

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¹⁾。

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（レキシ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²⁾。

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³⁾。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⁴⁾。

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。

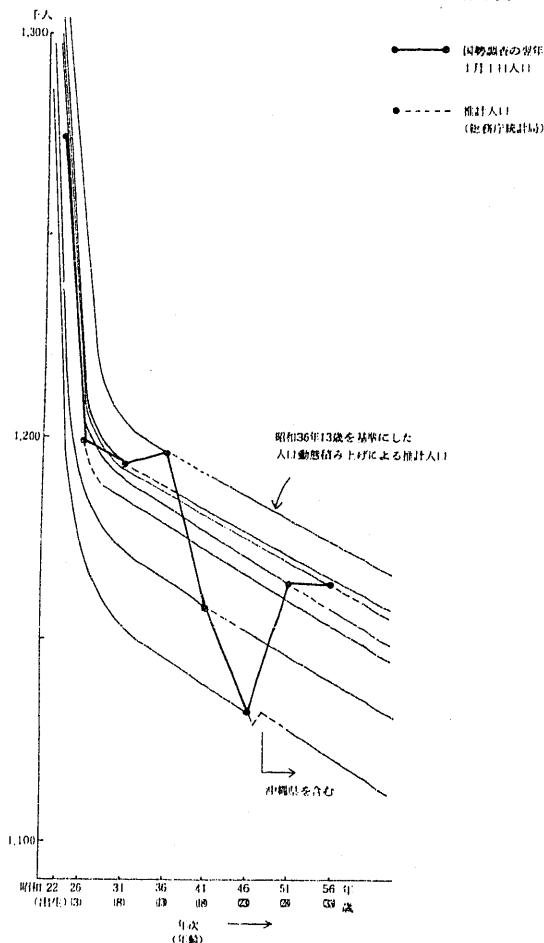
タが欠落している。そこで、以上の方法を用いて高い精度で推定できるコーホート人口は昭和22年以降の出生コーホートということになる。

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⁵⁾。

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⁶⁾。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。

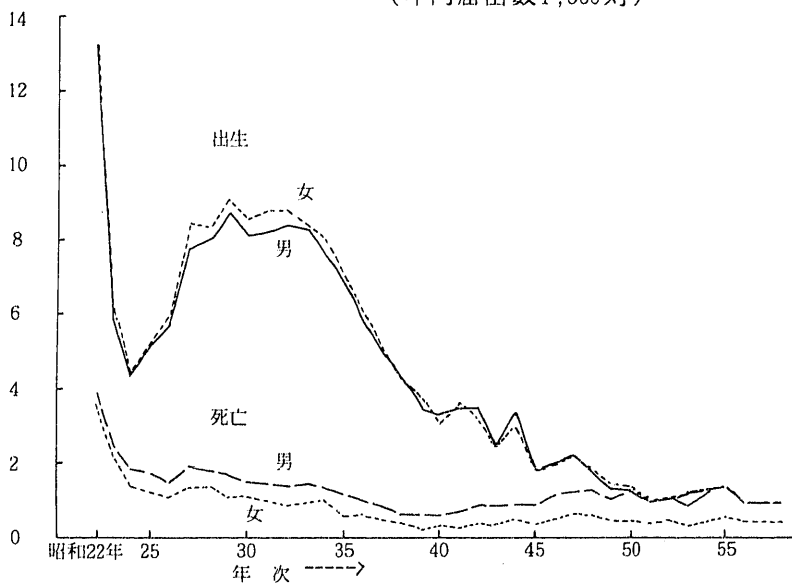
出生については、男女の差はほとんどみられず、発生から届出までの期間が8年を経過すると極端に減少する。なお、昭和30年代初め頃までは、発生から5年目まで届出数は低下するが、6～7年目に増える傾向がみられた。これは、子供の就学年齢が近づいた時期にあたり、一種の“駆け込み”現象と思われる。しかし、昭和30年代中頃からはそのような傾向はみられなくなってきている。発生後8年目の届出件数は、昭和20年代から30年代にかけて、男女とも出生10万件（年内届出）に対し10～20件程に低下してきている。

