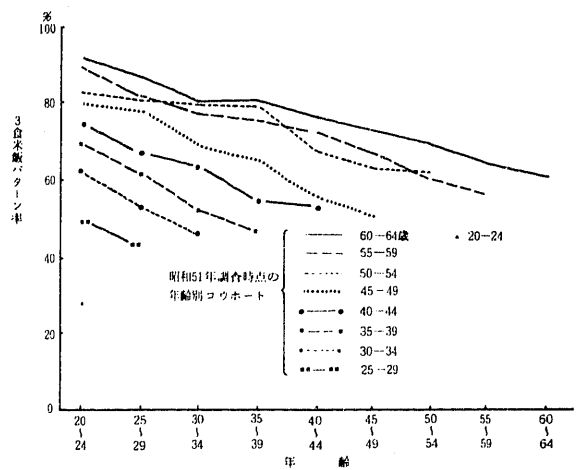


図5 コウホート別にみた3食米飯パターンの分布（非大都市圏間移動 男）

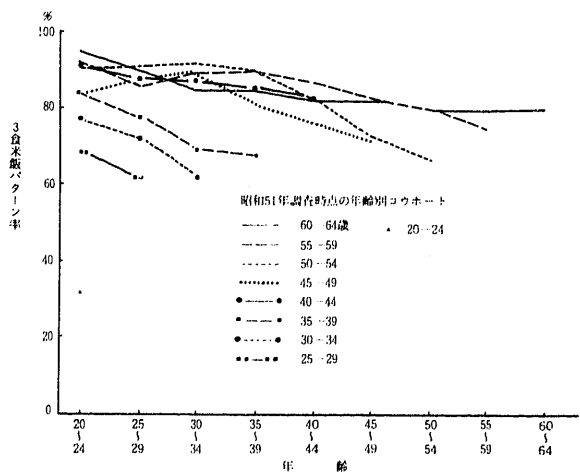
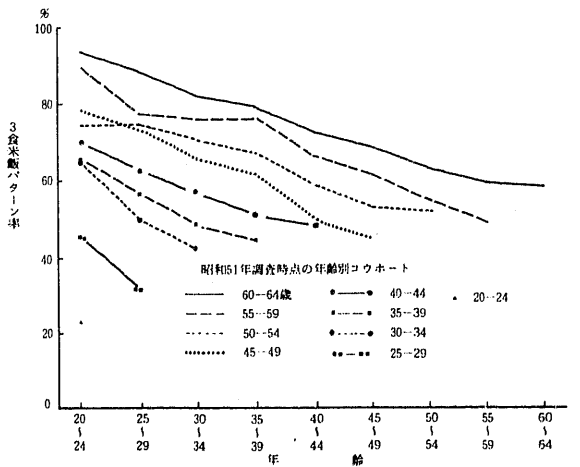


図6 コウホート別にみた3食米飯パターンの分布（大都市圏居住の移動者 男）



移動者の3食米飯パターン率のコウホート別の変化は、大都市圏間移動者(図3)のそれによく類似している。また、大都市圏の居住者で移動経験のない定着者についてみると図7の如くである。この大都市圏居住の定着者の3食米飯パターン率の低下は、同じく大都市圏居住の移動者(図6)に比較するとその動きははるかにかんまんである。ここで注目すべき点は大都市圏居住の定着者でも、次のべる非大都市圏居住の移動者、定着者に比較するとはるかに強い主食パターン選択行動(ここでは3食米飯パターン率減少の方向)を示していることであり、都市化の顕著な影響を見出すことができる。なお、参考のために大都市圏居住者全体(移動者と定着者を合せたもの)についても図8に示しておいた。

第2は、非大都市圏居住の移動者および定着者の3食米飯パターン率のコウホート別にみた特徴である。まず、非大都市圏居住の移動者についてみると図9の如くである。一般に3食米飯パターン率は高く、25~29歳、30~34歳、35~39歳の若いコウホートにおいても3食米飯パターン率は60%前後の高水準にある。また、大都市圏居住の移動経験者に対してはいうまでもなく、大都市圏居住の定着者に比較してもはるかに高いことが理解されるであろう。

しかし、留意すべき点は、非大都市圏居住の定着者と比較すると明らかに、非大都市圏居住の移動者の3食米飯パターン率が低くなっていることである。図10はこの非大都市圏居住の定着者を示したものである。

図7 コウホート別にみた3食米飯パターンの分布  
(大都市圏居住の定着者 男)

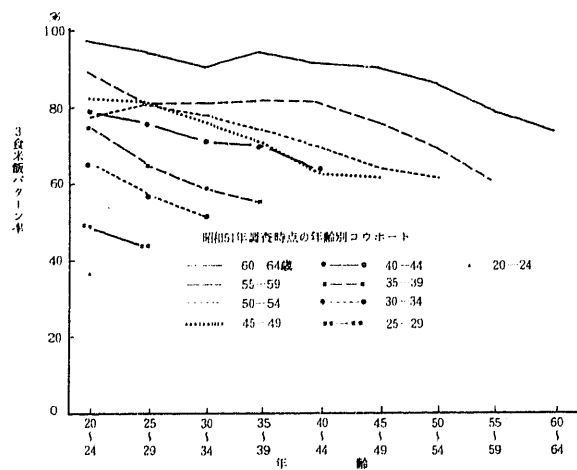


図8 コウホート別にみた3食米飯パターンの分布  
(大都市圏居住者 男)

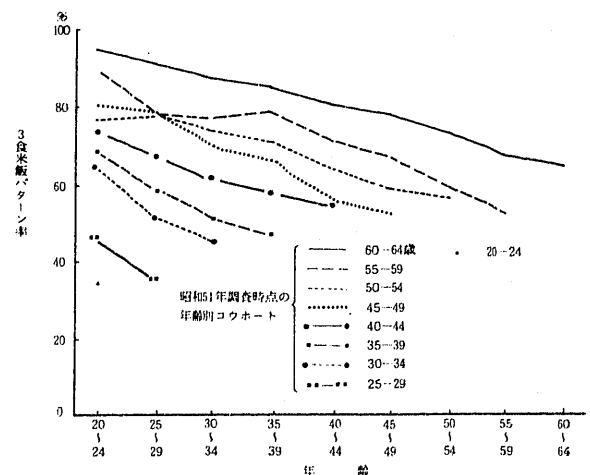


図9 コウホート別にみた3食米飯パターンの分布  
(非大都市圏居住の移動者 男)

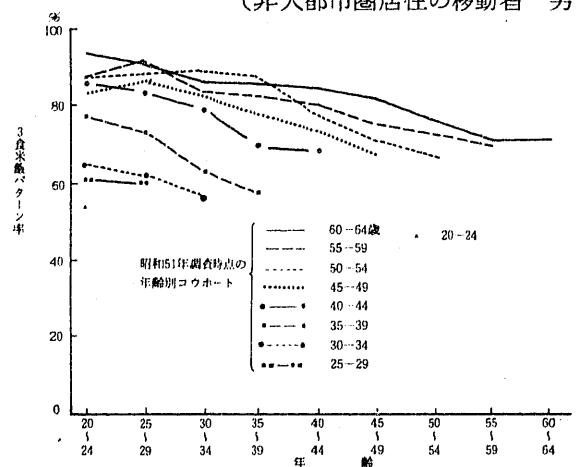


図10 コウホート別にみた3食米飯パターンの分布  
(非大都市圏居住の定着者 男)

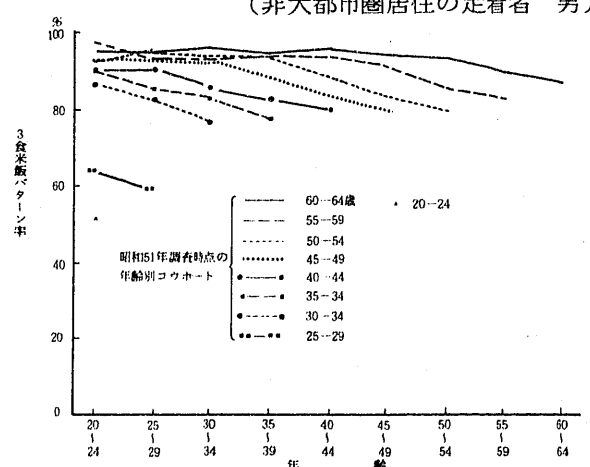
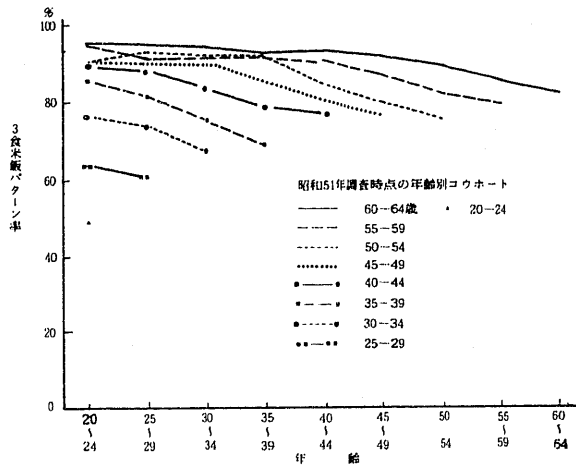


図11 コウホート別にみた3食米飯パターンの分布  
(非大都市圏居住者 男)



一般に高水準の3食米飯パターン率を示す非大都市圏居住の定着者の中でも、調査時点(昭和51年)に20~24歳、25~29歳のもっとも若いコウホートでは30歳以上のコウホートとは全く異なった主食パターン選択行動を示していることが注目される。つまり、30歳以上のコウホートとの間に明らかに主食パターン選択行動の断絶がみられることである。時代の影響がこの非大都市圏居住の定着者にも現われはじめたと理解することができよう。非大都市圏居住者全体(移動者と定着者を合せたもの)については図11に示した。

最後に、前述のコウホート別分析による3食米飯パターン率の変化を増減率の観点から行った若干の分析結果を示すと図12~14の如くである。

図12では男女を合せたものをコウホート別にそれぞれの年齢区分間における3食米飯パターン率の増減率を示したものである。

ここで注目すべき第1点は、昭和41~46年次いで昭和36~41年の時期における3食米飯パターン率の減少が著しいことである。25~29歳、30~34歳の若いコウホートでは昭和41~46年および昭和46~51年の経験しかないが減少率は特に顕著である。50~54歳、55~59歳の古いコウホートでは、終戦直後の昭和21~26年頃の若い年齢時期では3食米飯パターン率が増大しているばあいがある。特に、50~54歳のコウホートが20~24歳から25~29歳を経過した昭和21~26年には3食米飯パターン率の増加率は2%以上も増大している。これは戦争中の極端な米不足から徐々に回復しつつあった過程における米飯への強いあこがれの反映であったといえよう。

図13は移動者と定着者別(男)にみたものである。移動経験者の3食米飯パターン率の著しい減少とそれがコウホートによって若干異なるが、昭和41~46年、昭和46~51年、昭和31~36年、昭和36~41年の高度経済成長期に生じていることを示している。

図12 昭和51年(調査時点)の年齢別コウホート別にみた3食米飯パターン率の増減(男女計)

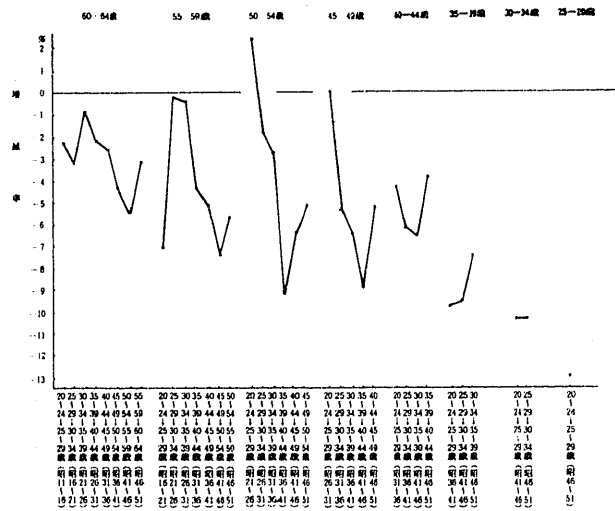


図13 昭和51年(調査時点)の年齢別コウホート別にみた3食米飯パターン率の増減—移動者と定着者の比較—(男)

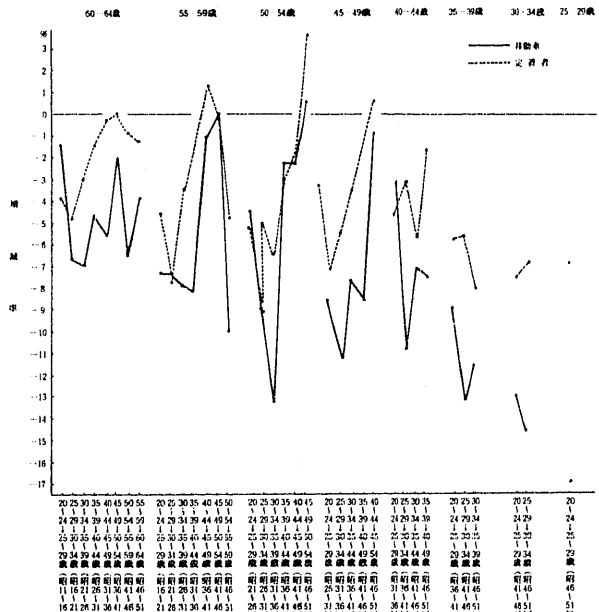


図14 昭和51年（調査時点）の年齢別コウホート別にみた3食米飯パターン率の増減

—移動パターン別比較—（男）

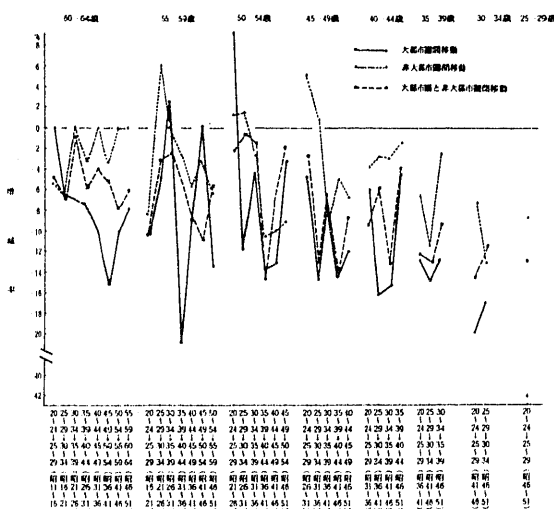


図14は移動パターン別（男）に3食米飯パターン率の増減率を示したものである。減少率が際立って著しいのは大都市圏間移動であり、次いで大都市圏と非大都市圏間移動である。また、もっともかんまん傾向がみられるのは非大都市圏間移動である。3食米飯パターン率の著しい減少はやはり高度経済成長期であり、特に昭和36～41年，昭和41～46年において顕著にみられる。

## V ベイズ型コウホート・モデルによる分析<sup>6)</sup>

人口移動が食行動に及ぼす影響という問題意識から出発して、移動経験要因の主食パターン選択行動への影響を筆者の研究過程にしたがって分析してきた。主食パターン選択行動に及ぼす移動要因の影響の存在を確認すると共に他の要因との関連が新しい課題となっ

た。林の数量化理論1類による分析によって、移動要因とその要因の主食パターン選択行動への影響の関連をある程度量的に分析することができた。次いで、IVでのコウホート分析は新しい研究課題をもたらした。それは、主食パターン選択行動に対し、コウホートのもっている特性、年齢のもっている特性、時代のもっている特性がそれぞれ影響をもっていることが予想されるが、それを確認するためにそれぞれの要因を分離してそれぞれの影響を考察することができないかという課題である。これに答える1つの有力な方法は最近コウホート分析において注目されるに至ったベイズ型コウホート・モデルによる分析方法である<sup>7)</sup>。分析結果を要約すると次の如くである。

なお、このモデルは年齢、コウホート、時代という3つの要因の効果が測定されている。年齢効果というのは、人生の諸段階に応じて主食パターンの選択が変化していく成分であり、コウホート効果はそれぞれの出生コウホートのもっている異なった成長環境の差異が生涯にわたって主食パターン選択に影響する効果を意味している。また、時代効果は特定の年齢や特定のコウホートだけの影響ではなく、それぞれの時代の変化—たとえば終戦直後の時代とか高度経済成長期といった時代—の影響が集団全体の主食パターンの選択の方向に反映することを意味している。

6) 中村 隆,「ベイズ型コウホート・モデル—標準コウホート表への適用—」,『統計数理研究所報』,29(2),1982年,pp.77~96. 中村 隆,「新しいコウホート分析について(1)~(3)」,『中央調査報』,No.297~299,1982年. N・D・グレン著,藤田英典訳,「コウホート分析法」,『人間科学の統計学』,10,朝倉書店,1984年,pp.109~114.

