

研究論文

1920~1935年の沖縄県の死亡力と出生力

—死亡数と出生数の推計とその結果の考察—

山内 昌和

本稿では、1920~35年の沖縄県の死亡数と出生数を推計し、当時の沖縄県の死亡力と出生力がいかなる水準にあったのかを検討した。

あらかじめ人口動態統計の精度について検討し、次いでコールらのモデル生命表のSouthモデルを利用して、1920年、1925年、1930年、1935年の生命表を作成した。作成された生命表と国勢調査から死亡数を推計し、推計された死亡数と国勢調査から出生数を推計した。推計された死亡数と出生数は、いずれも人口動態統計の当年届の約1.4倍であった。

さらに、沖縄県の死亡力と出生力を他の都道府県と比較した。死亡力は、現代とは対照的に高水準で、若年者の死亡率が高く、高齢者の死亡率が低いという特徴をもっていた。出生力は、現代同様に高水準で、高い夫婦出生力と低い婚姻力という特徴がみられた。また、普通死亡率、普通出生率、乳児死亡率の推移を検討したところ、年変動はあるものの、それぞれ23%、38%、160%で比較的安定しており、本格的な人口転換の開始以前の段階にあることが明らかになった。

I. はじめに

1. 問題の所在と本稿の課題

沖縄県は、日本の他の都道府県に比べ、死亡力は低く、出生力は高いという人口学的特徴を有する。2000年の平均寿命は、男子（77.64歳）は全国値を下回ったものの、女子（86.01歳）は全国最長であり（厚生労働省大臣官房統計情報部編2003）¹⁾、2005年のTFR（1.72）は全国で最も高い値を示した²⁾。

このような沖縄県の人口学的特徴については、既存研究でも関心が寄せられている。死亡力に関しては、主に長寿の要因を探るという観点で研究が行われてきた。研究動向を整理した内藤・ミッシェル（2004）は、これまで決定的な要因は示されていないものの、食事の内容や温暖な気候、遺伝、あるいは家族や友人とのコミュニケーションといった諸要素の複合的な作用が沖縄県の長寿をもたらしている、と述べた。他方、沖縄県の出生力に

1) 沖縄県の男子の平均寿命は、1990年代までは全国値を上回り、都道府県別の順位も上位であった。

2) 出典は以下のURL（厚生労働省報道発表資料「平成17年人口動態統計（確定数）の概況」）<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei05/index.html>

関する研究は少ないが(澤田 2005), Nishioka (1994) は, ミクロデータを利用した分析を踏まえ, 高い出生力の背景に文化的要因, すなわち父系の原理をとる家族形成規範³⁾があることを明らかにした。

では, 日本本土と異なる沖縄県の人口学的特徴は, 第二次世界大戦以前においても確認できるのだろうか。

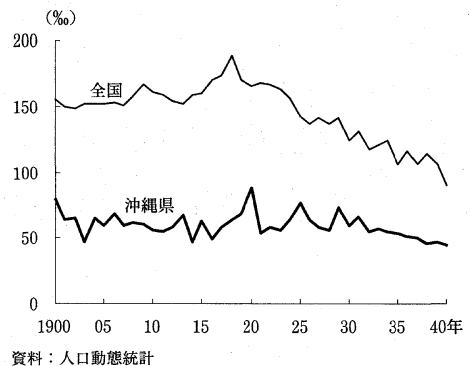
近代以降の都道府県別の人口動態に関する研究は, 1920年が1つの画期をなしている。1920年よりも古い時期については, 十分な精度をもった

静態統計に欠けるため, 人口学的な研究を進める上で制約が大きく, 地域の人口変動についての説明は十分でない(高橋 2003)。それに対し, 1920年以降については, 国勢調査が開始されたことにより, 比較的研究も豊富である。古くは館(1936, 1937)の標準化出生力の研究や水島(1961)による生命表の作成, トイバー(1964)の日本人口に関する研究等, これまで少なからぬ蓄積が図られてきた。