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。

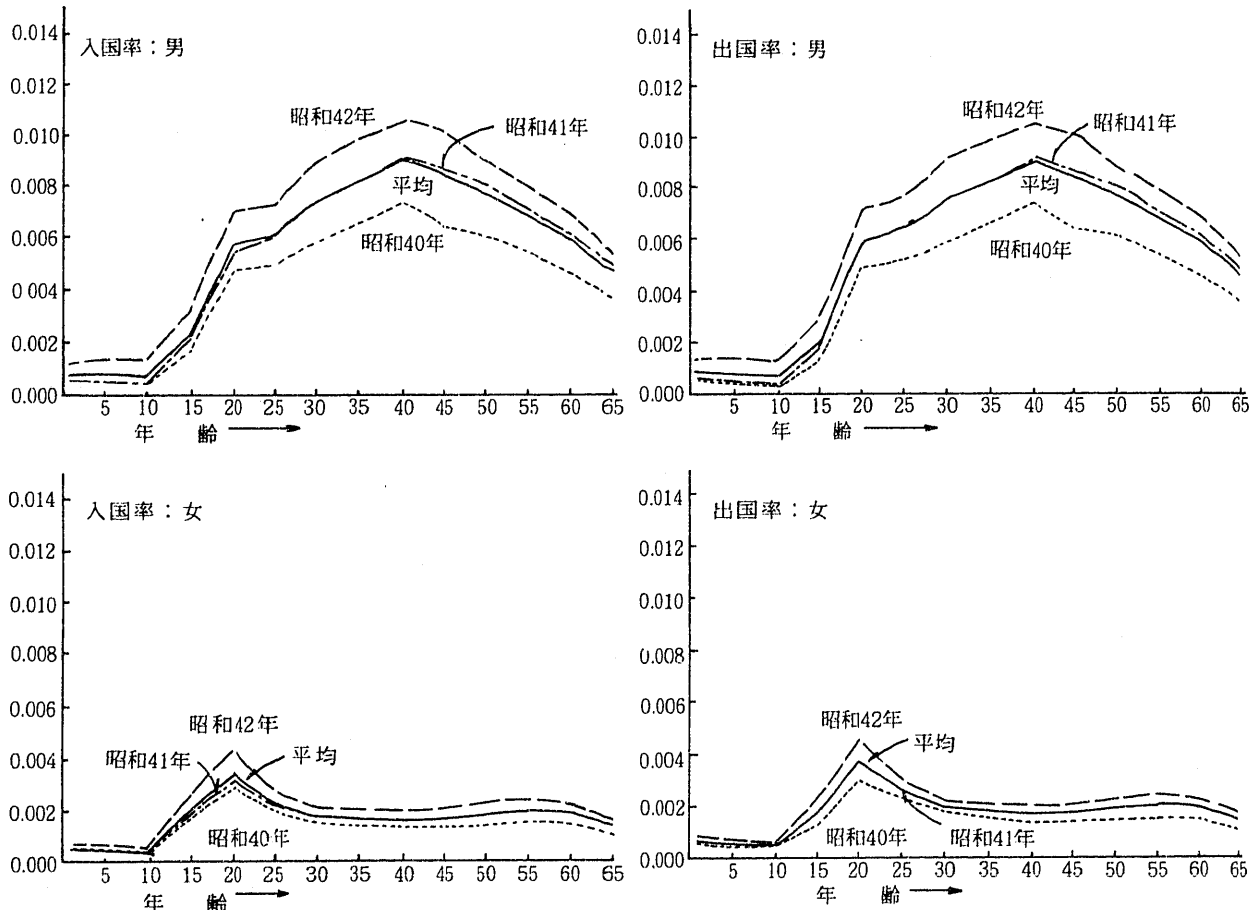
以上のようなデータ上の制約のもとで、男女年齢各歳別に社会増加数のデータを得るため、すべての年次について次のような推定を行った。