7) 最近までは3要因に分離することは原理的に不可能とされていたが,1982年中村隆によってベイズ型コウホート・モデルが開発され,3要因の分離が可能となったのである。ここで用いた方法は以下の如くである。

〔方法〕第kコウホート(調査時点の年齢層が対応)の過去の第i年齢区分時におけるある主食パターンの比率 $P_{ik}$ を, $\ln P_{ik} / (1 - P_{ik}) = \mu + \mu_i^A + \mu_j^P + \mu_k^C$ のように分解する(ここで, $\mu$ は総平均, $\mu_i^A$ は年齢効果, $\mu_j^P$ は時代効果, $\mu_k^C$ はコウホート効果である)。このようなコウホート・モデルでは識別問題が存在し,解が不定であることが知られている。これに対処するために,隣り合うパラメータの値が漸進的に変化するという条件を取り込んだベイズ型モデルによってパラメータを推定する。

なお,ベイズ型コウホート・モデルを用いての分析にあたっては,文部省統計数理研究所,中村隆先生の終始御懇篤なご指導とご協力を賜りましたことに対し厚くお礼申し上げます。また,分析結果につきましては,日本栄養・食糧学会において第38回(1984年)は「主食パターン決定要因の分析—ベイズ型コウホート・モデル適用—」,第39回(1985年)には「主食パターン決定要因のコウホート分析—移動人口と定着人口との比較」と題して中村隆先生と共同の研究報告を行ったことを付記し,深謝の意を表します。

分析結果を図示すると図15-1～15-5の如くである。まず、図の見方についてのべると、左側に時代効果、真中に年齢効果、右側にコウホート効果を示している。値はそれぞれの効果の中での相対的大きさを示している。図の中央の0（各アイテムごとにパラメータの平均が0になるように規準化してある）よりも上のプラス側ほど分析対象とする比率が大きくなることを表している。また、0より下のマイナス側ほど比率が小さくなることを表わしている。なお、効果の大きさはロジット尺度上の値であって、それが何%の変化に相当するかということとは直接には対応していない。

図15-1は、移動者および定着者についての分析結果を示したものである。ここでもっとも重要な結果は、移動者も定着者も時代効果が大きいこと、そして戦後における主食パターンの著しい減少傾向がみられることである。この傾向は定着者よりも移動者においてより顕著である。つぎに、コウホート効果があり、若いコウホートほど減少がみられる。また、移動者よりも定着者においてコウホート効果はやや大きくなっている。これに対して年齢効果はほとんどないことがわかる。移動者と定着者ともにみられる傾向である。

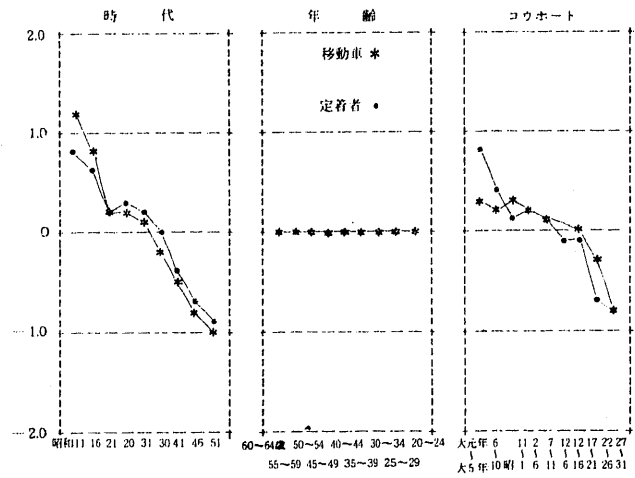
次に移動パターン別みると図15-2の如くである。時代効果、年齢効果、コウホート効果の傾向は前述と同様である。ここで注目される傾向は、時代効果の影響は3つの移動パターンの中で大都市圏間移動パターンにおいてもっとも強く現われ、次いで大都市圏と非大都市圏間の移動、そしてもっとも時代効果の弱いのは非大都市圏間移動である。

以上の移動パターンによるちがいは、すでに立証してきた点であるが、さらにベイズ型コウホート・モデルによる分析においても確認されたことは重要な意味をもっている。

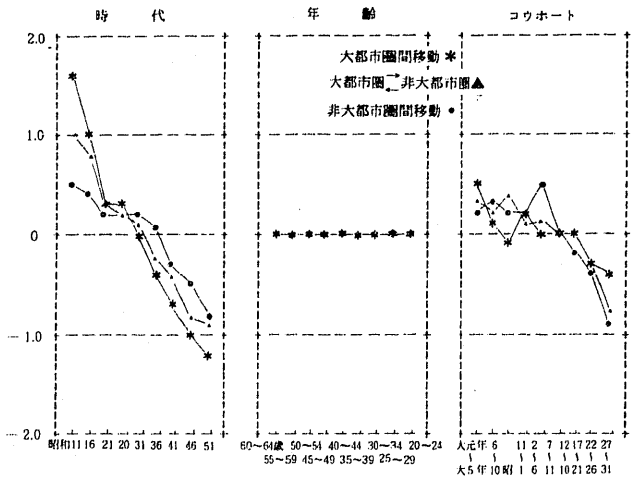
次に大都市圏居住の移動者および定着者についてみると図15-3の如くである。3つの効果の傾向は前述と同じであって、年齢効果はほとんどみられない。時代効果はもっとも著しいが、特に大都市圏居住の移動経験者で変化が大きく

図15 ベイズ型モデルによる3食米飯パターン率のコウホート分析結果

1. 移動者および定着者



2. 移動パターン別



3. 大都市圏居住の移動者および定着者

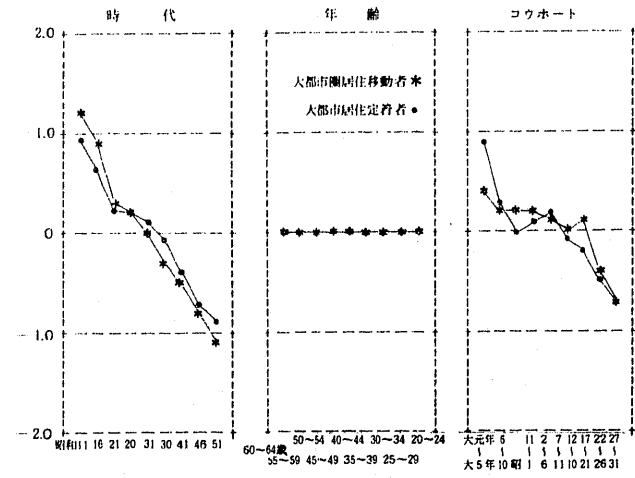
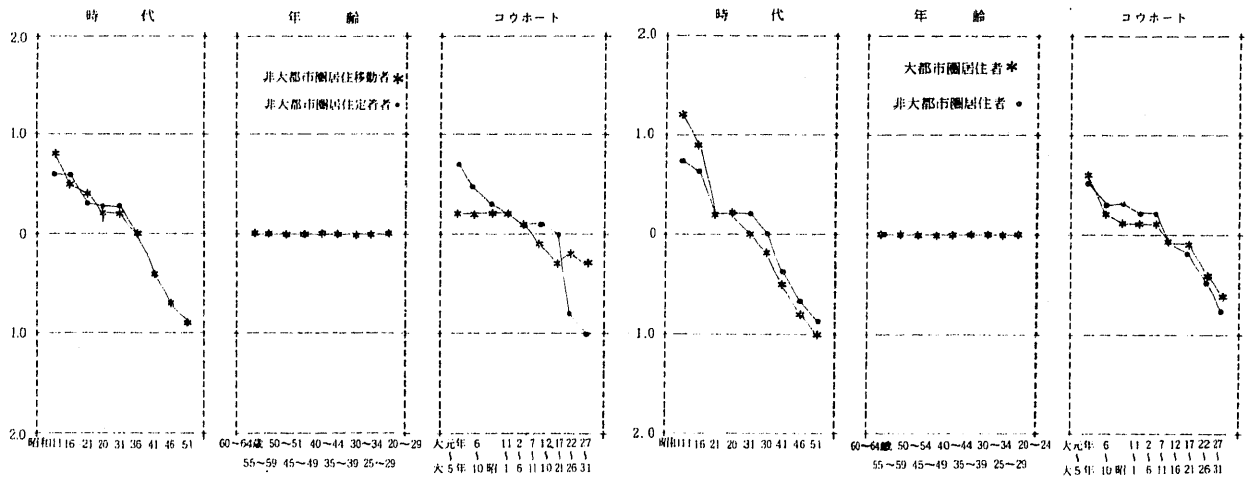


図15 (つづき)

4. 非大都市圏居住の移動者および定着者

5. 居住地別



なっている。コウホート効果は移動者よりも定着者で変化がみられる。

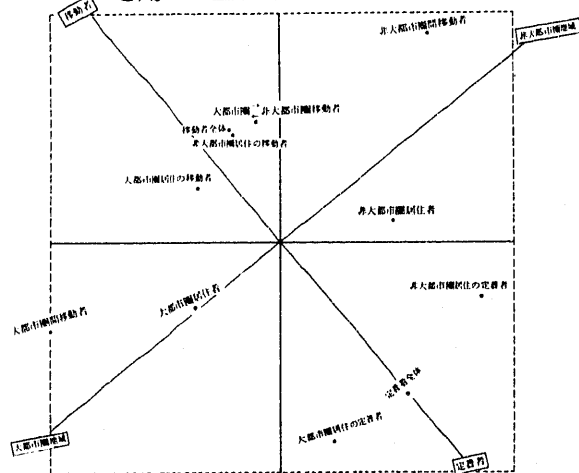
次に非大都市圏居住者の移動者および定着者別に3つの要因の効果をみると図15-4の如くである。これらの傾向は前述のばあいとはほぼ同様に、年齢効果はほとんどみられない。そして時代効果ももっとも大きくなっている。コウホート効果については、ここでも移動者よりも定着者で変化の幅が大きい。

ここで注目される点は、非大都市圏居住の移動者および定着者に対する時代の効果にはほとんど差がみられないということである。地方圏という都市化のおくれた地方の中では、移動者、定着者のいずれに対しても、時代の影響は同じように作用することを示唆している。

最後に居住地別にみると図15-5の如くである。3つの要因の効果は前述と同様である。時代効果が最大であり、コウホート効果がこれに次いでおり、年齢効果はほとんどみられない。3食米飯パターン率に対する時代効果は、大都市圏居住者において早くから生じており著しい変化がみられる。しかし、コウホート効果をみると戦後コウホートでは大都市圏居住者よりも非大都市圏居住者の3食米飯パターン率減少への影響の方が大きい。

以上移動者と定着者、移動パターン別、居住地域別の分析結果を述べてきたが、ここで分析結果を整理し総括する意味で、ベイズ型コウホート・モデルの分析結果の値を用いて主成分分析を行ったが、

図16 ベイズ型コウホート・モデルの分析結果を用いた主成分分析



その結果を示すと図16の如くである。1軸の説明力が非常に大きく93%近くを説明できる。1軸の右側(プラス側)ほど時代効果の変化が比較的小さくなるパターンが集まり、左側(マイナス側)ほど時代効果の変化が大きいパターンが集まっている。2軸の方向は、ほとんど意味がない。また、さらにコウホート分析結果の配置をみると、左下から右上に大都市圏地域と非大都市圏地域を分ける軸を引くことができ、左上から右下に移動者と定着者を分ける軸を引くことができる。

ここでベイズ型コウホート・モデルの分析結果を改めて要約すると次の如くである。

第1は、主食パターン(3食米飯)に及ぼす影響

は時代効果による変化がもっとも大きいこと。

第2は、時代効果は、定着者よりも移動者において反応が著しいこと。

第3は、移動パターンの中でも大都市圏間の移動者において、3食米飯パターン率の減少という行動への反応がもっとも強くかつ早いこと。

第4は、居住地についてみると、大都市圏居住者の3食米飯パターン率の減少という行動への反応が地方圏（非大都市圏）の居住者よりもはるかに早いということである。

## VI 結論：人口移動と人口都市化

人口移動の食行動への影響という問題意識から出発して、主食パターン選択に対する移動経験者の反応を確認してきた。その過程において得られた重要な知見は次の如くである。

(1)移動パターンのいかににかかわらず移動経験者は、定着者よりも主食パターン選択に対し強い反応を示すこと。

(2)都市化の著しい地域に関連した移動者の反応は強い（3大都市圏間移動者は最高の反応）。

(3)都市化の低い地域に関連した移動者の反応は弱い（地方の定着者の反応は硬直的でもっとも弱い）。

(4)都市化の高度な地域の定着者は、都市化のおくれた地域の定着者に対してはいうまでもなく、地方の内部移動者よりも反って強い反応を示す。

以上のことは、移動経験者の主食パターン選択に対する強い反応のあることと、同時に都市化という基本的条件の主食パターン選択への影響のあることを示唆している。いいかえれば、戦後における巨大な大都市圏形成といった都市化が生じなければ、このような異なった主食パターン選択行動は発生しなかったかも知れないということである。

Vでのべたベース型コウホート・モデルを用いた分析では、3食米飯パターン選択行動において、時代効果の影響のもっとも大きいこと、次いでコウホート効果の影響の相対的な大きさと共に年齢効果の影響がほとんどみられなかったことを明らかにした。時代効果の影響のありうることは、IVにおいてもすでに指摘したが、ベース型コウホート・モデルを用いた分析においても時代効果は最大の要因であることが明らかになった。

ここで問題となるのは「時代効果」の「時代」の意義である。第2次大戦後の時代を特徴づける最大の変化はいうまでもなく国際的にも異例的な高度経済成長にある。この高度経済成長、産業構造の高度化がひき起したものは、民族大移動とよばれる巨大な人口移動である。昭和30年代後半から昭和40年代前半（ほぼ1960年代）にかけて、全国の各地方から東京、大阪、名古屋を中核とする大都市圏への流入人口は年平均120万人であった。昭和36年から47年までの12年間のこの流入人口は1425万人に達した。全国の大部分の農村県は人口流出を通じて人口減少県となった。昭和30年の市部人口は全国人口の56.1%にすぎなかった。しかし、15年後の昭和45年にはいっきょに72.1%に達し、この間の市部人口は5053万人から7543万人へと2500万人に近い増加、50%（49.3%）に近い増加率を示した。

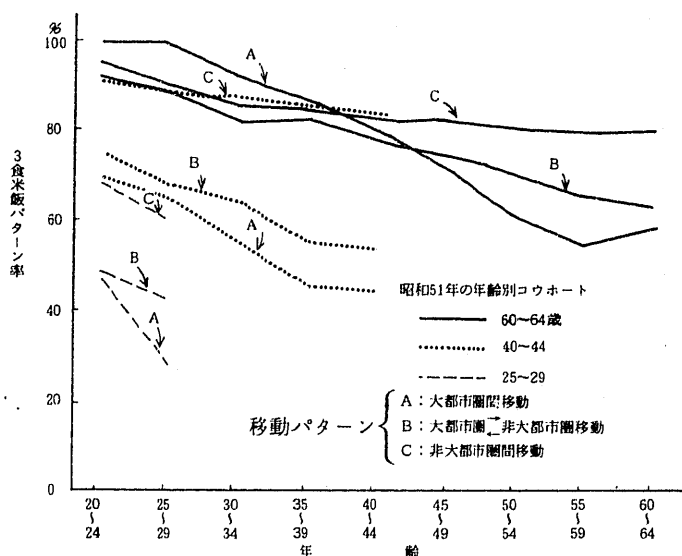
このようなぼう大な人口移動、全国的都市化の過程は、産業、職業構造の経済革命、高学歴化志向や核家族化といった社会文化革命の起動力となった。眼に見えない価値観の変化をともなう生活革命の時期であったと考えられる。

このようにして、戦後の1960年代から1970年代にかけての日本の「時代」を画期的な都市化の進行する社会（urbanizing society）、すなわち「都市化社会」の時代であり、それはまた1980年代型の「都市型社会」（urbanized society）への転換期といった時代として特徴づけることができそうである。

このような戦前にはみられなかった大規模な人口都市化の進行する社会をもって、時代効果の基盤と考え、主食パターン選択行動に反応をもたらす「時代」をもっともよく反映しているものと考えることができるであろう。

時代効果に次いで大きい要因であるコウホート効果においても、移動パターンによる3食米飯パターン率の差異と共に異なったコウホートの同じ年齢時期における3食米飯パターン率の著しい差異は時代の影響を反映していることを理解することができるのである(図17は、主なコウホートについて3食米飯パターン率を示したものである)。

図17 若干のコウホートの移動パターン別各年齢時における3食米飯パターン率



## Multi-phase Responses of Dietary Behavior to Different Migration Patterns : an Application of the Bayesian Model of Cohort Analysis

Sumiko UCHINO

The unprecedented movement of population resulting in great agglomerations of population in several metropolitan areas in Japan in the 1960's has attracted my interest in studying factors affecting migrants' behavior in dietary life. Since more than twenty years ago, my primary interest and efforts here have been directed to find out any positive or negative response of migrants to dietary behavior. For that purpose, several field surveys have been conducted. Efforts were also made to improve the analytical method to study this relationship.

It has been found out that migratory behavior has a significant effect upon migrants' dietary behavior through those surveys in comparing between migrants and non-migrants and between migrants according to different patterns of migration. Food intake was represented here by seven patterns of staple foods for three meals a day. Major patterns are a rice-based one for three meals, a bread-based breakfast with rice-based lunch and dinner, a bread-or noodle-based lunch with rice-based breakfast and dinner, and so on.

It was understood that there are many factors affecting selective behavior of taking a specific staple food. For example, age and sex, education, occupation and others, would be related to it. By controlling these factors, significant effects of migratory experiences of the population on the selection of staple



food pattern were fully evidenced.

Finally, a Bayesian cohort analysis model was prepared to ascertain the effectiveness of three major factors, namely, age, cohort and time on rice-based staple pattern for three meals a day, by allocating an effect of each factor separately. Through all cases of (1) by migrants and non-migrants, (2) by migration patterns, (3) by migrants and non-migrants in large metropolitan areas, (4) by migrants and non-migrants in non-large metropolitan areas and (5) by place of residence—metropolitan or non-metropolitan areas, it was found that the effect of time passage was dominant, followed by that of cohort which is to a less extent and by an almost no effect of age. It should be emphasized that the cohort effect is overwhelmed by the effect of time.

A tentative conclusion is that the effect of time is typically represented by that of urbanization of population, which was accelerated at an unprecedented rapidity in the 1960's. The proportion of the urban population in the national population rose sharply from 56.1% in 1955 to 72.1% in 1970. In-migrants into three large metropolitan areas amounted to 1.2 million per year. Rapid and massive urbanization, involving life transformation and change of value system, reflect sensitively the factor of time and can be the basic condition affecting dietary behavior.

## 家族形態の地域性

清水 浩 昭

### 1 はじめに

わが国家族の構造的変化については、今日様々な議論が展開されているが、これらの議論を整理すると「変質論」、「同質論」と「異質論」とになる<sup>1)</sup>。しかし、家族研究者の間で最も多くの支持を得ているのは「変質論」であるといつてよかろう。

ところが、厚生省統計情報部の「厚生行政基礎調査」特別集計（昭和48年と58年）結果<sup>2)</sup>をみると、わが国の家族は、「同質論」の範疇で理解できるように思われる。そこで、小稿では、「三世代的世帯」（「三世代世帯」＋「その他の世帯」）が「核家族世帯」を上回る際の年齢と「三世代的世帯」率が最高値を示すときの比率を指標にして、家族形態の今日的情況を明らかにしたい。

というのは、前者の分析は、今日、とりざたされている「初老期同居から、中老期・高老期同居<sup>3)</sup>」への移行を実証的に明らかにすることに通ずるし、後者は、「無条件の継続同居から、親の健康度を加味した条件付選択同居へ<sup>4)</sup>」あるいは「一時別居型居住形態<sup>5)</sup>」の現実態を明らかにしようと考えたからである。

### 2 研究の意図と経緯

私は、厚生省人口問題研究所が昭和48年度に実施した「生活実態からみた地域人口変動の要因に関する総合調査」結果に基づいて「人口流出地域」の家族形態を分析した。その結果、わが国「人口流出地域」の家族構成と家族動態の動向<sup>6)</sup>は、人口変動だけで説明できない現実が存在していることに直面すると同時に、地域差が存在していることも明らかになった。

この点について若干の説明を加えておきたい。まず〔事例Ⅰ〕の世帯帰属率（一人ひとりがいかなる家族・世帯構成の下で日常生活を送っているかを示す）をみると、「核家族世帯」帰属率は23.0%、

1) この点については、清水浩昭、「日本家族論研究ノート」、『東洋大学アジア・アフリカ文化研究所研究年報』、第19号、1985年3月、pp. 49-70を参照されたい。

2) 本調査（指定統計調査）の調査票使用にあたっては、厚生省統計情報部の方々にたいへんお世話になった。とりわけ、中西哲治厚生事務官、大橋正前世帯統計第一係長および宇治橋真一世帯統計第一係長には、一方ならぬおちからぞえをたまわった。記して心から感謝の意を表したい。