ところが沖縄県の人口動態については, 1920年より古い時期のみならず, 1920年以降においても検討は進んでいない⁴⁾。その最大の理由は, 人口動態統計⁵⁾の完全性や正確性に問題があるからである(例えば速水・小嶋 2004)。具体例を挙げてみよう。死亡数については, 例えば, 人口動態統計に掲載されている沖縄県の乳児死亡数や死産数は極端に少ない。全国と沖縄県の乳児死亡率を比較すると(図1), 沖縄県の値はおおむね60%前後で, 全国の1/2以下の水準であった⁶⁾。また, 死産数については, 1900~40年の報告件数がどの年次でも数件程度であった。これらの値は, 人口学的見地からは俄に信じがたい水準であり, 乳児死亡や死産の届出に不備があったと解釈する方が自然である。この点に関連して, 水島(1961)は, 自身の手による1921~1925年の生命表の解説で, 「沖縄県の0歳死亡率は著しく低い, これは真相でなく, 死亡届出が不完全であるためと思われる」(p.4)と指摘している。

一方, 出生数についても, 上述した乳児死亡率の低さから推測されるように, 届出が過少であった可能性は高い。大正時代に那覇地方裁判所の判事を勤め, 沖縄研究にも尽力した奥野彦六郎は, 沖縄県離島地域での婚姻届や出産届の提出状況を踏まえ, 「子供の正條な届出が出来なくなる事も其の例に乏しくない」(奥野 1977, p.571)と指摘した。また,

図1 乳児死亡率の推移



3) これは, 直系の長男以外の位牌継承を原則として認めないという形で知られている。

4) 人口移動研究については一定の蓄積がある。代表的なものに石川(1997)や富山(1990)がある。

5) 1931年までは内閣統計局『日本帝国人口動態統計』, 1932年以降内閣統計局『人口動態統計』として公表されたが, 本稿では両者とも人口動態統計と称する。

6) 戦前の沖縄県の乳児死亡率は, 恩賜財団愛育会(1937)や内閣統計局編(1932)といった市町村別の資料でも低い。また, 農村の保健衛生に関する調査結果である内務省衛生局(1929)では, 沖縄県も調査対象に含まれていたが, 結果は公表されておらず, 詳細は不明である。

戦前の都道府県別の出生力に関する諸研究でも、計測された沖縄県の出生力が低いとして人口動態統計を疑問視する向きもあり（例えば高橋 1980）、伊藤（1987）のように、届出遅れを補正して出生力を検討した例もある。

こうした過去の沖縄県の人口動態が十分に解明されていない状況は、現代沖縄県の人口学的特徴のより深い理解を阻むのみならず、沖縄県ひいては日本の人口転換の解明にとっても妨げになっていると考えられる。

以上を踏まえ、本稿では、次の2点を課題とする。1点目は、戦前の沖縄県の死亡数と出生数を推計することであり、2点目は、1点目の検討を踏まえ、戦前の沖縄県の死亡力と出生力の水準、ならびに当時の沖縄県が人口転換過程のいかなる段階にあったのかを明らかにすることである。分析期間は1920～35年に限定するが、その理由は、次章で述べるように沖縄県の人口動態統計は1910年代末頃から安定することと、1920～35年については国勢調査の男女別年齢各歳別人口を利用できるからである。

以下、次節で沖縄県の概略をごく簡単に整理し、Ⅱでは、人口動態統計の届出遅れの状況を確認し、届出遅れによる死亡数の補正を試みる。Ⅲでは、国勢調査を併用して、死亡数と出生数を推計する。その具体的な手順は、まず、国勢調査と人口動態統計の関係性を利用して人口動態統計の年齢別死亡数の精度を検討し、次いで、比較的精度が高いと考えられる年齢別死亡数とモデル生命表を利用して生命表を作成する。そして、作成された生命表を用いて人口動態統計の死亡数を推計し、最後に推計された死亡数と国勢調査を利用して出生数を推計する。Ⅳでは、Ⅲの結果を踏まえ、当時の沖縄県の死亡力と出生力が他の都道府県と比較してどのような水準にあったのかを検討し、人口転換という点からみて当時の沖縄県が如何なる状況にあったのかを論じる。Ⅴでは、全体のまとめと今後の課題について整理する。

なお、本稿は、人口統計学的手法による検討であることをあらかじめ断わっておく。

2. 対象地域の概略

沖縄県は、九州から台湾にかけて連なる南西諸島に位置し、沖縄本島をはじめ40を越える有人島からなる。気候は温暖で降雪はないが、台風の襲来が多い。

2005年国勢調査で136.2万人を記録した沖縄県の人口は、戦前の国勢調査によると、1920年から1935年にかけて57.1万人、55.7万人、57.7万人、59.2万人と推移した。1920年以前の人口については、1876年に16.8万人との記録があり（稲福 1979）、1920年にかけて増加基調で推移したと考えられる。1920年以降の沖縄県内の人口分布をみると、少なくとも全人口の7割以上を沖縄本島⁷⁾の人口が占めていた。