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⁷⁾。

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

ト的に累積してゆく場合大きな誤差を生むおそれがある。しかしながら、国際移動の推定結果の誤差が改算人口にどの程度の影響を及ぼしたかを実証することは今のところ困難であり、今後の重要な検討課題であると思われる。

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⁸⁾。

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。

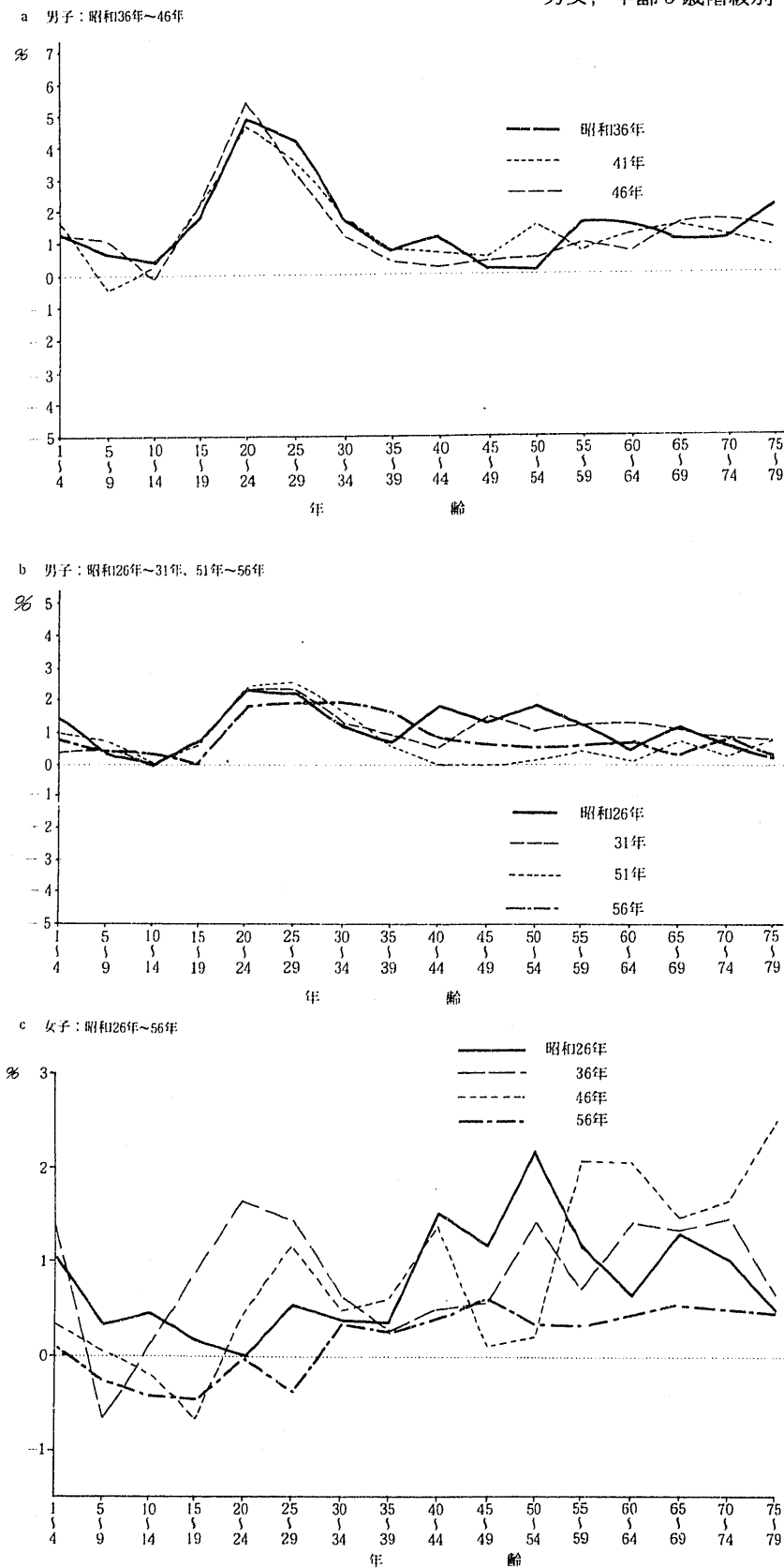
前述の通り、「国勢調査ベース」人口の総人口は予想に反して「出生ベース」人口のそれをわずかながら上回った。「出生ベース」人口と「国勢調査ベース」人口の違いは昭和22年出生コーホート以降の人口部分のみであるから、両者の総人口の違いは、ひとえに昭和22年出生コーホート以降の人口の推計結果の違いに帰着する。前節で述べた通り「国勢調査ベース」人口は、ある出生コーホートについて最大の国勢調査人口を選択し、人口動態の積み上げ法によって推定されたコーホート人口を基礎にしている。この方法を用いれば、昭和22年以降の出生コーホートについては、0歳人口からさらに半年遡ってそのコーホートの出生数を推定できる（第Ⅱ節(1)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⁹⁾。