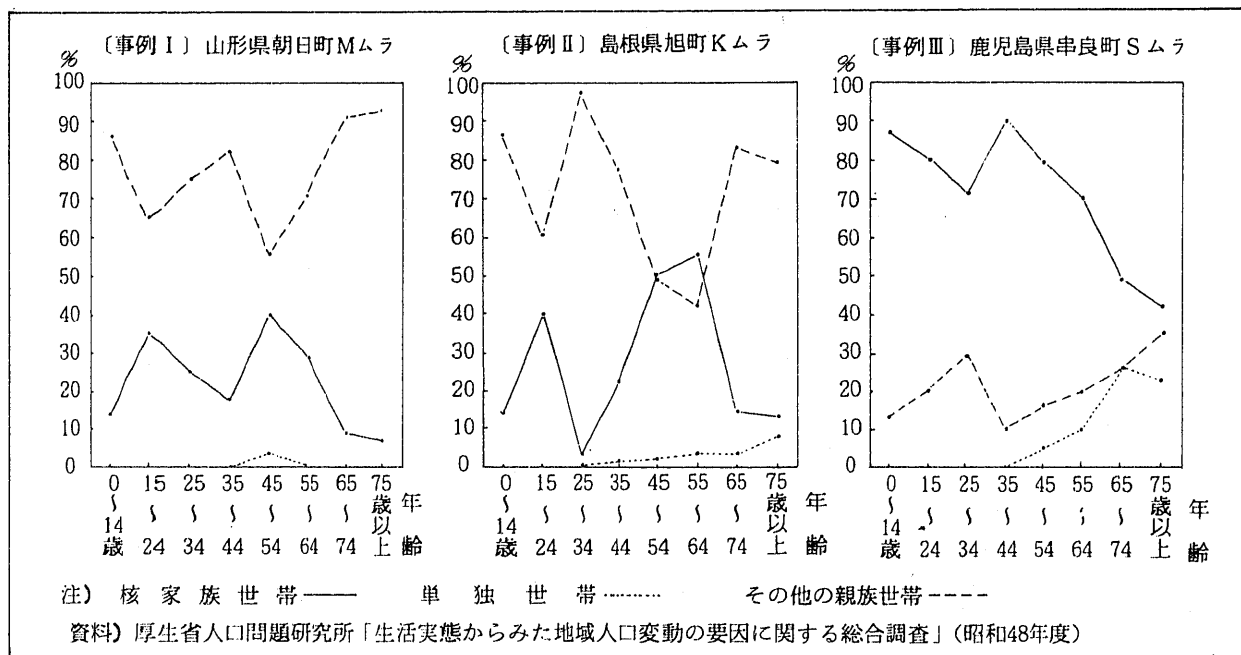
3) 湯沢雅彦、「老親扶養と同別居問題の動向」、磯村英一監修、坂田期雄編集、『高齢化社会と自治体・地域』、ぎょうせい、1982年、p.274。

4) 湯沢、「前掲論文」、p.273。

5) 原田尚、『現代家族の研究』、久華山房、1981年、pp.95-131。

6) ここでは、家族構成および家族動態とをあわせて家族形態とし、後者の分析指標から家族構造を推察することにした。なお、小稿では、家族と世帯とをほぼ同意義で用いている。

図1 地域別世帯動態



「単独世帯」帰属率0.5%、「その他の親族世帯」帰属率76.5%となっている。これを年齢別にみると、どの年齢においても「その他の親族世帯」が高い比率を示し、「核家族世帯」帰属率は、最高値を示すときでも50%未満にとどまっている。これに対して〔事例Ⅲ〕は、「核家族世帯」帰属率76.8%、「単独世帯」帰属率5.3%、「その他の親族世帯」帰属率17.9%となっている。これを年齢別にみると、「核家族世帯」帰属率がどの年齢層においても優位を占め、「その他の親族世帯」帰属率は、「初老期」(55~64歳)頃から上昇してくるが、「高老期」(75歳以上)に至っても35%程度にとどまっている。さらに、〔事例Ⅱ〕をみると、「核家族世帯」帰属率は29.1%、「単独世帯」帰属率1.7%、「その他の親族世帯」帰属率69.2%となっている。これを年齢別にみると、〔事例Ⅰ〕同様、どの年齢層においても「その他の親族世帯」帰属率が高い比率を示しているが、「向老期」(45~54歳)と「初老期」においては、「核家族世帯」帰属率が「その他の親族世帯」帰属率を上回っている。わが国の「人口流出地域」には、このように異なった家族動態を示す家族が存在していることが判明した(図1参照)。

このような現実に私がこだわるのは、ここに提示した三つのタイプが、わが国家族動態の両極とその中間形態であると想定しているからである。また、このような想定が正しいとすれば、来るべき「高齢化社会」における老親扶養のあり方は、自ずと異なったものとならざるをえないと考えているからである。

しかし、この調査研究は、限られた地域を対象にしたものである。したがって、ここに提示した家族形態の地域差がどのような拡がりをもつかを検討することはできなかった。ところが、今度、厚生省統計情報部の「厚生行政基礎調査」(昭和48, 58年)の特別集計申請が承認されたので、ブロック別の家族構成と家族動態の様相を分析することができるに至ったのである。

### 3 集計結果の分析

まず、昭和48年および58年の地域別世帯帰属率をみると、東北、北陸地域では「核家族世帯」生活者が比較的少ないのに対して、北海道、関東Ⅰ、近畿Ⅰ、南九州地域では「核家族世帯」生活者が比較的多い。その中間に、関東Ⅱ、東海、近畿Ⅱ、中国、四国、北九州地域が存在しているといえよう。

また、この10年間に於ける「核家族世帯」化の進展状況をみると、関東Ⅰ、東海、近畿Ⅱおよび南九州地域でその進展が著しい。

つぎに、世帯動態の状況を「三世代的世帯」帰属への転換年齢でみると、一般に、転換年齢は上昇しつつあり、とくに、北海道、関東Ⅰ、近畿Ⅰおよび南九州地域では、「高老期」が転換年齢となっている。しかし、東北、北陸地域では、依然として「初老期」が転換年齢となったままであることを指摘しておきたい。また、「三世代的世帯」帰属率の最高値をみると、この比率は低下傾向にあり、とりわけ、北海道、関東Ⅰ、近畿Ⅰおよび近畿Ⅱ地域はその傾向が顕著である。しかし、東北、中国、四国および南九州地域では、変化の幅が大きいといえよう。さらに、東北地域では、その比率が約90%であるのに対して、南九州地域は約60%であることも指摘しておきたい（表1参照）。

また、この二つの分析指標を組み合わせると、比較的若い時期に「三世代的世帯」帰属に転換し、その比率も高い「A-I型」と「A-II型」は、東北、北陸地域に分布しているのに対して、比較のおそい時期に「三世代的世帯」へ帰属がえをし、その比率も低い「D-V型」および「D-IV型」は、南九州、北海道、関東Ⅰおよび近畿Ⅰ地域に分布している（表2および図2参照）。

したがって、前者に近い型は「東北日本地域」に、後者に近い型は大都市地域および「西南日本地域」に分布しているといえるのではなかろうか。

表1 地域別世帯動態

地域	「三世代的世帯」への転換年齢		「三世代的世帯」の最高値(%)	
	昭和48年	昭和58年	昭和48年	昭和58年
全国	中老期	中老期	77.9	72.0
北海道	中老期	高老期	70.6	62.9
東北	初老期	初老期	89.9	87.9
関東Ⅰ	中老期	高老期	75.5	64.7
関東Ⅱ	初老期	中老期	83.8	80.0
北陸	初老期	初老期	90.9	87.0
東海	初老期	中老期	85.0	80.0
近畿Ⅰ	中老期	高老期	73.1	63.2
近畿Ⅱ	中老期	中老期	79.5	71.5
中国	中老期	中老期	72.9	70.5
四国	中老期	中老期	71.4	71.2
北九州	中老期	中老期	75.1	69.5
南九州	中老期	高老期	62.3	61.4

注) 北海道(北海道)、東北(青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県)、関東Ⅰ(埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県)、関東Ⅱ(茨城県、栃木県、群馬県、山梨県、長野県)、北陸(新潟県、富山県、石川県、福井県)、東海(岐阜県、静岡県、愛知県、三重県)、近畿Ⅰ(京都府、大阪府、兵庫県)、近畿Ⅱ(滋賀県、奈良県、和歌山県)、中国(鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県)、四国(徳島県、香川県、愛媛県、高知県)、北九州(福岡県、佐賀県、長崎県、大分県)、南九州(熊本県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県)。

初老期(55~64歳)、中老期(65~74歳)、高老期(75歳以上)

資料) 厚生省統計情報部『厚生行政基礎調査(昭和48、58年)』(特別集計)。

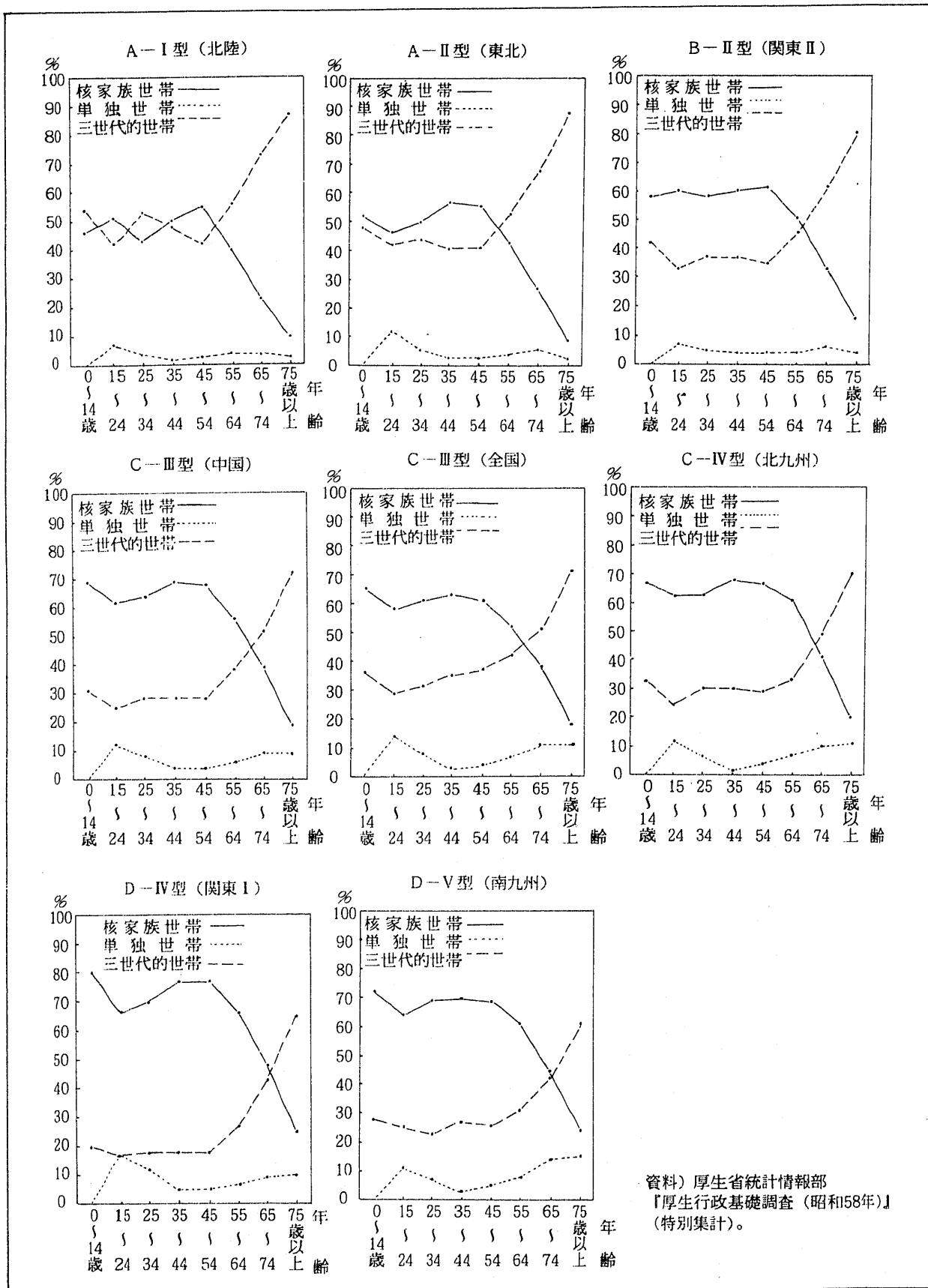
表2 地域別世帯動態のパターン

パターン	該当地域
A-I型	北陸
A-II型	東北
B-II型	関東Ⅱ、東海
C-III型	全国、近畿Ⅱ、中国、四国
C-IV型	北九州
D-IV型	北海道、関東Ⅰ、近畿Ⅰ
D-V型	南九州

注) 昭和48年と58年の10年間に於ける変動をつぎのようにパターン化した。「三世代的世帯」への転換年齢に関しては、A型(初老期-初老期〔昭和48-58年〕以下同様) B型(初老期-中老期)、C型(中老期-中老期)、D型(中老期-高老期)、「三世代的世帯」の最高値については、I型(90%以上-80~90%未満〔昭和48-58年〕以下同様)、II型(80~90%未満-80~90%未満)、III型(70~80%未満-70~80%未満)、IV型(70~80%未満-60~70%未満)、V型(60~70%未満-60~70%未満)とした。この二つの型を組合せてパターン化した。

資料) 厚生省統計情報部『厚生行政基礎調査(昭和48、58年)』(特別集計)。

図2 世帯動態のパターン



資料) 厚生省統計情報部  
 『厚生行政基礎調査 (昭和58年)』  
 (特別集計)。

#### 4 今後の課題—むすびにかえて—

ともあれ、二つの指標を用いて分析を試みた結果、一般的には、いわば「中老期同居」から「高老期同居」へと、同居年齢が高齢化しつつあると同時に、「一時別居型居住形態」の存在もある程度裏付けることができたように思われる。

ところが、前述した三つの事例と対応するものは、ブロック別資料でみる限り存在しなかった。しかし、都道府県あるいは市区町村へと分析の対象を狭めることによって、三つの事例に対応する諸事象の析出とその拡がりなどが明らかにしうるかもしれない。かかる意味で、このような分析にたえうる統計資料を関係当局が表章されることを切望しておきたい。

というのは、このような集計結果（地域別年齢別世帯帰属率）の公表が、まさに「地方の時代」にふさわしい行政の推進、換言すれば、地域の個性に則した政策立案の要になると考えられるからである。

## 国際人口学会フィレンツェ大会の概況

河 野 稠 果

はじめに

1985年6月5日から12日までの8日間、イタリアのフィレンツェ（英語読みはフローレンス）で国際人口学会（International Union for Scientific Study of Population, I U S S P と略す）が開催された。前回は1981年マニラ市において開催されている。国際人口学会は、人口研究に関する世界で唯一の総合的国際学会であり、国連人口委員会出席の非政府科学研究団体のメンバーとして認知されている学会である。その創設の歴史は古く、1928年米国の著名な人口生物学者レイモン・パール（Raymond Pearl）を会長として発足した。創設にあたり、これまた有名なマーガレット・サンガー夫人（Margaret Sanger）が大きな役割を果たしたということである。

ちなみに、フィレンツェの国際人口学会大会には、『歴史の中の I U S S P』と題する冊子が配布され、「マーガレット・サンガーからメルセデス・コンセプションまで」という副題になっているのは興味深い。

先に述べたように、1928年に国際人口学会は発足したが、当時は会員も少なく、主としてヨーロッパと米国の人口学者に限られていた。1947年、第2次世界大戦が終わった後、国際人口学会は再編成され、会員もヨーロッパと米国だけでなく、広く全世界の人口にたずさわる学者を網羅するに至った。1960年頃から入会資格、選別様式も緩和され、最近では、百を超える国ぐにの代表的学者1,900人を擁する。日本人会員も1985年6月現在47名を数え、占くからの会員黒田俊夫博士、村松 稔博士、岡崎陽一厚生省人口問題研究所長を始めとして、日本の人口学のバックボーンを形成している。

### I フィレンツェの国際人口学会大会

大会は最近では4年に1度開催される。1964年以前は会員数も少なかったもので、もっと頻繁に開かれていたが、以後会員が1,000人近くなったので、4年に1回となった。事務局の統計によれば、1963年は会員数が596人であったが、1973年のリージュ大会では1,209人と倍以上に増加している。

1961年にニューヨークで大会があり、そこでの盛況が、今日の国際人口学会の隆盛を築いたが、それ以後の大会の開催年と開催地をちなみに列記すると、1963年オタワ、1965年ベルグラード、1969年ロンドン、1973年リージュ、1977年メキシコ・シテイ、1981年マニラ、そして1985年フィレンツェで行われた。そのほかに1967年シドニーでアジア・太平洋地域の地域大会、1971年ガーナの首都アクラでアフリカ地域大会、1978年にヘルシンキで経済人口学の大会が開催されている。1954年のローマ

大会以後30年余、1985年のフィレンツェ大会までは一貫して各大会に出席され、理事、部会組織者、総括書記等の役割を果たされた学者として村松稔博士がおられる。筆者は1965年以後6回の大会に全部出席する機会を得たのは幸運であった。

さて、1985年6月に開催されたフィレンツェ大会について述べよう。フィレンツェはイタリアの北西部トスカナ地方の中心都市で、ちょうどイタリアの首都で最大の都市ローマと、第2の人口を持ちイタリア産業の中心都市ミラノとの中間にある美しい都市である。そこで昔15・16世紀に、有名なメディチ家の富と権力のもとに絢爛たるルネサンス文化が開花したところである。ここで、ボッティチェリがビーナスの誕生をキャンバスに描き、ミケランジェロがダビデの彫像を彫り、ダンテが神曲を書き、ガリレオが重力を発見し、マキヤベリが政治学を論じた。国際人口学会がこの近代文化と学問の発祥の地で開催されたのも奇しき因縁と言えよう。

日本からは8名の会員の参加があった。村松博士は「中絶・不妊手術と出生率との関係」という部会の組織者を、筆者は「家族ライフサイクルの人口学的及びその他の要因」部会の議長を務めた。

## II 開会式と二つの総会

フィレンツェ国際人口学会大会のプログラム構成は、これまでの大会、例えば前回のマニラ大会(1981年)、前々回のメキシコ市大会(1977年)と原則的に変わらない。Plenary Sessionと呼ぶ総会が、開会式後と閉会前にそれぞれ1回ずつあり、その間に同時進行の28の公式部会、14の非公式部会、4つのSide-Meetingと呼ばれる特別部会が開催された。会期8日間の中、土曜日の午後と日曜日は休みであるので、1日を午前の部と午後の部に分けて最低4つの部会、多い時には6つの部会が同時進行していたことになる。さらに、これに加えて国際人口学会の管理総会が3回行われた。

開会式はベキオ宮というメディチ家の総本山と言って良い宮殿で、天井にミケランジェロ等が丹精こめて彫り込んだと思われる金色燦然たる彫刻の傘下で、古式豊かな壮さで行われた。ただ、この大広間は空調があまり良くなく、フィレンツェ大会を事実上組織し、運営した立役者のリビ・バチ(Massimo Livi-Bacci)博士が頬に流れる汗を拭おうともせず、開会の辞を述べたのが印象に残っている。リビ・バチは大会中副会長に選ばれた。国際人口学会では、副会長に選ばれるということは、次期の1989—1993年に、プラス会長(1985—1989)の後を承けて会長に就任することを意味する。開会式以外は全部フィレンツェ終着駅に近いPallazo degli Affariというフィレンツェの国際会議場で開催された。

最初の総会は、世界を代表する3名の人口学の大家による特別講演であった。共通論題は「21世紀への人口学者の視点」と題する。まず最初に、今回のフィレンツェ大会から会長となったプラス(William Brass)教授は彼独特の該博な人口学の知識、とくに形式人口学の圧倒的な蓄積をもって、世界の人口学の最前線を展望し、将来の人口研究の課題を提出した。第2の演者であるキフィツ(Nathan Keyfitz)教授の講演は、世界の人口現象で興味ある事象、例えばアメリカにおけるベビーブーム、そしてその終焉(bust)、第1次世界大戦直後のスペイン風邪による死亡等をコンピュータ・グラフィックにより図解した。これまで普通の表や図によって示すのが難しい人口変動を手品のように示した。最後にフランスのアンリー-Louis Henry博士は、彼が次々と開拓して来た自然出生力、パリティ拡大率等の概念をちりばめながら、最近のフランス人口学の発展の歴史を物語った。

さて、先にも述べたように、閉会式(6月12日)の直前にもう一つ総会が行われているが、これはイタリアが生んだ偉大な人口学者モターラ(Giorgio Mortara)の追悼記念講演であった。故モターラ博士は、1930年代までローマ大学統計学教授であったが第2次世界大戦前夜、ブラジル政府に招かれて、ブラジル人口センサスの企画、施行、分析に専念し、後に次々と途上国の人口データを評