沖縄県は、もともと琉球と呼ばれる独立した王国であったが、明治政府により日本に統合され、1872年に琉球藩、1879年に沖縄県となった。ただし、沖縄県設置後もしばらくの

7) 国勢調査沖縄本島以外の島嶼部のうち、本島の市町村の一部を構成する島嶼については国勢調査で把握が困難であり、厳密な意味で沖縄本島の人口を算出することは難しい。ここでは、渡嘉敷村、座間味村、仲里村、具志川村、粟國村、渡名喜村、伊平屋村、鳥島、大東島、伊江村、宮古郡、八重山郡の人口を除いた沖縄県の人口を沖縄本島の人口とみなした。

間は旧琉球の制度が残され、日本本土と同様の制度は徐々に適用されていった。例えば、いわゆる地租改正に相当する土地整理事業は1899年から1903年にかけて行われ、一般の町村制が適用されるようになったのは1920年であった⁸⁾。

沖縄県設置後の経済の動きについて、向井（1988）と富山（1990）をもとにごく簡単に整理すれば、次のようになるだろう。明治以降の沖縄県経済は糖業を含む農業が基幹産業で、第1次世界大戦までを成長基調で推移した時期、その後の第二次世界大戦までの停滞期に大別できる。前者の成長期は、沖縄県農村に甘蔗栽培が広範に展開していった時期であり、第1次世界大戦時の糖価の高騰で経済成長のピークを迎えた。後者の停滞期は、第1次世界大戦後の糖価の下落やいわゆる昭和恐慌の影響を受けた時期で、「ソテツ地獄」とも称される。この時期には、それまで少なかった人口の県外流出も活発化した。

II. 人口動態統計における沖縄県の死亡数と出生数

1. 当年届と届出遅れ

戦前の人口動態統計では、死亡数、出生数ともに、1941年まで「前年以前の死亡（出生）」として届出遅れの数値が掲載されている。ただし、死亡数の届出遅れは、年齢別ではなく総数のみの掲載である。本節では、1900～1940年までの出生数と死亡数の届出遅れ⁹⁾について検討する。なお、1900年を期初としたのは、1899年に人口動態統計が近代的な中央集査方式に移行したことと、区切りが良いことによる。

図2と図3は、沖縄県と全国（内地）の死亡数と出生数について、発生年次ごとの届出年別構成比を表したものである。ここでは男女とも同様の傾向を示すことから、男子のみ掲載した。これらの図では、新しい年次ほど届出遅れが少なくなる点に注意が必要である。なぜなら、人口動態統計の「前年以前の死亡（出生）」の掲載が1941年までに限られるため、例えば、1940年の出生数として人口動態統計から直接知りうるのは、1940年に届出られた数と1941年に1年遅れとして届出られた数のみ、ということになってしまうからである。

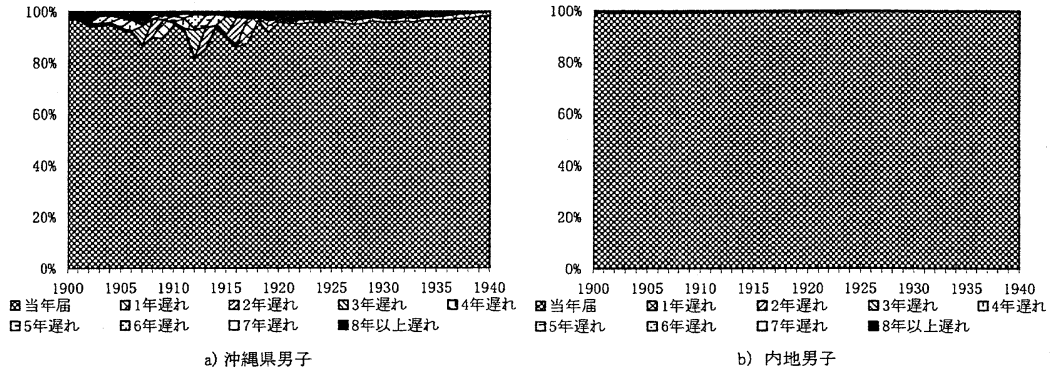
死亡数からみていこう（図2）。沖縄県については、1917年以前と1918年以降で異なった傾向を示す。1917年以前は、総じて死亡数全体に占める届出遅れの割合が高い。また、人口動態統計の「前年以前の死亡」に掲載される数は、例えば、1908年や1910年は多いのに対し1907年は少ないといった具合に、年次によって大きく変動する¹⁰⁾。その結果、ある年の死亡数では2年遅れや3年遅れの届出が多くなったり、死亡数に占める当年届の割合が不安定になったりする。それに対して、1918年以降は、死亡数に占める当年届の割合が95%程度で安定する。加えて、1年遅れよりも2年遅れの届出が少なくなるといった具合に、届出遅れのパターンも安定する。他方、全国（内地）については、沖縄県に比べ、観