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 ¹⁾	推定出生数 ²⁾	差	届出出生数 ¹⁾	推定出生数 ²⁾	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。

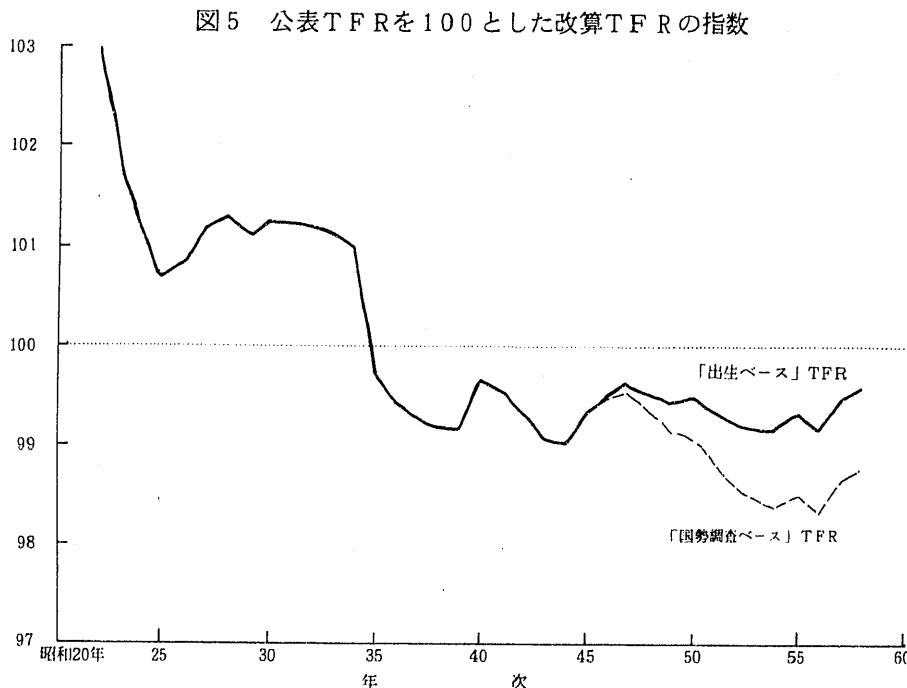
2) 「国勢調査ベース」人口に基づく推定出生数。

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¹⁰⁾。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。