価し、修正する技術を開拓した人である。ブラジルに招かれたのは、1930年後半にヨーロッパで勢を得たナチスからの亡命と言ってよい。モターラ氏はユダヤ人であった。また、彼が編み出した数々のデータ評価、修正の方法は、プラス等が後に行った方法の原型とあって良い。有名なプラスの方法という既往出生児数と、調査時から1年前に生まれた平均出生数から年齢別出生率を推定する方法があるが、この基本的アイデアは、モターラによって作られていたと言っても過言ではない。

### III 一般部会のハイライト

先に述べたように、一般部会には46にも上る部会があって、その要約をすることは容易ではない。また、筆者は今回のフィレンツェ大会のプログラムについて早くから知らされる立場にいたので、全体の展望は大雑把にはできるが、それぞれの部会に出席できたわけでないで、細部まで把握できたわけでない。そのような制限のもとで、筆者が出席した部会の印象を中心として、今回大会から得たものを以下要約してみよう。

#### 1. 途上国における人口指標の推定論

途上国はセンサス・人口動態統計共に相当に不備であり、特に出生率・死亡率を算定する人口動態統計は一部のアジア諸国・ラテンアメリカ諸国を除き、現在も著しく未開発である。これら途上国の多くは家族計画によって出生率を抑制し、また保健衛生プログラムによって死亡率、特に乳幼児死亡率を低下させ、国の活力を増進させようとしている。しかし、いくらこのような努力を行っても、肝心の動態統計データが不備であれば、出生率・死亡率がどれだけ低下したのかも判らない。そこで、1960年代、70年代の国際人口学界の研究活動の多くは、いかに不備な人口データから正しい出生率・死亡率を推定するかに注がれた。プリンストン大学、ロンドン大学、ハワイの東西センター、ペンシルバニア大学、国連人口部を中心として、多くの研究がまとめられている。代表的なものとして、プリンストンのコール（Ansley J. Coale）教授を委員長とした米国科学アカデミーの人口・人口学委員会の活動があり、その集大成は国連人口推定・推計マニュアルXとして発刊された『人口推定のための間接的方法』である。

これについての説明は紙面の都合上避けるが、骨子は、途上国の不完全な人口データの中には部分的にはかなり正確なものもあり、それらを使って他を推定するアプローチである。ここでは、より正確な部分から転換式を用いて不正確な指標を推定するが、その場合人口モデルによって、あるいは正確なデータを持つ諸国における当該指標間の関係をパラメータ化することによって（これも一種の人口モデルであるが）、不正確な部分を推定（推計）するやり方である。

今回の大会でもこのような人口指標の推定に関していくつかの部会が開催されたが、主な研究は以上紹介したマニュアルの方法のfine tuning, すなわちきめの細かい微調整活動を行って、より良く、より多角的な指標推定を行おうという努力であった。

#### 2. 人口モデルと数理人口学の発達

人口計量論・推定論の発達と平行して、この10年間俄かに発達したのは、数理人口学と人口の数量モデル化である。1950年、あるいは1960年代の前半あたりは、人口モデル、あるいは数理人口学的発達と言えばロトカの安定人口理論の整備応用、複合生命表の開発、コウホート出生率と期間出生率との間の転換、重回帰分析の人口に対する応用といったところが目ぼしかった。当時世界の人口学界をリードする米国人口学界の多くは、キングスレイ・デービス（Kingsley Davis）とかトイバー（Irene B. Taeuber）という社会学出身の人が多く、人口現象を初めから終わりまで数量的に分析

するというよりも、最初は基礎的計算を行い、それを要素分解法 decompositivn あるいは重相関で処理しながらも、そのあとは浩瀚な人口学的知識によって解釈するという傾向が強かった。ところが1960年代半ばから、人口研究に国連や財団から資金が流れ込むようになり、計量経済学者、生物統計学者が積極的に人口に取組み始めた。コンピュータの発達により、データ処理、複雑な計算が短期間に可能となったことに起因するであろう。人口研究の数学化・計量化は俄かに隆盛となり、人口モデル、出生力モデル・人口移動モデルの研究が次々と行われた。人口現象を決定する要因、例えば出生力決定要因に関する研究も、多変量解析法の発達・精緻化によって殷賑をきわめた。

この数量化・数学化の潮流は涸れることなく、むしろそれまでの解釈的人口学に名実ともにとって代わりつつある。数式の出で来ない人口研究の論文はますます減少して来た。概念の明確化、各要因間の関係の精緻化のため数式はほぼ絶対に必要となった。そして今回の大会では始めてMathematical Demographyという独立のセッションが設けられ、人口推定論、人口推計の部会と並行して大きな聴衆を集めたことは注目に値する。今回の大会で全体的にみて、形式人口学の前線がさらに広く、活潑になったというのが筆者の印象であった。

### 3. 途上国の出生率低下の要因論

途上国における出生率低下の要因論は、国際人口学会では常に一つの有力課題としていくつかのセッションが割り当てられている。フィレンツェ大会でもそうであったが、今回特に目についたことは普通の個々の夫婦とか家族のマクロレベルだけでなく、コミュニティレベル、そしてもっと大きい社会的レベルから出生力の決定要因を探ろうという動きが顕著となったことである。つまり個々の夫婦・家族レベルで、そこにおける属性（教育程度・職業・所得等）に関する差異がどのように出生力格差と関連し、それを説明しているかというアプローチには限度があり、個々の夫婦・家族を超えた社会・経済・文化的諸条件における出生力規定条件を、単に数量的だけでなく、質的にも取り扱って行く立場である。

ここで特に重要なのは国あるいはコミュニティレベルにおける定量的あるいは定性的アプローチであり、普通に行われる個票を個々の夫婦に配布して、夫婦の属性と出生力の歴史を明らかにし分析する出生力調査以外に、個票では情報が得られない別の次元の村レベルの情報をも取り入れ、二つのレベルでの複段階の回帰分析multi-stage regression analysisを行おうとするものである。ブラウン大学のカステライン（John B. Castrline）の論文にそのような先駆的研究の一端が示されている。

また、出生力の要因論として、人口政策・家族政策のプログラムがいかに出生力の低下に及ぼすかという次元の研究は、各国別研究あるいはケーススタディによって行われているが、ラブハムとモーラデン（John Lapham and Parker W. Mauldin）の新しい1965～1980年における研究において、出生率低下の要因として国の人口政策にかけた熱意の程度が非常に重要であることを再び示している。

### 4. 死亡率低下の要因論

1960年代、1970年代はあまり注意を払われなかったけれども、最近再び活発になって来たのが、死亡率低下の要因論である。特に乳幼児死亡に関し、モスレー（Henry Mosley）等の研究によって、死亡率変動の要因に関する一般モデルが出来上りつつある。ここで、出生力のモデルと同じく近成要因proximate determinantsとして出産間隔のパリティ、母乳授与のような生物学的要因、飲料水、大気汚染、食料の供給度といった生態学的要因、そして個々の家族における予防に対する体制、病気の場医療をすぐに受ける用意があるかどうかといった、個人レベルの医療・予防のavailabilityが考えられている。

1970年代の後半から1980年代の始めにかけて、ガトキン（D. R. Gwatkin）等によって、途上国

の死亡率低下は1970年代になって頭打ちになっているという見解が、国連等のデータに基づき提唱されある程度定説になっていた。しかし、今回の大会の死亡率に関するいくつかの部分では、最近もラテンアメリカを除き、死亡率低下は緩漫ながら着実に続いており、頭打ち説は必ずしも当たらないのではないかとの所見が随所に述べられた。例えばJain-Visaria-Visariaによる1970年代のインドの死亡率低下の研究によれば、頭打ちは全く見られず、頭打ちと思われたのは1950年代、60年代の死亡率をデータ不備のため低く見積りすぎていたためであるという。

面白いことに、死亡率低下の停滞あるいは逆転反騰現象が現在ヨーロッパ諸国で広く起っていることが注目される。この現象について一つの非公式部会が持たれ、ヨーロッパ諸国で中高年の死亡率の低下が停滞、あるいは増加している現状と原因について報告が行われた。ヨーロッパ諸国では心臓に関する疾患による致死率が日本に比べ非常に高い。この部会に対して、筆者と高橋重郷による「日本の死亡率の動向：何故日本では平均寿命が今でも伸びているか」の論文を提出発表した。我が国では、欧米に比べ心疾患による死亡率が低い上に、脳血管損傷による死亡率が最近急速に低下しているのが特徴である。

##### 5. 欧米における出生率の条件と家族の変貌

今回の国際人口学会はヨーロッパで行われたためか、欧米諸国における超低出生率の条件と要因、それを回復させるための家族政策のあり方、そして超低出生率によって加速される人口高齢化、家族構造の変化が特に大きく取り上げられたことが特筆される。

周知のように欧米諸国では、出生率が今まで経験したことのない低さに低下し、西ドイツのように人口の絶対減が見られている国さえある。1984年4月に、ヨーロッパ経済共同体（EC）加盟10カ国の社会・雇用担当大臣がパリに集まり、世界人口に対するEC人口のシェアの急速な低下を近い将来喰い止めるようお互いに努力しようという緊急決議を行っている。

一般に経済が人口現象を規定する考えは強い。特に日本では強い。たしかに、現在の欧米の超低出生率の出現が、欧米の経済低成長時代を反映しているように見える。しかし、前国連人口部長レオンタバがいみじくも述べているように、西ドイツで今日のような低出生率が起こり始めた1965年前後は、西ドイツが未曾有の経済の繁栄を謳歌している真際中であつた。出生率低下の要因を経済だけで説明し去ることはできない。

この欧米の超低出生率出現の背景に、人々の社会思潮の根本的变化があるというのが、人口学者、社会学者の一致した見解である。それは、婦人の地位の向上と役割の変化であり、夫は外で仕事をし、妻は家庭で家事と子育てに専念するという長年の伝統の変化であり、子供のために親が犠牲になる必要はないという大人中心主義の抬頭である。またあらゆる干渉・拘束を峻拒し、自由で屈託なく人生を生きようという姿勢をどこまでも貫こうとする個人主義・自由主義の徹底化である。そしてこのような社会思潮の変化あるいは強化と共に、これと関連した未婚・離婚・同棲の増加、結婚年齢の上昇、結婚以外で生まれる私生児の増加、既婚女子の家庭外での就業の増加といった一連の人口・社会現象の抬頭である。ちなみに、米国でよく使われる言葉として“never be too late”というのがある。これは何事も、今思い立った段階で行動を起こしても遅すぎることはないという、長い人生に蒔き直しはいつでもできるという、やり直し礼賛哲学である。敗者復活戦が日本などと違って、いつでもいくらでもあるという思想であるが、いつでも自分の人生に軌道修正が利くこと、それを行うためには財政的、心理学的に一時の大きな痛みペインがあるが、これを乗り越えて自分自身があと残りがあまりない人生を最善に生きる。このような考え方が、例えば昨今の離婚率の上昇を根元的に説明しているのであろうか。

さて、以上のような一生に必ず結婚するが、結婚した以上モノガミーを遵守し、パートナーを変

えないという伝統的家族主義の崩壊は将来止まるであろうか。これについて、デービス (Kingsley Davis) は面白いコメントを行っている。

デービスによればそこで一つのreferenceとなるのがアイルランドの人口動態である。米国で平均結婚年齢が上昇しているが、これが永久に続くとはもちろん考えられない。1945～46年アイルランドの結婚年齢は男子が33.1歳、女子が28.0歳であった。また女子35～44歳の未婚率は30%であった。こうしたトレンドを将来に機械的に延長すれば、将来アイルランドでは誰も結婚する人はいなくなるという馬鹿げたことになる。しかしながら、1977年までに男子の結婚年齢26.2歳、女子24.0歳までに低下した。35～44歳女子のうち未婚に留まる割合は17.5%に低下したのである。

離婚についてみよう。理論的に平均結婚持続期間を2年、そして離婚したあと再婚まで平均1年かかるとする。そうすると、離婚が一回起こるに所要する期間は3年間最低かかることになる。今20歳から49歳までの30年間で再婚でき、子供を産むことのできるポテンシャルのある年齢とすれば、1人当たり10回離婚することができる。これは、以上の年齢の女子人口1,000人につき330の離婚率で経過することとなる。この離婚率は現在の離婚率の10倍の高さである。ということは、米国の離婚率はまだ上昇する可能性(数理的可能性)を持つことになる。

ともあれ、以上のような社会思潮の変化が潮流としてある以上(それぞれ現在の日本社会にとってあまりにも極端なことではあろうが)、家族手当を増額するといった直接的出生力増進政策だけを採ってもあまり効果がなからうという見方が、先進国における人口政策の効果に関する部会での討議で優勢であったのはむべなるかなという感じであった。一人フランスの人口学者シェネー (J. Chesnais) が、西欧の大国で、積極的な出生増進政策を持っている唯一の国フランスの政策を擁護して、人口政策の役割を強調していたのが強く印象に残った。

## 6. 家族人口学の発展

家族、世帯、そして結婚・離婚を含めた人口の分子的結合に関する人口学は、その研究の必要性は常に痛感されながらも、1970年代初期まではあまり発達したとは言えなかった。家族・世帯はある部分の経済活動、とくに居住や消費活動の単位であり、そのため、その数と構造、とくにサイズ別の将来推計は大いに政府・民間企業から望まれていたにもかかわらず、ギャップが存在した。1960年までの研究の多くは記述的であり、どのような要因が世帯・家族の数とその構造を規定しているかの研究に乏しかった。とくに結婚・離婚、パリティ別出生を形式人口学的に家族・世帯の数と構造の決定に結びつける研究、あるいは結婚・離婚・出生間隔、夫婦の死亡率を家族ライフサイクルに結びつける形式人口学的研究に乏しかった。

しかし、最近の種々の分析的技法の発達、とくに多相生命表multi-state life tableの発達、コンピューター・シミュレーションがコンピューターの飛躍的発展により可能になったこと、種々のサンプル調査によって家族の形成がクロスセクションではなくコウホートの把握されるようになったこと等々により、1970年代、1980年代の前半においてにわかに、多くの形式人口学的に秀れた研究を生むようになった。さらに、1970年代から現在まで西欧社会で起きた前述のような家族の変革により、核家族の生成、発展・消滅を基にした家族ライフサイクルモデルが欧米の家族形態の中で現実に小数派となり、伝統的核家族ライフサイクル・モデルの再考・再検討が必要になったことも、最近の家族人口学の発展に寄与したと思われる。より現実的な核家族ライフサイクル・モデルと並行した複数の家族形成モデルが必要になったのである。

今回のフィレンツェの学会において、この家族人口学の部会が二つ開かれたことは特筆に価する。一つはボンガーツ (John Bongaarts) による、主に先進国を中心とした「家族ライフサイクルの人口学的及び他の側面」と題する部会であり、もう一つはチャムラトリシロン (Apichat Chamrathirong)

の「途上国における家族形成・解体の変化」と題する部会である。前者については筆者が議長を務めたが、このセッションは四つの招待論文のほかに22に及ぶ寄稿論文が提出され、その数は全セッションのうち最大であった。また200人は優に越える出席者があったことも、テーマの重要性、今日性、デモグラファーの関心を物語っている。

家族人口学はこれからの10年間に最も発展する可能性を秘めた領域だが、問題もまだ多い。その中で、特に重要と思われる点を4つ挙げれば次のとおりである。

(1) 一つはすでに述べたように、個の人口学と分子的結合に関する人口学との関連の複雑さである。そのため、非常に問題が錯綜する。例えば、同居の問題を取り挙げても親から見る場合と子供から見る場合がある。また、家族サイズの決定にはすべての人口学的要因と社会経済的要因が関連し、複雑を極める。

(2) 以上のような個と分子を結ぶためにはデータが不備である。一たび家族シミュレーションを行う際、推移確率を示す家族変化のパラメータはほとんどセンサスや動態統計から得られないことが多い。

(3) 家族ライフサイクルにおいて、核家族以外の家族形成、あるいはいわゆる欠損家族の形成過程を含めたモデルが、未だ発展されていない。

(4) 出生・死亡・結婚・離婚といった個人についての人口学的属性が、どのように家族・世帯のサイズ、構造を決定するのかに関する総合的数量モデルが未開発、未完成である。であるから、家族・世帯の構造を予測する推計モデルはまだ18世紀か19世紀に考えられた原モデルの域を脱していない。この方面を前進させるためにはマイクロシミュレーションが有用であるが、しかし、それでもデータが不足なためと、メカニズムに関する理論的モデルがないため、多くの非現実仮定を設けざるを得なかった。多相生命表によるアプローチは特に将来有望であるが、しかし、それでもインプット変数の異質性と相互依存性の問題を完全に克服していない。

## 7. 中国人口学への多大な関心

最後に触れておきたいことは、中国の人口に関する世界の人口学者達の関心の強さである。前回1981年マニラにおいて大会が開かれた時には、「中国の人口」と題する非公式特別部会が夕方開かれたが、非常に盛況でありある意味では同大会のクライマックスとも言えるものであった。ところが、今回のフィレンツェ大会では、中国人口のテーマは公式部会の一つとなり、再び参加人口学者の非常な（異常な）関心の焦点となった。マニラ大会の時は初めて中国の人口が一つの部会のテーマに取り上げられ、また中国の一流の人口学者が初めて多く参加したことが多大の関心を集めた理由となった。そして世界人口の1/4近くを占め、途上国人口の1/3を占める中国の人口が、以前はその中味について外部の学者にはほとんど分らないという未知なるものへの多大の関心があった。今回は、1982年に中国が始めて本格的なセンサスを国連の技術援助を得て行い、その結果が明らかにされたが、その分析をそれぞれ第一線の中国人（2人）、アメリカ人、フランス人の4人の人口学者が分析を行うという事で関心を集めた。

「中国の1982年人口センサス」と題する部会は組織者が中国人民大学人理論研究所所長劉錚教授で、議長は国際人口学会会長のメルセデス・コンセプション教授が務めた。すでに述べたように、招待ペーパーは四つあり、第1が国家統計局の部長でかつ北京人民大学教授のLi Chengrui博士の「1982年センサスの信頼性」というペーパー、第2が、同じく北京人民大学人口理論研究所教授の鄒滄萍博士による「中国における人口転換——1982年センサスの年齢構造からの推論」と題するペーパー、第3が米国センサス局国際研究センターのJudith Banister女史の「1982年中国センサス結果を見ての驚きと再確認」と題するペーパー、そして第4がフランス国立人口研究所長Gerard Calot博士の

「中国の人口統計を分析するにあたってのいくつかの示唆」と題するペーパーであった。なお、予定討論者は国連人口部人口推計課長で以前筆者の同僚であったYeun-Chung Yu博士であった。

この部会に提出されたペーパー、そしてこのセッションに深い関連と関心を持つ当代人口学の大御所アンスレー・コール教授の見解等を総合すれば、とにかく1982年のセンサスは非常に正確であり、10億のスケールを持つ人口センサスとしては出色の出来と言ってよかろう、ということである。また、種々の評価を外部チェック、内部チェックによって行った結果、非常に精度の高いものであり、今後の研究のための宝庫と言ってよい統計である。また同時に行われた千分の1の出産力調査も精度が極めて高く、単に中国人口学者のためでなく、国際人口学会の会員にとってもきわめて有用な共有財産と言ってよいであろう。

さて、ところで一つ二つ苦言を呈すれば、一つは総数にはそれが含まれるが、年齢構成として軍人軍属が表章されていないので、中国人口としての男女年齢別構造は一部推計に頼らざるを得ないこと、そして第2に1960年を中心とした10年間の人口動態の顕著な不規則性の理由について、いまだに釈然としないところが多いことである。