8) 日本本土では地租改正が1873年、町村制が1888年に始められた。

9) 全国の出生数と死亡数の届出遅れに関する文献や補正法については、厚生省人口問題研究所（1967）に簡潔な整理がある。

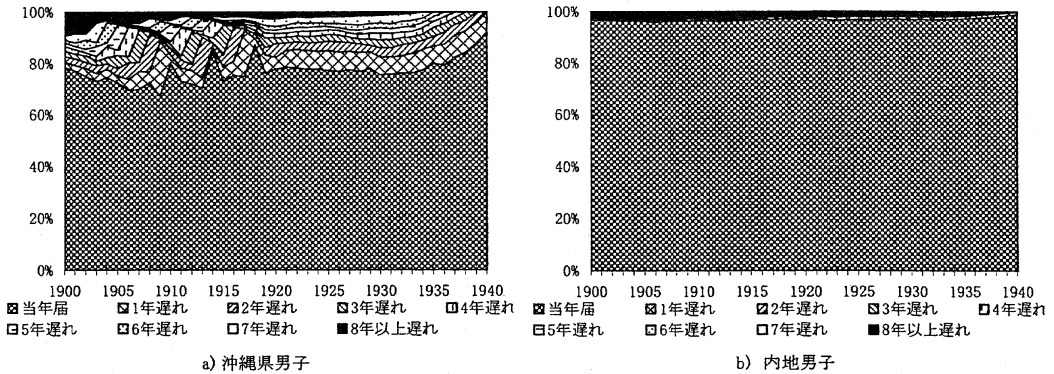
10) 人口動態統計には、1908年については「戸籍簿並学齢簿整理ヲ為シタル結果多数ノ届漏ヲ発見シタルニ依ル」（p.138）、1910年については「那覇区裁判所ニ於テ戸籍整理ノ結果ニ由ル」（p.172）との記載がある。

図2 死亡数の届出状況



資料：人口動態統計

図3 出生数の届出状況



資料：人口動態統計

察期間を通じて極めて安定的なパターンを示す。この間の死亡数に占める当年届の割合は99%程度で推移した。

続いて出生数をみよう(図3)。沖縄県については、観察期間を通じて届出遅れとして提出されたものの割合が20~25%程度を占めるが、1918年以前と1919年以降で異なった傾向を示す。1918年以前は、古い年次ほど8年以上遅れが多く、死亡数同様、届出遅れのパターンが不安定である。特に目につくのは、1910年、1914年、1918年に当年届の割合が高いことである。一方、1919年以降は、届出遅れのパターンが安定し、1年遅れよりも2年遅れ、2年遅れよりも3年遅れの届出が少なくなる傾向がある¹¹⁾。なお、全国(内地)については、観察期間を通じて届出遅れが4%前後を占めるが、沖縄県に比べ、届出遅れのパターンは安定的である。

以上を整理すると、届出遅れの状況から判断する限り、沖縄県の人口動態統計は、1910年代末頃から安定するようになったと考えられる。

11) 就学年齢と関係の深いと考えられる7年遅れの届出については、6年遅れよりも多くなる傾向がある。

2. 届出遅れを補正した死亡数

先の結果と次章での必要性を鑑み、ここでは1919～1936年の死亡数を補正する。

補正に際して、次の3点に配慮が必要である。1点目は、新しい年次ほど届出遅れの数が増えることである。その理由は、先述したように、人口動態統計における「前年以前の死亡」の記載が1941年までしか存在しないためである。これについては、次のように対応した。死亡数の届出遅れは、1919～30年は人口動態統計に計上された届出遅れをそのまま用いることとし、1931年以降の値は、死亡数全体に占める当年届の割合を1919～30年の平均値と等しいものと仮定し、届出遅れ数を補正した。一方、後述する出生数の届出遅れに潜む死亡数の算出のために必要な出生数の届出遅れについては、1919～24年は人口動態統計に計上された届出遅れをそのまま用いることにした。1925年以降における8年以上遅れの方は、届出遅れ年数別の構成が1919～24年の平均値で一定であると仮定して補正した。さらに、1935年の7年遅れ、1936年の6年遅れと7年遅れについては、届出遅れ年数別の構成が1919～1930年の平均値で一定であると仮定して補正した。