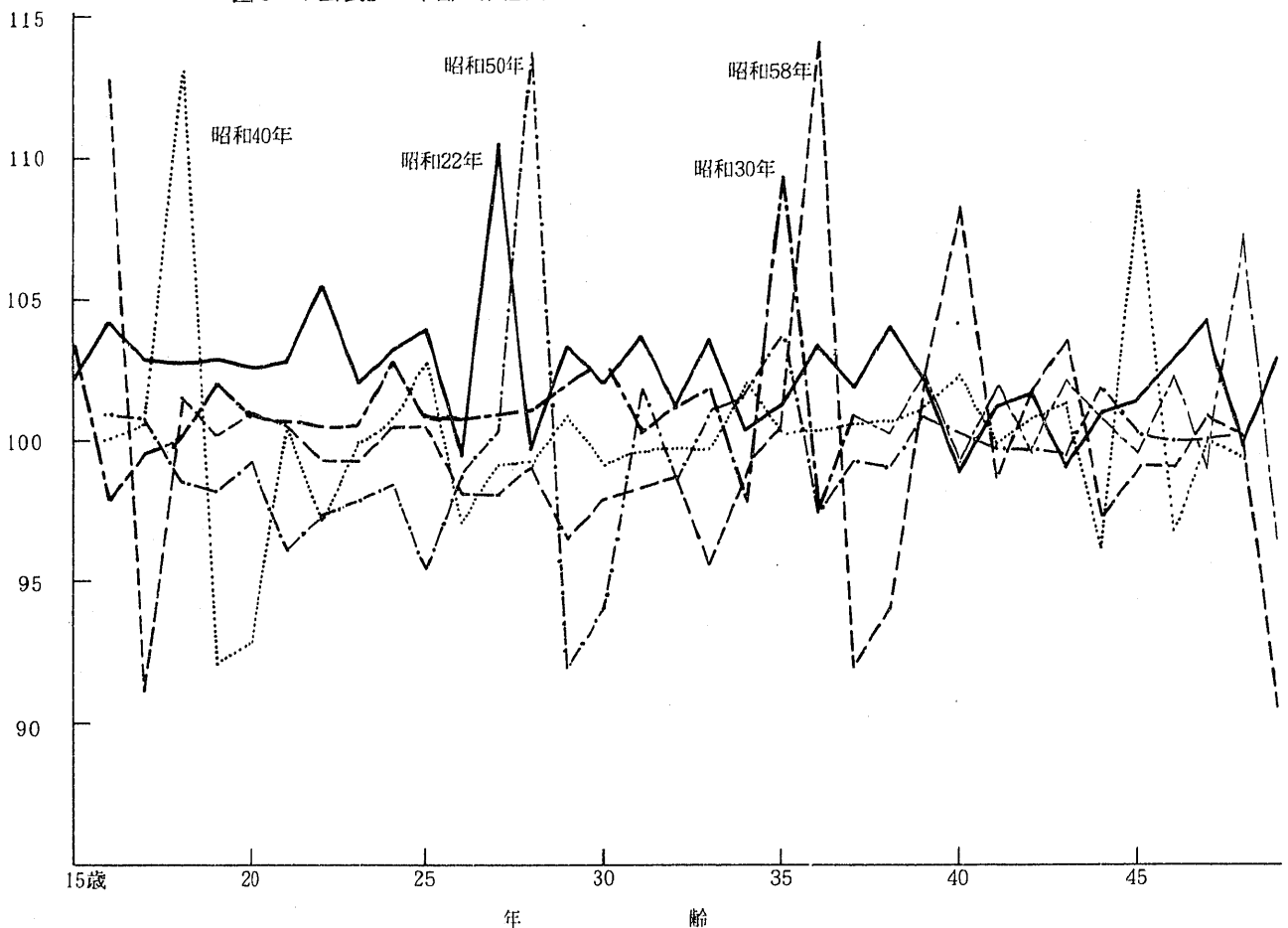
昭和35年以降は逆に改算TFRが公表TFRを下回る。この時期には、出生の届出遅れはわずかで、その補正効果は小さい。分母人口の推定時点の違いが及ぼす効果については、昭和50年頃からベビー