さて、今期中理事選挙が行われ、筆者は1981～85年間に引き続き1985年～89年間国際人口学会理事を務めることとなった。次回の大会の開催はまだ流動的であり、オーストラリア、インド、ノルウェーが立候補している。また1987年6月にフィンランドのユバスキュラ市でヨーロッパ人口学会が開催されることとなっている。これはヨーロッパの人口がテーマであるがヨーロッパ人口学者に限られるわけではない。

最後に、フィレンツェ国際人口学会大会の各部会の名称と組織者の名前を以下記すことにする。

#### フィレンツェ国際人口学会大会部会のタイトルと組織者の名前（国籍）

##### 総会1. 21世紀への人口学者の視点

講演者：William Brass（英国）

Nathan Keyfitz（米国）

Louis Henry（フランス）

議長：Nora Federici（イタリア）

##### 総会2. Giogis Mortara に対する追悼

講演者：Geovanni Spadolini（イタリア）

Camén Miro（パナマ）

議長：Maria Eletta Martini（イタリア）

##### 公式部会1. 個人の出生力に及ぼす社会・コミュニティ、そして一般環境の影響

組織者：German Rodriguez（チリ）

##### 公式部会2. 栄養、乳児死亡率、出生力

組織者：Anne Pebley（米国）

##### 公式部会3. 中絶・不妊手術と出生力との関連

組織者：村松 稔（日本）

##### 公式部会4. 途上国における急速な出生力低下の含蓄implications

組織者：Manoel A. Costa（ブラジル）

##### 公式部会5. 死亡率を決定する社会・生物学的要因を研究するための理論的枠組

組織者：Lado T. Ruzicka（オーストラリア）

- 公式部会6. アフリカの死亡率  
組織者: Olukunie Adegbola (ナイジェリア)
- 公式部会7. 高死亡率国における死亡率低下の諸要因  
組織者: S. L. N. Rao (インド)
- 公式部会8. 低死亡率国における死因のパターンと動向  
組織者: Jacques Vallin (フランス)
- 公式部会9. 国際人口移動の人口経済的結果  
組織者: Riad Tabbarah (レバノン)
- 公式部会10. 定着のパターンと人口学的含著  
組織者: Sidiki Coulibaly (アッパーボルタ)
- 公式部会11. 都市人口増加とその社会経済的結果  
組織者: Allan Kelley (米国)
- 公式部会12. 労働市場のダイナミックスと国際人口移動  
組織者: Denis Maillat (スイス)
- 公式部会13. 家族ライフサイクルの人口学的及びその他の要因  
組織者: John Bongaarts (オランダ)
- 公式部会14. 途上国における家族形成・解体の変化  
組織者: Apichat Chamratithirong (タイ)
- 公式部会15. 人口政策の策定にあたっての人口学的知識の活用  
組織者: Paul Urzua (チリ)
- 公式部会16. 低出生率国における出生力促進政策に対する反響  
組織者: Raimondo Cagiano de Azevedo (イタリア)
- 公式部会17. 家族計画: 将来に対する展望  
組織者: Charles F. Westoff (米国)
- 公式部会18. 高齢化, 社会保障, 経済行動  
組織者: Pierre Pestieau (ベルギー)
- 公式部会19. 人口推定の新しいアプローチとそのための新しい調査の方法  
組織者: Kenneth Hill (英国)
- 公式部会20. 途上国における人口データ収集に関する統計的諸問題  
組織者: John Y. Owusu (ガーナ)
- 公式部会21. 人口推計における最前線  
組織者: Carmen Arretx (チリ)
- 公式部会22. 数理人口学  
組織者: John H. Pollard (オーストラリア)
- 公式部会23. 人口知識に対するマイクロ研究の貢献  
組織者: Allan Hill (英国)
- 公式部会24. 人口増加のパターン  
組織者: Carlo Corsini (イタリア)
- 公式部会25. 過去の経験から見た人口変動の現在のパターン  
組織者: Etienne van de Walle (ベルギー)
- 公式部会26. 社会経済的特徴と人口学的行動との変り行く関係  
組織者: Charlotte Höhn (西ドイツ)

公式部会27. 中国の1982年センサス

組織者：劉錚（中国）

公式部会28. 1980年を中心とするセンサスから見たアフリカの人口

組織者：Michael N. Azefor

非公式部会1. 出生力分析における直接的要因の推定

組織者：Hilary Page（英国・ベルギー）

非公式部会2. 移動と出生力

組織者：Mare Termote（カナダ）

非公式部会3. 死亡における男女差：将来の見通しと変り行く動向

組織者：Evelyn M. Kitagawa（米国）

非公式部会4. 死亡率低下の逆転

組織者：Emil Valkovicks（ハンガリー）

非公式部会5. 地域人口変動の人口学的・経済的分析

組織者：Andrei Rogers（米国）

非公式部会6. 短期人口動向の分析

組織者：Gerard Calot（フランス）

非公式部会7. コウホート経験に基づく各モデル・スケジュールの評価

組織者：Hania Zlotnik（メキシコ）

非公式部会8. 異なった人口分析のための情報システム

組織者：Mark H. Skolnick（米国）

非公式部会9. マルサス以前の人口理論

組織者：Piero Roggi（イタリア）

非公式部会10. 人口政策策定とその反応における宗教の影響

組織者：Pierre Delooz（ベルギー）

非公式部会11. 先住少数民族の人口学

組織者：Ian Pool（ニュージーランド）

非公式部会12. 地中海地域の人口学的相違

組織者：Joaguin Arango（スペイン）

非公式部会13. 歴史人口学

組織者：Ad van der Woude（オランダ）

非公式部会14. 人口学と生物医学.

組織者：Ronald H. Gray（米国）

サイド・ミーティング

1. 人口データの市場利用

企画組織者：Gordon W. Green（米国）、Jean L. Bodin（フランス）

2. 人口学におけるマイクロ・コンピュータの利用

企画組織者：Mirella Schaerf（イタリア）

3. FAO/IUSSP共同部会

組織者：Joop Alberts（オランダ）

4. ISSC/IUSSP共同の学際セッション



日本大学人口研究所『ASEANにおける国内人口移動と開発』

総合研究開発機構, 1984年12月, 381 p.+ xiip.

本書は、昭和56年から2年間にわたって日本大学人口研究所が行った、総合研究開発機構(NIRA)の委託研究の報告書である。この研究は、総勢22名(日本6名、アセアン諸国13名、その他ハワイ大学などの関係者3名)という多数の研究協力者の協力で進められたが、57年に開かれたワークショップでの討論と各協力者の研究成果とをふまえて、小川直宏氏(日大)と阿部茂行氏(京都産業大学)とによってまとめられている。

第I章の「序論: ASEAN社会の人口分布」、第II章「ASEANにおける長期的人口変動の比較」、の二つの章で、自然的、社会・経済的、文化的に相当数の類似点と相異的を持つアセアン諸国での、人口分布と人口の増加傾向ならびに都市化の相互比較がなされるとともに、シンガポールを除くアセアン4ヶ国政府の人口再分布政策とその影響、再分布政策にもかかわらず進行する首位都市の人口増加の特色がまとめられている。第III章はインドネシア、マレーシア、フィリピン、タイの4ヶ国の国内人口移動について、これまでに蓄積されたそれぞれの国の人口移動研究の成果と、最新のデータをもとに詳細に分析されている。そして第IV章の「ASEANの農業開発の現状と問題点」と第V章の「ASEANにおける工業化と雇用」でアセアン諸国の経済政策を紹介したのちに、第VI章の「国内人口移動と経済開発の関係」で、ジェームス=ローマセットモデルとハリス=トダロモデルを紹介するとともに、各国の経済開発がどのように人口移動に影響したかを、輸出入課税の影響(タイ)、電化政策の影響(フィリピン)、農業技術と農業生産形態の変化による影響(インドネシア・フィリピン)、「再定住計画」における「第2世代問題」への影響(マレーシア)などを例として述べられ、また人口移動が経済・社会開発にどのような影響を与えたかについて、女子の労働参加率や出生力への影響がとりあげられている。第VII章「展望」では、各国とも今後農村から都市への人口移動は一層大きくなると予測し、その場合、農業の生産性向上と農業関連産業の拡大による農村での雇用の創出という政策が必要であると指摘している。最後の第VIII章「結論」では、アセアン諸国の人口移動と開発のパターンに共通してみられる点と各国に特有な問題点を整理したのちに、早急に取り組む必要のある研究課題として、人口移動そのものより深い分析、人口移動の意志決定メカニズムの研究、地理的移動と職業的移動との比較研究、女子の人口移動研究、都市の人口成長メカニズムの分析、農村の再定住計画など人口移動関連の諸政策の評価などがあげられている。

以上からも明らかのように、本書は「人口移動」を柱にして、「都市」とともに「農村」をも分析の視野に入れた、また農業開発・工業開発という政府の開発計画と人口移動との関係の分析に至るまでのきわめて幅の広い、「人口移動」の研究書である。とくに、お互に類似点を持ちながらも相異点の目立つアセアン諸国の分析が、それぞれの国の個々バラバラな分析で終らず、その相互の比較研究によってアセアンの全体像を描き出している点はみごとである。東南アジア(あるいはアセアン諸国)の人口移動研究、社会・経済開発計画に関する研究を行うための必読書といって良いであろう。

なお巻末には、アセアン諸国の人口移動研究を中心とする200を越える文献がリストされていて、関係諸国の人口移動研究に有用な文献集となっている。

(河邊 宏)

Ira S. Steinberg, *The New Lost Generation :  
The Population Boom and Public Policy*

New York : St. Martin's Press, 1982, 160pp.

本書の著者Ira S. Steinbergは、Oberlin大学の哲学教授である。人口関係の書は、1974年に 'Population and Frustration' がある。

本書は、アメリカのベビー・ブーム世代（1950年代後半から1960年代前半）＝「新失われた世代」が持つ社会に対する意味を扱った論文集であるが、「社会的事実」、「社会問題」、「アイデンティティとイデオロギー」、「代わりの政策」、「人口政策、予測と説得」の5章からなる。第1章の「社会的事実」では、本書の題名となっている「新失われた世代」を中心に人口構造を素描する。しかし、その数字の読みとり方には、単なるデータ主導型の客観的姿勢のほか、問題発見の強い態度が感じられる。第2章では、社会病理の原因ともなるベビー・ブーム世代の特徴を前後の世代と比較して述べる。常識的な見解とされる「ベビー・ブームの後の世代は、ベビー・ブーム世代よりも、入学、就職、結婚の面で楽なライフ・コースをたどる」という考え方を修正する。その集団は、ライフ・コースの様々な段階で前のベビー・ブーム世代の強い影響を被り続ける。また、社会的な数字、たとえば、自殺率、交通事故数、非嫡出子数等の常識的な解釈の誤りを指摘する。非嫡出子数の特定年次の突出について言えば、それは、1950年のベビー・ブームたちのおとしごであることを言う。また、初婚年齢があがっていくにつれ、非嫡出子が生まれる可能性も大きくなるという人口学的視点を忘れない。また、社会的昇進については、後からくるものをばんでしまう「新失われた世代」の弊を言う。さらに、経済問題に焦点を当てては、「豊かな時代」にそのコウホートは他のコウホートに対して欲求不満のもとをつくっていることを言う。

第3章では、アイデンティティの問題＝「自分を単に個人と考えるのではなく、共通の問題や関心を持つ集団の成員と考えるようになること」をとりあげる。つまり、自分達の集団の社会的な位置付けの自覚が、喚起された行動因、独立変数となり、自分のアイデンティティを改善しようとする社会ドラマが展開されることを観察する。あるいは、デモグラフィック要因の知識や情報が、デモグラフィック行動を変化させることをいう。著者は、その微妙な、マスコミ社会の情報という第2の現実がデモグラフィック行動にどう変化を与えるかを考察する。

また、人口学的な現象に関して、理想や規範と知覚された現実との齟齬の結果、現実の方を拒絶し、理想の方を保持することがありうることをもいう。たとえば、子供の数への思い入れが、経済条件を凌ぐ場合である。

最後の4、5章では、人口の動向に影響を与える経済政策や、人口政策とその効果について論じる。たとえば、各家族の出生数の制限などの直接的な人口政策については、個人の自由や権利の尊重を考慮しすぎて、触れることが少ないのが残念であった。しかし、子供の数を単に経済システムの一要因としてとらえるのではなく、自律した単位としてとらえているのは、注目できるであろう。その際には、経済と出生の関係に関する議論とは別に、「新失われた世代」に対する特定された処方箋も忘れない。そして、その処方箋の一時的な効果だけではなく、長期にわたる継続的效果をも視野にいれてあるのがすばらしい。時間的に大きな話となっただけに、逆説的にいえば、総論のオンパレードという感も与えるが、むしろ、ここからさらに特定の問題を汲取ったり、俯瞰図として利用するには格好のものとなっていると言えるであろう。

人口政策についていえば、「最も少なく統治するものが最もよく統治する」という原則を貫くことが、民主主義社会における善意の人口政策であることを示唆する。つまり、デモグラフィック行動に、直接的な介入を下すのではなく、人口統計の情報が、人々のデモグラフィック行動にどのような影響を与えるかを考慮しつつ公開する、という戦略をよしとするものである。このことは、ややもすると国家が多面的な統計的事実から恣意的にある事実を選択しかねない危機を感じさせるが、多面的事実が真実であり、国家に良心があるならば、とらざるを得ない立場であろう。これに関して思ったことは、例えば、人口推計値や出生動向がどのように人々に認識され、どのような人口政策の変化が望まれるか、という見極めの研究が進められても良いだろう、ということであった。

(坂井博通)

# 統 計

## 主要国の標準化人口動態率および合計特殊出生率：最新材料

人口情報部では、諸外国の人口に関する統計資料の整備、人口学的主要指標の計算を常時行って、研究業務その他に役だてている。この度、United Nations, *Demographic Yearbook*の1983年版が出版されたので、それによって、主要国の標準化人口動態率および合計特殊出生率を計算し、利用の便宜のために掲載するものである。

標準化人口動態率計算に使用した標準人口は1930（昭和5）年の日本全国総人口である。また、年齢別出生率および死亡率は人口数と出生数、死亡数によって計算したのではなく、*Demographic Yearbook*に掲載されている年齢別出生率および年齢別死亡率をそのまま利用した。女子の年齢別出生率は15～19歳……45～49歳の年齢5歳階級別の区分により、男女年齢別死亡率は0、1～4、5～9歳……80～84歳の年齢5歳階級および85歳以上の区分による。合計特殊出生率もまた、掲載されている年齢別出生率によって計算されている。なお、表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。

なお、比較に載せている日本は、厚生省『人口動態統計』に基づいて人口問題研究所が算定した最新年の数値である。本統計資料の作成は、人口情報部解析科の坂東里江子技官が担当した。

結果表1 主要国の標準化人口動態率：各国最新材料

国および地域	年次	標準化人口動態率			〔参考〕普通人口動態率		
		出生率	死亡率	自然増加率	出生率	死亡率	自然増加率
カナダ <sup>1)</sup>	1981	12.52	3.96	8.56	<sup>6)</sup> 15.1	<sup>6)</sup> 7.1	<sup>6)</sup> 8.0
ホンコン	1982	13.30	3.73	9.57	16.5	4.8	11.7
イスラエル	1982	22.66	4.41	18.25	24.0	6.9	17.1
日本	1983	12.95	3.31	9.63	12.7	6.2	6.5
オーストリア	1981	13.16	4.92	8.24	12.5	12.3	0.2
ベルギー	1978	12.88	4.96	7.92	12.4	11.7	0.7
チェコスロバキア	1981	16.66	5.89	10.77	15.5	11.7	3.8
デンマーク <sup>2)</sup>	1982	10.60	4.20	6.40	10.3	10.8	-0.5
フィンランド	1981	12.06	4.53	7.53	13.2	9.3	3.9
フランス	1980	14.72	4.30	10.42	14.8	10.1	4.7
ドイツ民主共和国 <sup>3)</sup>	1981	15.05	5.32	9.73	14.2	13.9	0.3
ドイツ連邦共和国 <sup>4)</sup>	1982	10.37	4.52	5.85	10.0	11.6	-1.6
ギリシア	1981	16.12	3.85	12.27	<sup>6)</sup> 14.3	<sup>6)</sup> 8.7	<sup>6)</sup> 5.6
ハンガリー	1982	14.35	6.42	7.93	12.5	13.5	-1.0
アイルランド	1979	22.48	5.21	17.27	21.5	9.7	11.8
オランダ	1981	11.38	3.74	7.64	12.5	8.1	4.4
ノルウェー	1982	12.79	3.70	9.09	12.4	10.0	2.4
ポーランド	1982	17.81	5.56	12.25	19.4	9.2	10.2
スペイン	1978	18.27	4.34	13.93	<sup>7)</sup> 16.1	<sup>7)</sup> 7.8	<sup>7)</sup> 8.3
スウェーデン	1981	11.98	3.64	8.34	11.3	11.1	0.2
スイス	1981	11.28	3.80	7.48	11.5	9.3	2.2
イギリス <sup>5)</sup>	1982	13.16	4.39	8.77	12.6	11.7	0.9
ユーゴスラビア	1980	16.53	5.87	10.66	17.0	9.0	8.0
オーストラリア	1981	14.45	4.11	10.34	15.8	7.3	8.5

<sup>1)</sup> ニューファンドランドを除く。 <sup>2)</sup> フェロー諸島およびグリーンランドを除く。 <sup>3)</sup> 東ベルリンを含む。

<sup>4)</sup> 西ベルリンを含む。 <sup>5)</sup> イングランド＝ウェールズのみ。 <sup>6)</sup> 1982年。 <sup>7)</sup> 1979年。

結果表2 主要国の合計特殊出生率：各国最新材料

国	年	合計特殊出生率	国	年	合計特殊出生率	国	年	合計特殊出生率
チュニジア	1980	5.365	韓国	1981	2.433	ギリシア	1981	2.091
カナダ <sup>1)</sup>	1981	1.669	クウェート	1980	5.495	ハンガリー	1982	1.788
パナマ	1981	3.515	シンガポール	1982	1.707	オランダ	1981	1.559
プエルトリコ	1980	2.717	タイ	1982	2.769	ノルウェー	1982	1.710
アメリカ合衆国	1981	1.815	オーストリア	1981	1.712	ポーランド	1982	2.336
ブラジル	1980	2.850	ブルガリア	1981	2.011	ルーマニア	1982	2.171
チリ	1982	2.580	チェコスロバキア	1981	2.094	スウェーデン	1981	1.633
ベネズエラ	1981	4.155	デンマーク <sup>2)</sup>	1982	1.423	スイス	1981	1.546
バングラデシュ	1981	4.968	フィンランド	1981	1.649	イギリス <sup>5)</sup>	1982	1.757
ホンコン	1982	1.860	フランス	1980	1.986	ユーゴスラビア	1980	2.140
イスラエル	1982	3.124	ドイツ民主共和国 <sup>3)</sup>	1981	1.869	オーストラリア	1981	1.936
日本	1983	1.801	ドイツ連邦共和国 <sup>4)</sup>	1982	1.415	ニュージーランド	1981	2.014

参考表2の注記参照。

1) ニューファンドランドを除く。 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。 5) イングランド=ウェールズのみ。

参考表1 主要国の合計特殊出生率の推移：1950～82年

年次	カナダ <sup>1)</sup>	アメリカ合衆国	オーストラリア	チェコスロバキア	デンマーク <sup>2)</sup>	フィンランド	フランス	ドイツ民主共和国 <sup>3)</sup>	ドイツ連邦共和国 <sup>4)</sup>
1950	3.37	3.02	<sup>6)</sup> 2.03	...	2.58	3.16	2.92	...	<sup>6)</sup> 2.05
1955	3.75	3.52	2.23	<sup>8)</sup> 2.57	2.58	2.91	2.70	2.35	2.07
1960	3.81	3.64	<sup>7)</sup> 2.80	2.39	2.54	2.71	2.72	2.37	2.34
1965	3.12	2.93	2.69	2.37	2.60	2.40	2.82	2.46	2.50
1970	2.26	2.46	2.31	2.08	1.97	1.83	2.47	2.17	2.01
1975	1.82	1.80	1.84	2.46	1.92	1.69	1.96	1.54	1.45
1976	1.80	1.77	1.70	2.43	1.75	1.72	1.87	1.63	1.46
1977	1.77	1.83	1.64	2.38	...	1.69	1.90	1.84	1.40
1978	1.72	1.80	1.62	2.37	1.67	1.65	1.86	1.90	1.38
1979	1.72	1.85	1.62	...	1.60	1.64	1.90	1.90	1.39
1980	1.71	1.84	1.68	...	1.54	1.63	1.99	1.95	1.47
1981	1.67	1.82	1.71	2.09	1.43	1.65	...	1.87	1.44
1982	...	...	...	...	1.42	...	...	...	1.41

年次	ハンガリー	オランダ	ポーランド	ルーマニア	スウェーデン	スイス	イギリス <sup>5)</sup>	ユーゴスラビア	オーストラリア
1950	<sup>9)</sup> 2.54	3.10	3.64	...	2.32	2.40	2.19	3.81	3.06
1955	2.81	3.05	<sup>10)</sup> 3.46	...	2.25	2.33	2.22	3.18	3.27
1960	2.02	3.11	3.01	<sup>11)</sup> 2.04	2.17	2.34	2.67	<sup>7)</sup> 2.78	3.45
1965	1.81	3.03	2.51	1.91	2.39	2.57	2.81	2.70	2.98
1970	1.96	2.58	2.23	2.89	1.94	2.09	2.38	2.29	2.86
1975	2.38	1.67	2.27	2.62	1.78	1.60	1.79	2.28	2.22
1976	2.26	1.64	2.30	2.58	1.69	1.53	1.72	2.27	2.14
1977	2.17	1.59	...	2.60	1.65	1.52	1.68	2.20	2.04
1978	2.08	1.59	2.20	2.54	1.60	1.49	1.75	2.16	1.98
1979	2.02	1.57	2.27	2.50	1.66	1.50	1.86	2.13	1.94
1980	1.93	...	2.28	2.45	1.68	...	...	2.14	...
1981	1.88	1.56	2.23	2.37	1.63	1.55	1.81	...	1.94
1982	1.79	...	2.34	2.17	...	...	1.76	...	...

UN, *Demographic Yearbook*, 各年版の女子の年齢別出生率に基づいて算定。 1) ニューファンドランドを除く。 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。 5) イングランド=ウェールズのみ。 6) 1951年。 7) 1961年。 8) 1958年。 9) 1949年。 10) 1957年。 11) 1962年。

参考表2 主要国の女子の年齢（5歳階級）別特殊出生率：名国最新材料

(%)

国	年	総数 (総出生率) <sup>1)</sup>	年 齢 別 出 生 率						
			15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
チ ュ ニ ジ ア	1980	151.9	36.7	207.8	294.2	249.1	170.6	76.9	37.7
カ ナ ダ <sup>2)</sup>	1981	55.5	25.9	94.7	124.2	66.6	19.0	3.1	0.2
パ ナ マ	1981	118.7	110.7	197.2	171.2	120.6	69.0	28.2	6.0
プ エ ル ト リ コ	1980	88.4	78.1	176.0	153.8	85.8	37.8	10.5	1.4
ア メ リ カ 合 衆 国	1981	61.0	53.6	112.0	112.0	61.4	20.0	3.8	0.2
ブ ラ ジ ル <sup>3)</sup>	1980	92.6	55.3	153.2	149.7	107.2	69.1	30.0	5.4
チ リ <sup>3)</sup>	1982	84.8	66.7	149.3	141.0	91.5	48.2	17.0	2.3
ベ ネ ズ エ ラ <sup>4)</sup>	1981	138.9	101.6	216.0	203.1	155.8	99.3	45.5	9.7
バ ン グ ラ デ シ ュ <sup>3)</sup>	1981	161.5	130.4	247.7	260.0	164.0	127.4	46.0	18.0
ホ ン コ ン	1982	63.6	10.0	79.9	147.6	93.1	34.5	6.2	0.6
イ ス ラ エ ル	1982	102.8	31.1	174.7	193.3	137.3	72.0	14.9	1.4
日 本	1982	49.5	4.1	71.1	182.6	74.3	14.3	1.8	0.1
韓 国 <sup>3)</sup>	1981	79.0	9.7	135.2	227.9	84.2	22.2	5.8	1.6
ク ウ エ ー ト	1980	182.5	80.1	270.4	302.2	216.0	166.5	45.6	18.1
シ ン ガ ポ ー ル	1982	58.9	11.3	77.1	133.9	83.3	30.5	4.9	0.3
タ イ <sup>3)</sup>	1982	88.6	50.4	154.5	144.3	87.5	54.3	37.6	25.1
オ ー ス ト リ ア	1981	51.8	35.0	123.6	106.3	52.8	19.2	5.1	0.4
ブ ル ガ リ ア	1981	58.3	79.0	188.6	90.2	32.3	10.0	2.0	0.1
チ ェ コ ス ロ バ キ ア	1981	64.9	49.3	194.5	112.6	44.7	14.8	2.8	0.1
デ ン マ ー ク <sup>5)</sup>	1982	42.1	12.1	87.3	112.9	54.1	15.7	2.3	0.1
フ ィ ン ラ ン ド	1981	51.8	16.9	88.7	118.3	69.5	29.8	6.1	0.4
フ ラ ン ス	1980	62.5	18.1	122.5	144.0	79.7	27.1	5.3	0.4
ド イ ツ 民 主 共 和 国 <sup>6)</sup>	1981	56.9	51.1	175.6	100.9	36.2	8.3	1.6	0.1
ド イ ツ 連 邦 共 和 国 <sup>7)</sup>	1982	40.1	12.5	75.4	106.6	64.1	20.4	3.6	0.3
ギ リ シ ア	1981	59.9	48.9	147.7	124.8	64.4	25.5	6.1	0.8
ハ ン ガ リ ー	1982	52.3	59.0	149.5	95.6	38.4	12.3	2.6	0.1
オ ラ ン ダ	1981	49.4	9.0	74.6	139.8	66.9	17.5	3.5	0.4
ノ ル ウ ェ ー	1982	53.9	22.0	104.7	123.0	65.8	22.4	3.8	0.3
ポ ー ラ ン ド	1982	77.2	34.2	184.9	137.3	70.3	32.0	7.8	0.6
ル ー マ ニ ア	1982	65.2	69.8	184.4	107.2	47.5	19.6	5.2	0.4
ス ウ ェ ー デ ン	1981	49.0	14.5	90.3	120.6	71.7	24.8	4.4	0.2
ス イ ス	1981	45.9	9.7	80.0	124.2	70.1	21.7	3.3	0.2
イ ン グ ラ ン ド = ウ ェ ー ル ズ	1982	53.0	27.5	101.6	125.8	69.0	22.8	4.2	0.5
ユ ー ゴ ス ラ ビ ア	1980	66.1	48.2	161.9	120.7	62.6	26.1	7.5	1.0
オ ー ス ト ラ リ ア	1981	63.0	28.1	107.3	145.0	77.5	24.4	4.5	0.3
ニ ュ ー ジ ー ラ ン ド	1981	65.2	38.3	123.1	146.6	69.9	20.2	4.4	0.2

UN, *Demographic Yearbook*, 1983年版の第11表による。 1) 15~49歳女子人口についての特殊出生率。  
 2) ニューファンドランドを除く。 3) 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。  
 4) 密林のインディアン人口を除く。 5) フェロー諸島およびグリーンランドを除く。 6) 東ベルリンを含む。  
 7) 西ベルリンを含む。

## 主要国の人口年齢構造に関する主要指標：最新材料

国際連合（統計局）が刊行している『世界人口年鑑』の最新年版（1983年版）<sup>1)</sup>に掲載されている各国の年齢（5歳階級）別人口に基づいて算定した年齢構造に関する主要指標をここに掲載する。このような計算は従来より毎年行っているが（人口情報部解析科担当）、利用の便宜上、前回<sup>2)</sup>から算定の都度本誌本欄に結果を掲載することとした。

掲載した指標は、年齢3区分別人口、それに基づく年齢構造係数、従属人口指数（年少人口指数と老年人口指数の別）および老年化指数、それから平均年齢と中位数年齢である。なお、本統計資料の作成は、人口情報部解析科の石川晃技官が担当した。

### 結果表を利用するにあたっての注意

外国はUN, *Demographic Yearbook*, 1983年版およびそれ以前の最近年版に掲載の年齢別人口統計に基づいて計算したものであるが、総人口が1,000人未満およびここに示すような指標が算定不能の国は除いている。表中、期日の後の(C)はセンサスの結果であることを示す。他はすべて推計人口で、特記のないかぎり現在人口である。年齢は満年齢である。なお、イタリック体は信頼性に疑問のある推計値であることを示す。

以下表注。

\* 暫定値。1) 総数に年齢不詳を含む。2) 常住人口。3) 回数徒人口のみ。4) データは調査漏れの補正をしていない。5) ポフサツワナ、トランスケイおよびベンダを除く。6) 概数のため総数は各年齢の合計とは合わない。7) 常住人口、ただし地域内に駐留する軍隊を含む。8) 年齢区分は正確な誕生日ではなく出生年次に基づく。9) 常住人口、ただし長期間不在の民間人を除く。10) データは最新のセンサスにおける調査漏れの補正をしてある。11) 密林のインディアン人口を除く。12) 遊牧のインディアン部族を除く。13) 1972年に39,800人と推計された密林のインディアン人口を除く。14) 1961年に31,800人と推計された密林のインディアン人口を除く。15) 遊牧民を除く。16) センサス結果の10%抽出標本に基づく。29の省・市・自治区の民間人のみを対象としている。17) 最終帰属未決定のジャンムとカシミールのインド側保有部分のデータを含む。18) 総務庁統計局、『昭和59年10月1日現在推計人口 全国総人口 全国年齢、男女別人口 都道府県、男女別人口』（昭60.3, 仮印刷資料）によるもので、人口の範囲は、推計時現在、わが国の行政権の及ぶ地域に常住する日本人および外国人を含む総人口。ただし、外国人のうち外国軍隊の軍人・軍属およびその家族ならびに外国の外交団・領事団（随員および家族を含む）は除いている。19) 1967年6月以降イスラム軍が占領しているヨルダン領のデータを除く。20) 1961年センサス時に933人であった国外にいる軍人、外交官およびそれらの家族を含む。ただし1961年センサス時389人であった国内の外国の軍人、外交官およびそれらの家族を除く。また1967年5月31日に722,687人であった登録されたパレスチナ難民を含む。21) 外国軍隊、軍隊に雇用されている外国民間人、外国外交官、それらの家族および国外にいる韓国外交官とその家族を除く。22) 乗船中の一時滞在者および施設内に居住する軍人、軍属およびその家族ならびに観光客を除く。その数は、1980年センサスでそれぞれ5,553人、5,187人および8,985人である。23) パレスチナ難民を含む。24) フェロー諸島およびグリーンランドを除く。25) 常住人口、ただし国外にいる外交官を除き、大使館または領事館に居住しない外国外交官を含む。26) ドイツ連邦共和国およびドイツ民主共和国に関するデータには、別個にデータが提供されていないベルリンについての関連したデータが含まれている。その場合、生じるベルリンの地位についてのいかなる問題も、なんらの偏見なしに処理されている。27) 軍人の家族を含み、観光客および一時滞在者を除く。28) 国外に駐留する軍隊を除き、地域内に駐留する外国軍隊を含む。29) マルタ人人口のみ。30) 国外にいる外交官および軍隊を除く。そのうち後者の人口は、1966年のセンサスで1,936人であった；また国内の外国軍隊も除く。31) 北マリアナを除く。32) 標本調査の結果に基づく。

1) 原典は、United Nations, *Demographic Yearbook 1983*, Thirty fifth issue, New York, 1985. 最新年版に掲載のない国については、それ以前の最近年版を用いた。

2) 1982年版によるもので、『人口問題研究』, 第174号(1985.4)に掲載。

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標：各国最新材料

No	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔 ア フ リ カ 〕						
1	アルジェリア	1982. 7. 1 <sup>2)</sup>	19,857,006	9,160,036	9,924,531	772,439
2	ベニーン	1979. 3. 20-30 (C) <sup>1)</sup>	3,331,210	1,626,663	1,528,035	173,839
3	ブルンジ	1983. 7. 1	4,421,998	1,894,871	2,339,192	187,935
4	カメルーン連合共和国	1983. 7. 1*	9,164,775	3,945,768	4,943,045	275,962
5	中央アフリカ共和国	1975. 12. 8-22 (C) <sup>1)</sup>	2,054,610	792,955	991,913	37,511
6	エジプト	1976. 11. 23 <sup>1)</sup>	36,626,204	14,629,395	20,679,815	1,311,240
7	エチオピア	1983. 7. 1	33,679,600	15,297,400	17,196,800	1,185,400
8	ガンビア	1980. 7. 1	600,955	251,547	336,047	13,361
9	ギニア	1979. 4. 16-30 (C)	767,739	339,971	391,934	35,834
10	コートジボワール	1975. 4. 30 (C) <sup>1)</sup>	6,709,600	2,983,227	3,544,945	141,548
11	ケニア	1983. 7. 1*	18,774,630	9,654,482	8,721,018	399,130
12	レソト	1976. 4. 12 (C) <sup>1) 2)</sup>	1,216,815	475,215	653,973	63,301
13	リベリア	1977. 7. 1	1,634,021	688,831	933,116	62,074
14	リビア	1973. 7. 31 (C) <sup>1) 2)</sup>	2,249,237	1,096,763	1,064,667	87,712
15	マダカスカール	1974-1975(C)* <sup>1)</sup>	7,603,790	3,376,805	3,950,863	275,886
16	マラウイ	1977. 9. 20 (C) <sup>1)</sup>	5,547,460	2,476,077	2,813,879	248,389
17	マリ	1976. 12. 16 (C) <sup>1) 2)</sup>	6,394,918	2,816,299	3,336,316	241,532
18	モーリタニア	1975. 7. 1 <sup>1)</sup>	1,318,000	556,000	683,000	75,800
19	モーリシャス：					
20	モーリシャス島	1982. 6. 30	949,686	311,711	595,774	42,201
21	ロードリゲス	1982. 6. 30	33,649	16,324	16,222	1,103
22	モロッコ	1978. 7. 1 <sup>4)</sup>	18,794,000	8,581,000	9,711,000	502,000
23	レユニオン	1982. 3. 9 (C) <sup>1) 2)</sup>	515,798	172,096	318,008	25,257
24	ルワンダ	1978. 8. 15-16 (C) <sup>1) 2)</sup>	4,831,527	2,201,622	2,483,692	135,504
25	セントヘレナ	1976. 10. 31 (C)	5,147	1,819	2,861	467
26	セネガル	1976. 9. 16 (C) <sup>1) 2)</sup>	4,997,885	2,155,323	2,635,274	199,777
27	セイシエル	1983. 7. 1*	64,335	23,749	36,414	4,172
28	シエラレオネ	1974. 12. 8 (C) <sup>1) 4)</sup>	2,735,159	1,109,652	1,474,776	146,209
29	南アフリカ	1980. 5. 6 (C) <sup>3) 5)</sup>	24,885,960	9,383,440	14,527,260	975,260
30	スーダン	1980. 7. 1	18,680,700	8,382,400	9,788,600	509,700
31	スワジランド	1983. 7. 1*	605,084	297,291	293,632	14,161
32	チュニジア	1981. 7. 1	6,565,500	2,742,400	3,537,300	285,800
33	カメルーン連合共和国	1976. 4. 9 (C) <sup>1) 2) 5)</sup>	7,131,833	3,094,419	3,773,832	259,826
34	タンザニア連合共和国：	1978. 8. 26 (C)	17,512,611	8,083,371	8,712,142	717,098
35	タンガニーカ	1978. 8. 26 (C)	17,036,498	7,851,330	8,489,363	695,805
36	ザンジバル	1978. 8. 26 (C)	476,113	232,041	222,779	21,291
37	オートボルト	1975. 7. 1-7 (C) <sup>1)</sup>	5,638,203	2,555,206	2,862,833	211,765
38	ザイール	1980. 7. 1	26,377,260	12,189,591	13,527,165	660,504
39	ザンビア	1977. 7. 1	5,302,000	2,467,000	2,702,000	133,000
40	ジンバブエ	1983. 6. 30	7,740,000	3,940,000	3,672,000	128,000
〔 北 ア メ リ カ 〕						
41	バハマ	1980. 7. 1	210,066	80,038	121,437	8,591
42	バルバドス	1978. 7. 1	265,200	81,340	159,220	24,640
43	バーミューダ	1982. 7. 1	54,841	12,127	38,035	4,679
44	カーナダ	1983. 6. 1* <sup>7)</sup>	24,889,800	5,456,500	16,937,000	2,496,600
45	カイマン諸島	1979. 10. 8 (C)	16,677	4,854	10,660	1,163
46	キューバ	1982. 12. 31	9,841,989	2,819,199	6,241,150	781,640
47	ドミニカ共和国	1980. 7. 1	5,430,879	2,585,528	2,676,861	168,490
48	グリーンランド	1982. 7. 1 <sup>2)</sup>	51,669	13,870	35,921	1,878
49	グアドループ	1982. 3. 9 (C) <sup>1) 2)</sup>	327,002	101,539	199,805	24,170
50	グアテマラ	1980. 7. 1	7,262,400	3,201,000	3,853,600	207,800