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

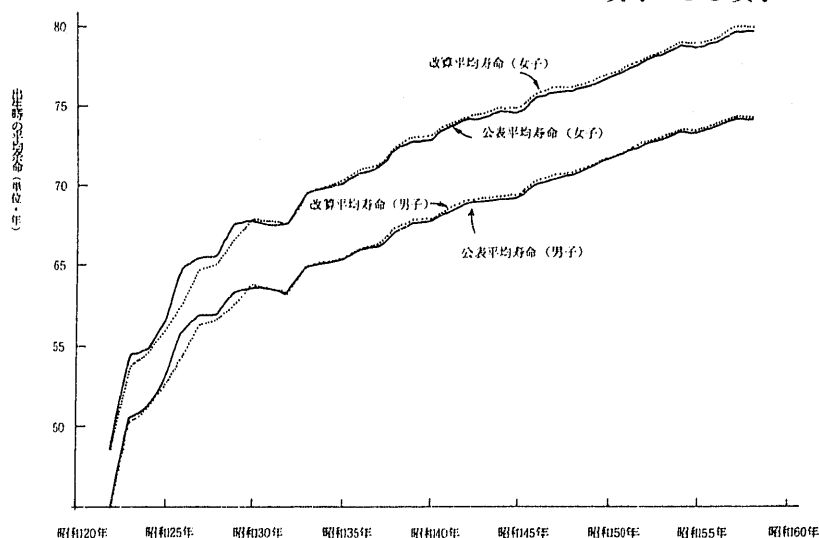
今回の改算人口と毎年の死亡データを用いれば，昭和22年～58年についての生命表を作成することができる。以下この改算生命表と厚生省大臣官房統計情報部が公表している簡易生命表（以下，公表生命表とする）とを比較してみよう。

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

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。

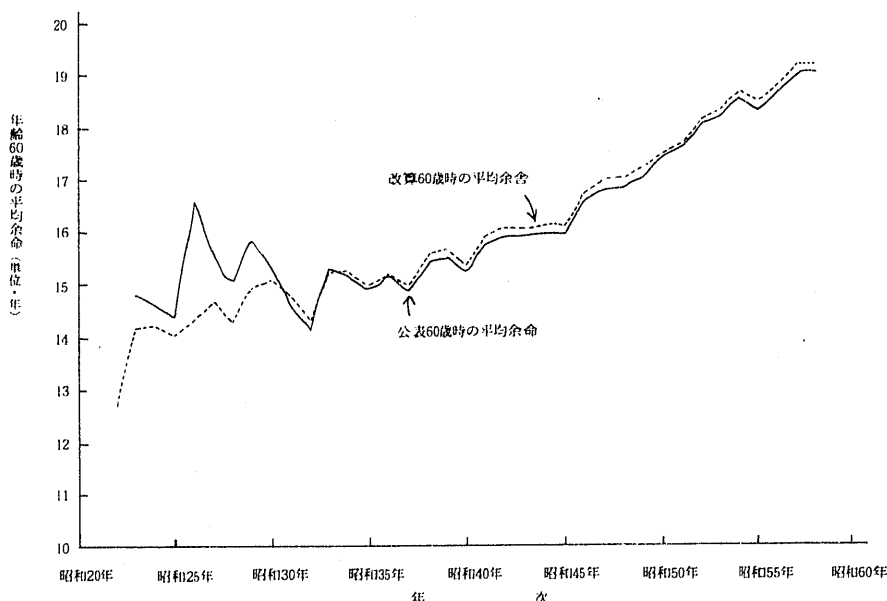
に出る傾向は変わらなかった。したがって，今回の改算結果から判断するかぎり，国勢調査年次ごとに平均寿命がいくぶん低目になる理由を国勢調査の調査漏れに求めることはできない。

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であるから、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、両者の中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¹¹⁾。