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数 (%)	No
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少人口	老年人口		
46.13	49.98	3.89	22.11	16.74	100.08	92.30	7.78	8.43	1
48.83	45.87	5.22	22.40	15.76	117.83	106.45	11.38	10.69	2
42.85	52.90	4.25	23.00	17.96	89.04	81.01	8.03	9.92	3
43.05	53.94	3.01	23.12	18.45	85.41	79.82	5.58	6.99	4
38.59	48.28	1.83	23.34	18.33	83.72	79.94	3.78	4.73	5
39.94	56.46	3.58	24.73	19.61	77.08	70.74	6.34	8.96	6
45.42	51.06	3.52	22.72	17.48	95.85	88.95	6.89	7.75	7
41.86	55.92	2.22	22.72	19.09	78.83	74.85	3.98	5.31	8
44.28	51.05	4.67	23.38	18.05	95.88	86.74	9.14	10.54	9
44.46	52.83	2.11	21.66	17.82	88.15	84.15	3.99	4.74	10
51.42	46.45	2.13	19.68	14.48	115.28	110.70	4.58	4.13	11
39.05	53.74	5.20	25.53	19.86	82.35	72.67	9.68	13.32	12
40.90	55.41	3.69	23.89	19.30	80.47	73.82	6.65	9.01	13
48.76	47.33	3.90	22.02	15.76	111.25	103.01	8.24	8.00	14
44.41	51.96	3.63	23.06	17.61	92.45	85.47	6.98	8.17	15
44.63	50.72	4.48	23.03	17.71	96.82	88.00	8.83	10.03	16
44.04	52.17	3.78	23.20	17.97	91.65	84.41	7.24	8.58	17
42.19	51.82	5.75	24.92	19.23	92.50	81.41	11.10	13.63	18
									19
32.82	62.73	4.44	26.20	22.38	59.40	52.32	7.08	13.54	20
48.51	48.21	3.28	21.80	15.79	107.43	100.63	6.80	6.76	21
45.66	51.67	2.67	21.89	17.03	93.53	88.36	5.17	5.85	22
33.36	61.65	4.90	26.64	21.49	62.06	54.12	7.94	14.68	23
45.57	51.41	2.80	21.57	16.80	94.10	88.64	5.46	6.15	24
35.34	55.59	9.07	28.79	22.75	79.90	63.58	16.32	25.67	25
43.12	52.73	4.00	23.32	18.32	89.37	81.79	7.58	9.27	26
36.91	56.60	6.48	25.84	20.27	76.68	65.22	11.46	17.57	27
40.57	53.92	5.35	25.12	20.42	85.16	75.24	9.91	13.18	28
37.71	58.38	3.92	24.87	20.89	71.31	64.59	6.71	10.39	29
44.87	52.40	2.73	22.16	17.51	90.84	85.63	5.21	6.08	30
49.13	48.53	2.34	20.68	15.42	106.07	101.25	4.82	4.76	31
41.77	53.88	4.35	24.14	18.57	85.61	77.53	8.08	10.42	32
43.39	52.92	3.64	23.65	18.41	88.88	82.00	6.88	8.40	33
46.16	49.75	4.09	22.62	16.96	101.01	92.78	8.23	8.87	34
46.09	49.83	4.08	22.63	16.99	100.68	92.48	8.20	8.86	35
48.74	46.79	4.47	22.23	15.64	113.71	104.16	9.56	9.18	36
45.32	50.78	3.76	22.95	17.39	96.65	89.25	7.40	8.29	37
46.21	51.28	2.50	21.48	16.81	94.99	90.11	4.88	5.42	38
46.53	50.96	2.51	21.45	16.65	96.23	91.30	4.92	5.39	39
50.90	47.44	1.65	19.42	14.66	110.78	107.30	3.49	3.25	40
38.10	57.81	4.09	24.92	20.23	72.98	65.91	7.07	10.73	41
30.67	60.04	9.29	29.54	23.37	66.56	51.09	15.48	30.29	42
22.11	69.36	8.53	33.25	30.84	44.19	31.88	12.30	38.58	43
21.92	68.05	10.03	33.69	30.41	46.96	32.22	14.74	45.75	44
29.11	63.92	6.97	30.18	27.20	56.44	45.53	10.91	23.96	45
28.64	63.41	7.94	30.10	25.07	57.70	45.17	12.52	27.73	46
47.61	49.29	3.10	21.63	16.08	102.88	96.59	6.29	6.52	47
26.84	69.52	3.63	27.59	24.59	43.84	38.61	5.23	13.54	48
31.05	61.10	7.39	28.94	23.12	62.92	50.82	12.10	23.80	49
44.08	53.06	2.86	22.31	17.73	88.46	83.07	5.39	6.49	50



結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
51	ハ イ チ	1981. 7. 1 <sup>2)</sup>	5,104,155	2,068,465	2,844,917	190,773
52	ホ ン ジ ュ ラ ス	1981. 6. 30	3,820,951	1,822,419	1,892,875	105,657
53	マ ル チ ニ ー ク	1982. 3. 9 (C) <sup>1) 2)</sup>	326,717	924,430	206,139	27,431
54	メ キ シ コ	1979. 6. 30 <sup>2)</sup>	69,381,104	32,043,355	35,075,534	2,262,215
55	モ ン ト セ ラ ト	1982. 7. 1	11,675	3,564	6,624	1,487
56	ニ カ ラ グ ア	1980. 7. 1	2,732,520	1,309,553	1,339,794	83,173
57	バ ナ マ	1983. 7. 1*	2,088,585	807,779	1,190,076	90,730
58	プ エ ル ト リ コ	1980. 4. 1 (C) <sup>7)</sup>	3,196,520	1,009,274	1,934,677	252,569
59	セントキッツーネビス	1975. 7. 1	46,354	19,600	23,127	3,627
60	セ ン ト ル シ ア	1980. 7. 1	120,300	59,695	54,253	6,352
61	サンビエール＝ミクロン	1982. 3. 9 (C)* <sup>8)</sup>	6,037	1,628	3,880	529
62	トリニダード＝トバゴ	1982. 7. 1 <sup>1)</sup>	1,128,594	386,268	673,417	61,621
63	タークス＝カイコス諸島	1977. 7. 1 <sup>1)</sup>	6,409	2,909	3,107	387
64	ア メ リ カ 合 衆 国	1982. 7. 1* <sup>9)</sup>	231,534,000	51,351,000	153,359,000	26,824,000
65	米 領 パ ー ジ ン 諸 島 〔南アメリカ〕	1980. 4. 1 (C)	96,569	34,778	57,316	4,475
66	ア ルゼンチン	1980. 10. 22 (C)	27,947,446	8,480,767	17,170,953	2,295,726
67	ボ リ ビ ア	1982. 7. 1 <sup>10)</sup>	5,915,844	2,546,273	3,175,746	193,825
68	ブ ラ ジ ル	1982. 7. 1 <sup>11)</sup>	126,807,009	47,829,000	73,850,000	5,128,000
69	チ リ	1983. 7. 1* <sup>10)</sup>	11,682,260	3,695,598	7,331,905	654,757
70	コ ロ ン ビ ア	1973. 10. 24 (C)*	22,847,055	10,178,657	11,975,895	692,503
71	エ ク ア ド ル	1982. 11. 28 (C) <sup>12)</sup>	8,050,630	3,346,428	4,382,055	322,147
72	仏 領 ギ ア ナ	1980. 7. 1 <sup>2)</sup>	54,454	22,092	30,639	1,723
73	ガ イ ア ナ	1974. 12. 31	774,323	338,359	408,264	27,700
74	バ ラ グ ア イ	1980. 7. 1	3,167,985	1,352,801	1,706,134	109,050
75	ベ ル ー	1983. 7. 1 <sup>1) 13)</sup>	18,707,000	7,598,100	10,234,200	664,200
76	ウ ル グ ア イ	1980. 7. 1	2,908,415	786,742	1,818,473	303,200
77	ベ ネ ズ エ ラ 〔アジア〕	1981. 10. 28 (C) <sup>14)</sup>	14,516,735	5,874,320	8,159,354	483,061
78	ア フ ガ ニ ス タ ン	1979. 6. 23-24 (C) <sup>15)</sup>	13,051,358	5,815,969	6,911,498	323,891
79	バ ー レ ー ン	1981. 4. 5 (C)	350,798	115,462	227,772	7,564
80	バ ン グ ラ デ シ ュ	1981. 7. 1 <sup>10)</sup>	90,457,000	41,446,000	46,337,000	2,674,000
81	ブ ル ネ イ	1982. 7. 1 <sup>1)</sup>	199,646	75,958	117,609	5,697
82	ビ ル マ	1982. 7. 1	35,910,200	14,126,300	20,345,900	1,438,000
83	中 国	1982. 7. 1 (C) <sup>16)</sup>	1,003,790,450	337,250,480	617,264,350	49,275,620
84	キ プ ロ ス	1982. 7. 1 <sup>2)</sup>	645,500	159,400	421,500	64,600
85	民 主 イ エ メ ン	1977. 7. 1	1,796,830	886,989	845,145	64,696
86	ホ ン コ ン	1983. 6. 30* <sup>10)</sup>	5,313,200	1,270,000	3,662,900	380,300
87	イ ン ド	1981. 7. 1	676,218,000	264,678,000	388,040,000	23,500,000
88	イ ン ド ネ シ ア	1980. 10. 31 (C) <sup>1) 17)</sup>	146,776,473	60,006,037	81,826,716	4,913,015
89	イ ラ ン	1981. 7. 1 <sup>6)</sup>	39,536,146	17,089,605	21,789,834	1,617,957
90	イ ラ ク	1977. 10. 17 (C) <sup>1)</sup>	12,000,497	5,867,646	5,621,000	477,055
91	イ ス ラ エ ル	1982. 6. 30 <sup>2)</sup>	4,026,700	1,341,600	2,344,200	341,200
92	日 本	1984. 10. 1 <sup>18)</sup>	120,235,000	26,504,000	81,776,000	11,956,000
93	ヨ ル ダ ン	1979. 11. 11 (C) <sup>19) 20)</sup>	2,152,273	1,092,065	1,000,589	59,619
94	韓 国	1983. 7. 1* <sup>2) 21)</sup>	39,950,743	12,887,715	25,480,302	1,582,725
95	ク ウ ェ ー ト	1980. 4. 21 (C)	1,357,952	545,723	794,429	17,800
96	マ レ ー シ ア :					
97	半 島 マ レ ー シ ア	1979. 7. 1	11,029,400	4,296,596	6,333,322	399,482
98	モ ル ジ ブ	1977. 12. 31 (C) <sup>1)</sup>	142,832	63,746	75,102	3,249
99	ネ パ ー ル	1981. 6. 22 (C) <sup>2)</sup>	15,022,839	6,211,972	8,321,301	489,566
100	バ キ ス タ ン	1981. 3. 1 (C)*	81,607,075	36,849,628	41,375,853	3,381,594

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢 (歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数 (%)	No
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少人口	老年人口		
40.53	55.74	3.74	24.10	19.34	79.41	72.71	6.71	9.22	51
47.70	49.54	2.77	21.23	16.08	101.86	96.28	5.58	5.80	52
28.29	63.09	8.40	30.23	24.08	58.15	44.84	13.31	29.68	53
46.18	50.55	3.26	21.73	16.77	97.80	91.36	6.45	7.06	54
30.53	56.74	12.74	31.05	24.25	76.25	53.80	22.45	41.72	55
47.92	49.03	3.04	21.45	15.95	103.95	97.74	6.21	6.35	56
38.68	56.98	4.34	24.71	20.05	75.50	67.88	7.62	11.23	57
31.57	60.52	7.90	29.31	24.62	65.22	52.17	13.05	25.02	58
42.28	49.89	7.82	25.34	17.54	100.43	84.75	15.68	18.51	59
49.62	45.10	5.28	22.94	15.20	121.74	110.03	11.71	10.64	60
26.97	64.27	8.76	31.52	27.97	55.59	41.96	13.63	32.49	61
34.23	59.67	5.46	26.26	21.46	66.51	57.36	9.15	15.95	62
45.39	48.48	6.04	23.87	16.88	106.08	93.63	12.46	13.30	63
22.18	66.24	11.59	34.34	30.60	50.98	33.48	17.49	52.24	64
36.01	59.35	4.63	26.71	22.49	68.49	60.68	7.81	12.87	65
30.35	61.44	8.21	30.63	27.20	62.76	49.39	13.37	27.07	66
43.04	53.68	3.28	23.10	18.38	86.28	80.18	6.10	7.61	67
37.72	58.24	4.04	24.87	20.48	71.71	64.77	6.94	10.72	68
31.63	62.76	5.60	27.79	23.99	59.33	50.40	8.93	17.72	69
44.55	52.42	3.03	22.36	17.35	90.78	84.99	5.78	6.80	70
41.57	54.43	4.00	23.63	18.85	83.72	76.37	7.35	9.63	71
40.57	56.27	3.16	23.98	19.40	77.73	72.10	5.62	7.80	72
43.70	52.73	3.58	22.81	17.51	89.66	82.88	6.78	8.19	73
42.70	53.86	3.44	22.86	18.29	85.68	79.29	6.39	8.06	74
40.62	54.71	3.55	23.68	19.11	80.73	74.24	6.49	8.74	75
27.05	62.52	10.42	33.12	29.94	59.94	43.26	16.67	38.54	76
40.47	56.21	3.33	23.38	19.18	77.92	71.99	5.92	8.22	77
44.56	52.96	2.48	22.06	17.59	88.84	84.15	4.69	5.57	78
32.91	64.93	2.16	24.62	22.95	54.01	50.69	3.32	6.55	79
45.82	51.23	2.96	22.25	16.98	95.22	89.44	5.77	6.45	80
38.05	58.91	2.85	23.21	20.58	69.43	64.59	4.84	7.50	81
39.34	56.66	4.00	24.67	19.93	76.50	69.43	7.07	10.18	82
33.60	61.49	4.91	27.11	22.65	62.62	54.64	7.98	14.61	83
24.69	65.30	10.01	32.29	28.59	53.14	37.82	15.33	40.53	84
49.36	47.04	3.60	21.89	15.38	112.61	104.95	7.66	7.29	85
23.90	68.94	7.16	31.04	27.39	45.05	34.67	10.38	29.94	86
39.14	57.38	3.48	24.51	19.97	74.27	68.21	6.06	8.88	87
40.88	55.75	3.35	24.11	19.33	79.34	73.33	6.00	8.19	88
43.23	55.11	4.09	24.01	18.95	85.85	78.43	7.43	9.47	89
48.90	46.84	3.98	21.73	15.57	112.87	104.39	8.49	8.13	90
33.32	58.22	8.47	29.15	24.85	71.79	57.23	14.56	25.43	91
22.04	68.01	9.94	35.34	34.63	47.03	32.41	14.62	45.11	92
50.74	46.49	2.77	20.30	14.75	115.10	109.14	5.96	5.46	93
32.26	63.78	3.96	26.68	23.05	56.79	50.58	6.21	12.28	94
40.19	58.50	1.31	22.64	20.54	70.93	68.69	2.24	3.26	95
									96
38.96	57.42	3.62	23.94	19.59	74.15	67.84	6.31	9.30	97
44.63	52.58	2.27	22.40	17.25	89.21	84.88	4.33	5.10	98
41.35	55.39	3.26	24.13	19.89	80.53	74.65	5.88	7.88	99
45.15	50.70	4.14	23.47	17.56	97.23	89.06	8.17	9.18	100

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14 歳	15～64 歳	65 歳以上
101	フ ィ リ ビ ン	1980. 5. 1 (C) <sup>2)</sup>	48,098,460	20,705,095	25,778,867	1,614,498
102	カ タ ー ル	1981. 10. 31	244,534	79,084	162,683	2,767
103	シ ン ガ ポ ー ル	1983. 7. 1 * <sup>22)</sup>	2,502,000	629,000	1,748,100	124,900
104	ス リ ラ ン カ	1981. 3. 17 (C) <sup>6)</sup>	14,848,364	5,236,962	8,967,424	643,984
105	シ リ ア	1982. 6. 30 <sup>2)</sup> <sup>23)</sup>	9,295,004	4,361,000	4,539,003	335,001
106	タ イ	1983. 7. 1 * <sup>2)</sup> <sup>10)</sup>	49,459,000	18,733,000	29,127,000	1,599,000
107	ト ル コ	1980. 10. 12 (C) <sup>1)</sup>	44,736,957	17,243,049	25,327,486	2,072,316
	( ヨ ー ロ ッ パ )					
108	ア ン ド ラ	1981. 11. 21	37,462	8,224	26,571	2,667
109	オ ー ス ト リ ア	1981. 7. 1 <sup>2)</sup>	7,507,721	1,505,271	4,860,540	1,141,910
110	ベ ル ギ ー	1981. 3. 1 (C) <sup>2)</sup>	9,848,647	1,972,483	6,460,871	1,415,293
111	ブ ル ガ リ ア	1981. 7. 1	8,891,117	1,966,154	5,871,276	1,053,687
112	チャネル諸島:					
113	ガ ー ン シ イ	1981. 4. 5 (C)	53,313	10,378	34,463	8,472
114	ジ ャ ー シ イ	1981. 4. 5 (C)	76,050	12,857	51,806	11,387
115	チェコスロバキア	1981. 7. 1	15,320,240	3,726,910	9,731,852	1,861,478
116	デンマーク	1982. 7. 1 <sup>24)</sup>	5,117,810	1,006,308	3,360,005	751,495
117	フェロー諸島	1982. 7. 1 <sup>2)</sup>	44,245	11,912	27,599	4,734
118	フィンランド	1981. 7. 1 <sup>2)</sup> <sup>6)</sup>	4,799,964	960,995	3,257,478	581,470
119	フランス	1983. 1. 1 * <sup>25)</sup>	54,346,000	11,851,300	35,312,969	7,181,731
120	ドイツ民主共和国	1983. 6. 30 <sup>2)</sup> <sup>26)</sup>	16,698,555	3,228,995	11,106,487	2,363,073
121	ドイツ連邦共和国	1982. 7. 1 <sup>2)</sup> <sup>6)</sup> <sup>26)</sup>	61,637,600	10,390,900	41,972,600	9,273,000
122	ジブラルタル	1981. 11. 9 (C) <sup>1)</sup> <sup>27)</sup>	28,744	6,848	18,907	2,961
123	ギリシア	1981. 7. 1 <sup>28)</sup>	9,729,350	2,178,590	6,266,758	1,284,002
124	ハンガリー	1982. 7. 1	10,705,535	2,356,248	6,982,843	1,366,444
125	アイスランド	1982. 7. 1 <sup>2)</sup>	233,997	62,842	147,899	23,256
126	アイルランド	1979. 4. 1	3,368,217	1,029,908	1,976,934	361,375
127	マ ン 島	1981. 4. 6 (C) <sup>1)</sup>	64,679	12,373	38,972	13,324
128	イタリア	1981. 1. 1 <sup>2)</sup>	57,195,531	12,240,280	37,201,544	7,753,707
129	リヒテンシュタイン	1981. 12. 31 (C)	26,130	5,837	17,960	2,333
130	ルクセンブルク	1979. 10. 15 <sup>2)</sup>	363,661	69,237	245,383	49,041
131	マルタ	1982. 12. 31 <sup>29)</sup>	326,178	78,866	217,476	29,836
132	モ ナ コ	1982. 3. 4 (C) <sup>2)</sup>	27,063	3,210	17,694	6,098
133	オ ラ ン ダ	1981. 7. 1 <sup>2)</sup>	14,247,208	3,103,877	9,488,192	1,655,134
134	ノ ル ウ ェ ー	1982. 7. 1 <sup>2)</sup>	4,114,787	877,580	2,614,336	622,871
135	ポーランド	1982. 6. 30 <sup>21)</sup>	36,227,381	8,958,116	23,730,034	3,539,231
136	ポルトガル	1980. 7. 1	9,883,800	2,560,900	6,287,200	1,035,700
137	ルーマニア	1982. 7. 1	22,477,703	6,069,248	14,171,041	2,237,414
138	サンマリノ	1982. 12. 31	22,010	4,540	15,015	2,455
139	ス ベ イ ン	1981. 2. 28 (C) <sup>1)</sup> <sup>2)</sup>	37,682,355	9,662,114	23,758,495	4,260,358
140	スウェーデン	1981. 6. 30 <sup>2)</sup>	8,320,481	1,600,672	5,349,908	1,369,901
141	スイス	1982. 1. 1 <sup>2)</sup>	6,384,300	1,210,200	4,288,700	885,400
142	イギリス:					
143	イングランド=ウェールズ	1982. 6. 30 <sup>6)</sup>	49,606,800	9,888,600	32,169,500	7,548,700
144	北アイルランド	1982. 6. 30	1,567,400	408,800	971,500	187,100
145	スコットランド	1982. 6. 30	5,166,557	1,067,685	3,368,321	730,551
146	ユーゴスラビア	1980. 6. 30 <sup>2)</sup> <sup>6)</sup>	22,304,000	5,437,000	14,771,000	2,096,000
	( オ セ ア ニ ア )					
147	米領サモア	1980. 4. 1 (C) <sup>7)</sup>	32,297	13,207	18,145	945
148	オーストラリア	1981. 6. 30 <sup>2)</sup>	14,926,786	3,726,069	9,745,483	1,455,234
149	クリスマス島	1981. 6. 30	2,871	744	2,115	12
150	クック諸島	1981. 12. 1 (C)	17,754	7,586	9,391	777

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数 (%)	No
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少人口	老年人口		
43.05	53.60	3.36	22.73	18.12	86.58	80.32	6.26	7.80	101
32.34	66.53	1.13	24.62	24.36	50.31	48.61	1.70	3.50	102
25.14	69.87	4.99	28.98	26.15	43.13	35.98	7.14	19.86	103
35.27	60.39	4.34	25.83	21.92	65.58	58.40	7.18	12.30	104
46.92	49.48	3.60	22.15	16.37	102.11	94.82	7.28	7.68	105
37.88	58.89	3.23	24.24	20.11	69.80	64.31	5.49	8.54	106
38.54	56.61	4.63	25.23	20.24	76.26	68.08	8.18	12.02	107
21.95	70.93	7.12	32.18	29.41	40.99	30.95	10.04	32.43	108
20.05	64.74	15.21	37.19	34.67	54.46	30.97	23.49	75.86	109
20.03	65.60	14.37	37.01	34.25	52.44	30.53	21.91	71.75	110
22.11	66.04	11.85	35.96	34.40	51.43	33.49	17.95	53.59	111
									112
19.47	64.64	15.89	38.01	35.22	54.70	30.11	24.58	81.63	113
16.91	68.12	14.97	37.97	34.98	46.80	24.82	21.98	88.57	114
24.33	63.52	12.15	34.52	31.86	57.42	38.30	19.13	49.95	115
19.66	65.65	14.68	37.30	35.10	52.32	29.95	22.37	74.68	116
26.92	62.38	10.70	32.66	28.94	60.31	43.16	17.15	39.74	117
20.02	67.86	12.11	35.76	33.16	47.35	29.50	17.85	60.51	118
21.81	64.98	13.21	36.06	33.07	53.90	33.56	20.34	60.60	119
19.34	66.51	14.15	37.13	34.66	50.35	29.07	21.28	73.18	120
16.86	68.10	15.04	38.42	36.96	46.85	24.76	22.09	89.24	121
23.82	65.78	10.30	34.16	32.02	51.88	36.22	15.66	43.24	122
22.39	64.41	13.20	36.19	34.43	55.25	34.76	20.49	58.94	123
22.01	65.23	12.76	36.42	34.46	53.31	33.74	19.57	57.99	124
26.86	63.21	9.94	31.79	27.47	58.21	42.49	15.72	37.01	125
30.58	58.69	10.73	31.39	26.47	70.38	52.10	18.28	35.09	126
19.13	60.25	20.60	40.28	38.54	65.94	31.75	34.19	107.69	127
21.40	65.04	13.56	36.46	34.34	53.75	32.90	20.84	63.35	128
22.34	68.73	8.93	32.81	29.98	45.49	32.50	12.99	39.97	129
19.04	67.48	13.49	36.92	34.86	48.20	28.22	19.99	70.83	130
24.18	66.67	9.15	32.99	30.50	49.98	36.26	13.72	37.83	131
11.86	65.38	22.53	44.79	44.75	52.61	18.14	34.46	189.97	132
21.79	66.60	11.62	34.75	31.57	50.16	32.71	17.44	53.32	133
21.33	63.54	15.14	36.94	33.87	57.39	33.57	23.83	70.98	134
24.73	65.50	9.77	33.14	30.06	52.66	37.75	14.91	39.51	135
25.91	63.61	10.48	33.05	29.18	57.21	40.73	16.47	40.44	136
27.00	63.04	9.95	33.53	31.06	58.62	42.83	15.79	36.86	137
20.63	68.22	11.15	35.59	33.29	46.59	30.24	16.35	54.07	138
25.64	63.05	11.31	34.01	30.86	58.60	40.67	17.93	44.09	139
19.24	64.30	16.46	38.61	36.52	55.53	29.92	25.61	85.58	140
18.96	67.18	13.87	37.20	35.14	48.86	28.22	20.64	73.16	141
									142
19.93	64.85	15.22	37.51	35.05	54.20	30.74	23.47	76.34	143
26.08	61.98	11.94	33.58	29.52	61.34	42.08	19.26	45.77	144
20.67	65.19	14.14	36.60	33.71	53.39	31.70	21.69	68.42	145
24.38	66.23	9.40	32.99	30.10	51.00	36.81	14.19	38.55	146
40.89	56.18	2.93	23.38	18.82	77.99	72.79	5.21	7.16	147
24.96	65.29	9.75	32.89	29.61	53.17	38.23	14.93	39.06	148
25.91	73.67	0.42	27.37	29.27	35.74	35.18	0.57	1.61	149
42.73	52.90	4.38	24.00	17.65	89.05	80.78	8.27	10.24	150

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標 (つづき)

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
151	フ ィ ジ ー	1982. 6. 30 <sup>1)</sup>	663,485	247,342	393,941	21,622
152	グ ア ム	1980. 4. 1 (C) <sup>7)</sup>	105,979	36,972	66,022	2,985
153	キ リ バ ス	1978. 12. 12 (C)	56,213	23,085	31,092	2,036
154	ニューカレドニア	1983. 1. 1 *	146,835	52,287	89,239	5,309
155	ニューゼーランド	1981. 7. 1 * <sup>30)</sup>	3,157,200	843,160	2,001,760	312,260
156	ニ ウ エ	1979. 3. 10 <sup>1)</sup>	3,334	1,421	1,691	176
157	ノーフォーク島	1981. 6. 30 (C)	2,175	482	1,483	210
158	太平洋諸島	1980. 9. 15 (C) <sup>7), 31)</sup>	116,149	54,354	57,595	4,200
159	パプアニューギニア	1976. 7. 7 * <sup>6), 32)</sup>	2,784,600	1,218,630	1,459,620	106,350
160	サ モ ア	1977. 6. 30	152,607	73,556	74,622	4,429
161	ソロモン諸島	1978. 7. 1	212,868	103,089	102,745	7,034
162	ト ケ ラ ウ	1976. 10. 25 (C) <sup>1)</sup>	1,575	730	727	116
163	ト ン ガ	1976. 11. 30 (C) <sup>1) 2)</sup>	90,085	40,038	47,057	2,959

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数 (%)	No
0～14歳	15～64歳	65歳以上			総数	年少人口	老年人口		
37.28	59.37	3.26	24.38	20.63	68.29	62.79	5.50	8.76	151
34.89	62.30	2.82	25.07	22.26	60.52	56.00	4.52	8.07	152
41.07	55.31	3.62	23.93	18.73	80.80	74.25	6.55	8.82	153
35.61	60.78	3.62	25.20	21.68	64.54	58.59	5.95	10.15	154
26.71	63.40	9.89	32.18	28.22	57.72	42.12	15.60	37.03	155
42.62	50.72	5.28	24.04	17.46	94.44	84.03	10.41	12.39	156
22.16	68.18	9.66	35.71	33.99	46.66	32.50	14.16	43.57	157
46.80	49.59	3.62	21.98	16.52	101.67	94.37	7.29	7.73	158
43.76	52.42	3.82	23.26	18.12	90.78	83.49	7.29	8.73	159
48.20	48.90	2.90	21.39	15.70	104.51	98.57	5.94	6.02	160
48.43	48.27	3.30	21.55	15.81	107.18	100.33	6.85	6.82	161
46.35	46.16	7.37	25.32	16.86	116.37	100.41	15.96	15.89	162
44.44	52.24	3.28	22.93	17.37	91.37	85.08	6.29	7.39	163

## 第53回日本統計学会大会

日本統計学会の第53回大会が、昭和60年7月23日～25日の3日間、岡山大学経済学部において開催された。林知己夫会長による会長講演（動物集団の標本調査）、韓国の朴聖炫氏による招待講演の他、4会場において約150の研究報告があり盛会であった。人口統計に関する部会は、本研究所阿藤 誠の司会のもと、以下の七つの研究報告が行われた。

1. 臼井竹次郎他3名「身分別妊娠月数別死産性比の統計」
2. 川崎 茂「同居児法による差別出産力の推計」
3. 津村善郎他1名「出生性比に関する一考察」
4. 大久保正一「自殺と中年死亡」
5. 丹後俊郎他1名「人口動態死亡統計の解析—Multiplicative model での分析について—」
6. 前田正久「Reed—Merrell 法の適用に関する考察」
7. 鈴木啓祐「地域別人口密度の混合対数正規分布の生成の可能性とその実証的考察」

(阿藤 誠記)

## 日本老年社会科学会第27回大会

日本老年社会科学会（会長：那須宗一淑徳大学長）の第27回大会は、昭和60年9月27日（金）～29日（日）の3日間にわたり、東京都千代田区平河町の全共連ビルにおいて開催された。今回の大会は、日本老年医学会および日本基礎老化学会と隔年で共催する日本老年学会の第14回大会としても同時開催され、盛大な大会となった。

第1日目の午後に開かれた老年社会科学会総会の後に、会長講演「高齢化社会のサイエンスとイマジネーション」があり、さらに、前田甲子郎氏（名古屋市厚生院）司会のもと、青木信雄（五木田病院）、小国英夫（健光園）、冷水豊（東京都老人総合研究所）諸氏の報告によるシンポジウム「これからの老人福祉施設体系—いわゆる中間施設論をめぐって—」が行われ、それらの報告をめぐって活発な討論がくりひろげられた。

今回は東京での開催ということもあって、本研究所からも多数の会員が参加したが、そのうち、岡崎陽一所長が「人口問題からみた老人問題」、清水浩昭科長が「三世代世帯の形成過程をめぐって—総務庁老人対策室調査結果報告—」、中野英子科長が「再び労働力人口の中高年化について—女子の労働力供給との関連で—」と題して、それぞれ一般報告の部会（第12分科会）で研究発表を行った。この分科会におけるその他の報告で人口に関連あるものとして、日本大学人口研究所黒田俊夫名誉所長の「日本人口高齢化の新次元」があった。

なお、同時開催の日本老年学会においても盛り沢山のプログラムが組まれ、吉川政己会長（東京警察病院）による講演「高齢化社会と老年学」をはじめとし、大羽滋氏（東京都立大学）の「寿命と遺伝」、橋本司郎氏（朝日新聞社）の「高齢者福祉の動向と問題点」など6題の特別講演、それから外国からの招待講演も行われている。

(山口喜一記)

## ハンガリー中央統計庁および国立人口研究所での会議

フィレンツェでの国際人口学会（本誌資料欄での状況報告を参照のこと）は1985年6月5日から12日まで行われたが、同月15日から21日まで7日間、ハンガリー中央統計庁の招きを受けて、本研究所人口政策部長河野 稔はブダペストに行き、ハンガリー中央統計庁人口社会統計局を訪れた。人口社会統計局では局長でかつ統計庁副長官のBarnabas Barta氏、人口統計部長のAndras Klinger博士、人口動態統計課長のPeter Jozan博士の歓迎を受け、同局を視察すると共に、ハンガリーと日本の人口情勢、とくに死亡率と平均余命の動向、その原因について意見の交換を行った。また、将来死亡研究の分野で本人口問題研究所とハンガリー中央統計庁とで共同研究をしたいという希望表明も行われた。

ブダペスト滞在中、6月20日にハンガリー中央統計庁の付属機関である人口研究所を訪問し、午後「日本の死亡率の最近の動向：なぜ日本だけ平均寿命が伸び続けるのか？」というテーマで2時間ほど講演を行った。出席者は同研究所のEnile Valkovicks, Szabo氏のほかに、上記のKlinger, Jozan氏等も出席した。

なお、ブダペスト滞在中、中国の北京人民大学人口理論研究所長劉錚博士、同副所長鄒滄萍博士も同時にハンガリー中央統計庁を訪問中で、一緒にハンガリー中央部のバラトン湖を中央統計庁の好意で訪問し、多くの有益な情報交換をすることができた。  
(河野稠果記)

## 昭和60年国勢調査の大綱

昭和60年10月1日午前零時現在において、大正9年の第1回国勢調査から数えて14回目の国勢調査が実施された。国勢調査は、国内の人口の実態を把握し、もって各種行政施策その他の基礎資料としようとする目的のもとに行われるもので、実施機関は総務庁統計局である。

国勢調査は、統計法第4条の規定に基づき5年ごとに実施されることになっているが、今回の調査は同条第2項本文の規定による10年回帰のいわゆる「簡易調査」であり、調査項目は前回の昭和55年国勢調査（いわゆる「大規模調査」にあたる）に比べると5項目少ない次の17項目となっている。

〔世帯員について調査した事項〕

(1)氏名 (2)男女の別 (3)出生の年月 (4)世帯主との続柄 (5)配偶の関係 (6)国籍 (7)就業状態 (8)所属の事業所の名称及び事業の種類 (9)仕事の種類 (10)従業上の地位 (11)従業地又は通学地

〔世帯について調査した事項〕

(12)世帯の種類 (13)世帯員の数 (14)住居の種類 (15)居住室の数 (16)居住室の広さ (17)住宅の建て方

以上の項目のうち、(1)から(6)までは第1回調査以来おおむね毎回調査されてきた基本的な事項であり、(7)から(10)までは、産業、職業などの人口の経済活動の状況を知るための事項として、戦後は毎回調査してきている。なお、前回の簡易調査であった昭和50年調査に比べると今回は1項目増えている（(17)住宅の建て方）。また、昭和55年調査に比べて減じた事項は「現住居に入居した時期」、「前住地」、「在学、卒業等教育の状況」、「従業地又は通学地までの利用交通手段」および「家計の収入の種類」である。

調査の対象は、昭和60年10月1日午前零時現在において国内に常住するすべての人で、その人が通常住んでいる場所で、世帯ごとに調査された。わが国に常住する外国人も調査されているが、外国の外交団・領事団（随員やその家族を含む）および外国軍隊の軍人・軍属とその家族は調査対象から除かれている。なお、ここで「常住する人」というのは、その場所に10月1日現在すでに3か月以上住んでいるか、10月1日の前後を通じて3か月以上にわたって住むことになっている人を言う。このような意味での「ふだん住んでいる場所」が無い人は、10月1日現在居る場所で調査される。ただし、学校の学生寮・奇宿舍、下宿屋などから通学している学生・生徒については、居住期間に関係なくその学生寮・寄宿舍、下宿屋で調査するなど、いくつかの例外的な取り決めがある。

調査の範囲は本邦の全域であるが、国勢調査施行規則（昭和55年総理府令第21号）で定める次の地域、(1)齒舞群島、色丹島、国後島および択捉島、(2)島根県隠岐郡五箇村にある竹島は除外されている。

調査の主管官庁は総務庁統計局であるが、その実施は、都道府県一市町村を通じて全国で80万人を超える調査員が動員された。調査票は、マークシート形式の5名連記の世帯票様式であり、世帯主または世帯の代表者が所定のマークおよび文字または数字で所定の事項を記入するもので、文字または数字で記入された事項については、世帯の記入に基づいて国勢調査員が所定のマークを記入する方法である。マークシート形式の調査票は集計を迅速に行うため、従来から採用されているものであり、記入マークを総務庁統計センターに置かれる「光学式マーク読取装置」で読み取り、電子計算機によって結果が集計され、統計数値としてまとまることになる。

結果は大きく、(1)速報集計、(2)基本集計、(3)抽出詳細集計、(4)従業地・通学地集計、および(5)調査区別集計の5区分によって公表されるが、それぞれの集計の性格、対象、公表の時期等を示すと次のようになっている。



集 計 区 分		集 計 の 性 格		対 象	公表の時期	表 章 地 域
速 報 集 計	要計表による人口集計	要計表による男女別人口を早期に提供する		全 数	昭和60年 12月	全 国 都 道 府 県 市 区 町 村
	抽出速報集計	基本集計及び抽出詳細集計の一部を全国又は都道府県段階まで早期に提供する		1 %	61年 5月	全 国 都 道 府 県 人口50万以上の市
基 本 集 計	第 1 次 基本集計	人口及び世帯数の確定結果並びに人口、世帯及び住居に関する基本的な結果を市区町村段階まで提供する また、高齢者の世帯に関する基本的な結果等も提供する		全 数	61年11月	全 国 都 道 府 県 市 区 町 村
	第 2 次 基本集計	人口の産業別構成に関する基本的な結果を市区町村段階まで提供する			62年 9月	
	第 3 次 基本集計	人口の職業別構成及び特定世帯の状況に関する基本的な結果を市区町村段階まで提供する			63年 7月	
抽 出 詳 細 集 計		多重クロス表及び産業・職業などに関する詳細な結果を原則として都道府県段階まで提供する		約20%	64年11月	全 国 都 道 府 県 市 区 町 村
従 業 地 ・ 通 学 地 集 計	そ の 1	従業地・通学地による人口の基本的構成に関する結果及び産業別構成に関する基本的な結果を市区町村段階まで提供する		全 数	62年10月	全 国 都 道 府 県 市 区 町 村
	そ の 2	従業地・通学地による人口の職業別構成に関する基本的な結果を市区町村段階まで提供する			63年 8月	
	そ の 3	従業地・通学地による人口の経済的構成などに関する詳細な結果を原則として都道府県又は市区町村段階まで提供する		約20%	64年12月	
調 査 区 別 集 計	そ の 1	第1次基本集計、第2次基本集計及び調査区特性に関する基本的な結果と標本調査用資料を調査区別に提供する	第1次基本集計に係る分	全 数	61年11月	調 査 区 又 は 分 割 区
	そ の 2		第2次基本集計に係る分		62年 9月	
特 別 集 計		未 定				

(注) 上記に関連して国勢統計区別集計及びメッシュ別集計を行う。

# THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS

## (JINKO MONDAI KENKYU)

*Organ of the Institute of Population Problems of Japan*

---

*Editor:* Yoichi OKAZAKI      *Managing Editor:* Kiichi YAMAGUCHI  
*Associate Editors:* Shigemi KONO   Hiroshi KAWABE   Makoto ATOH  
 Takeharu KANEKO   Michiko YAMAMOTO

---

### CONTENTS

#### Articles

- Re-estimation of the Population by Age and Sex  
 and Vital Rates in Postwar Japan ..... Makoto ATOH, Tatsuya ITOH,  
 Shigesato TAKAHASHI and Akira ISHIKAWA ... 1~17
- Multi-phase Responses of Dietary Behavior to Different  
 Migration Patterns : an Application of the Bayesian  
 Model of Cohort Analysis ..... Sumiko UCHINO ... 18~32

#### Note

- Regional Differences in the Family Structure ..... Hiroaki SHIMIZU ... 33~37

#### Material

- The IUSSP Florence Conference ..... Shigemi KONO ... 38~47

#### Book Reviews

- Nihon Daigaku Jinko Kenkyusho, *ASEAN ni Okeru Kokunai  
 Jinko Ido to Kaihatsu (Internal Migration and Development  
 for the ASEAN)* (Hiroshi KAWABE) ..... 48
- I. S. Steinberg, *The New Lost Generation: The Population  
 Boom and Public Policy* (Hiromichi SAKAI) ..... 49

#### Statistics

- Standardized Vital Rates and Total Fertility Rates for Selected  
 Major Countries : Latest Available Years ..... 50~52
- Age Structure of the Population for Selected Countries : Latest  
 Available Years ..... 53~61

- Miscellaneous News ..... 62~66