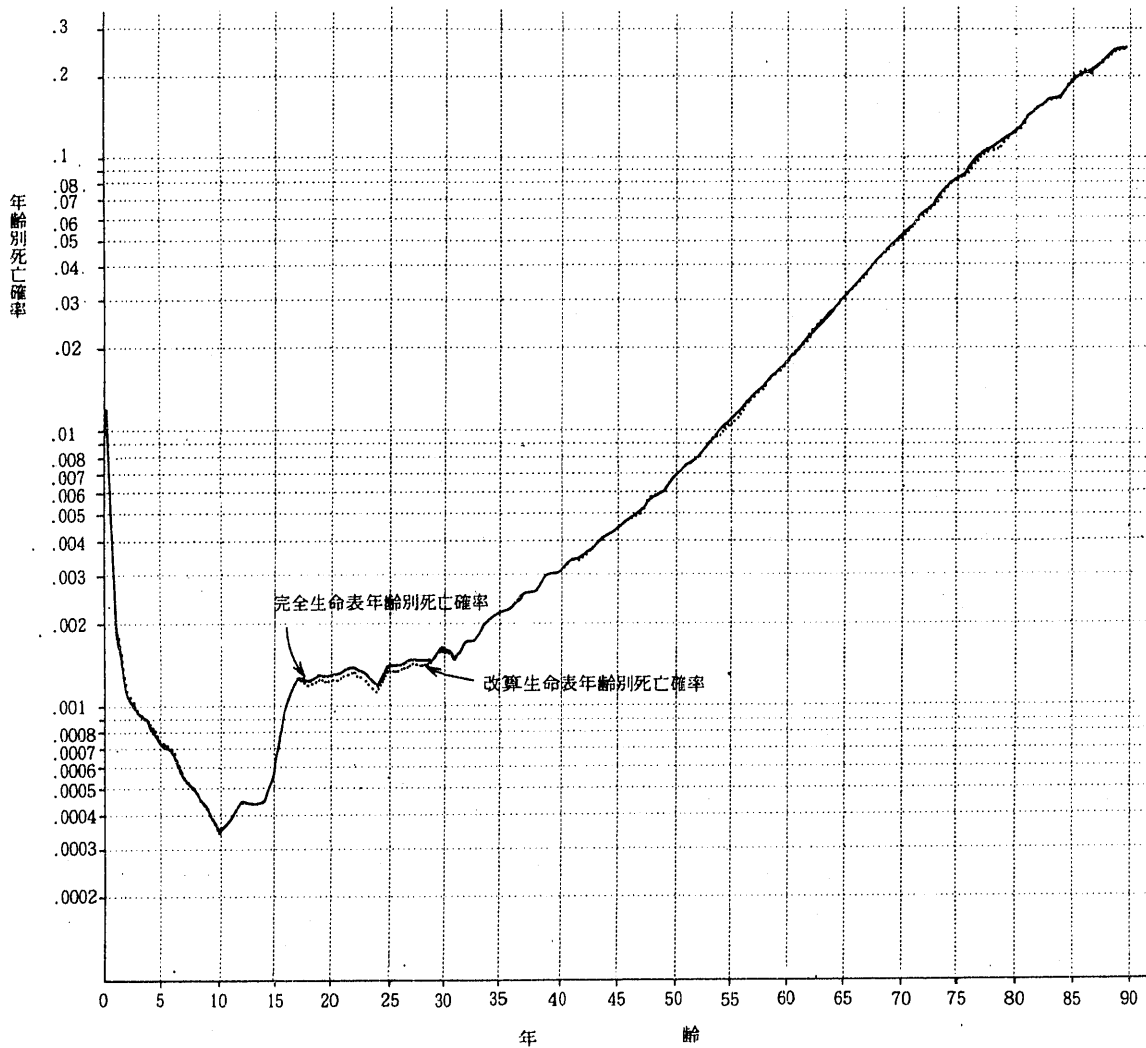
わが国の毎年の年齢別死亡確率のパターンを通観すると、

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.