2点目は、死亡数の届出遅れには年齢別の資料がないことである。これについては、届出遅れの死亡数を、当年届の死亡数の年齢別分布に従って按分することにした。

3点目は、出生数の届出遅れに潜む死亡数の影響である。この点は補足説明が必要であろう。出生数の届出遅れには、もしも届出が規定通りになされていたならば発生したであろう死亡数が失われている可能性がある。例えば、2年後に遅れて届出られた出生数というのは、0～2年間に生き残った分だけが届出られたのであって、この間に出生届が提出されないまま、死亡届も出されなかった例もあると考えられる。とくに沖縄県の場合、出生数の届出遅れの数が多いため、出生数の届出遅れに潜む死亡数が死亡数全体に及ぼす影響も小さくないであろう。この失われてしまったと考えられる死亡数については、何らかの死亡秩序に従うと考え、算出することにした。具体的には、死亡秩序として分析期間の期初にほぼ相当する全国の生命表（第4回生命表（大正10～14年））を用い、0歳の死亡数については(1)式、1～8歳の死亡数については(2)式のように補正した。(1)式と(2)式の右辺第2項は、いずれも出生数の届出遅れに潜む死亡数である。なお、9年後以降に遅れて届出られた出生数は、8年後に遅れて届出られたものとみなした。

$${}_t d_0 = {}_t \bar{d}_0 + \sum_{j=1}^8 \left[{}_t b^j \times \frac{l_0 - L_0}{L_j} \right] \dots\dots\dots(1)$$

$${}_t d_i = {}_t \bar{d}_i + \sum_{j=i}^8 \left[{}_t b^j \times \frac{L_i - L_{i+1}}{L_j} \right] \dots\dots\dots(2)$$

${}_t d_i$: 補正済みの t 年 i 歳の死亡数, ${}_t \bar{d}_i$: 死亡数の届出遅れを補正した t 年 i 歳の死亡数,
 ${}_t b^j$: j 年後に提出された t 年の出生数, $1 \leq i, j \leq 8$ l_0 と L_x は生命表関数

届出遅れを補正した死亡数を整理したのが表1である。補正後の総死亡数は、補正前に比べ、1.13～1.21倍で推移し、補正前後の値の変化にみられる男女差は小さい。

表1 補正前と補正後の死亡数

年次	死亡数					
	補正前		補正後		比 (補正後/補正前)	
	男子	女子	男子	女子	男子	女子
1919	5,284	4,833	6,360	5,797	1.20	1.20
1920	6,778	5,950	7,665	6,735	1.13	1.13
1921	4,801	4,550	5,644	5,319	1.18	1.17
1922	4,513	4,306	5,377	5,054	1.19	1.17
1923	4,479	4,360	5,277	5,043	1.18	1.16
1924	4,924	4,678	5,744	5,380	1.17	1.15
1925	5,454	5,318	6,319	6,073	1.16	1.14
1926	4,825	4,749	5,710	5,564	1.18	1.17
1927	4,859	4,616	5,761	5,402	1.19	1.17
1928	4,705	4,433	5,669	5,237	1.20	1.18
1929	5,158	5,027	6,022	5,812	1.17	1.16
1930	4,732	4,634	5,672	5,394	1.20	1.16
1931	4,911	4,821	5,844	5,624	1.19	1.17
1932	4,693	4,485	5,631	5,320	1.20	1.19
1933	4,708	4,731	5,671	5,589	1.20	1.18
1934	4,752	4,533	5,691	5,333	1.20	1.18
1935	4,822	4,741	5,812	5,615	1.21	1.18
1936	5,170	5,084	6,221	6,012	1.20	1.18

資料：人口動態統計
補正方法は本文を参照のこと

Ⅲ. 沖縄県の死亡数と出生数の推計

1. 死亡統計の精度と1～2歳人口の補正

人口動態統計と国勢調査の関係は、両統計の完全性と正確性が成り立ち、なおかつ人口移動が生じないならば、理論上、次のようになる。すなわち、 $t+5$ 年の国勢調査における $x+5$ 歳の人口は、 t 年の国勢調査における x 歳の人口に、人口動態統計より得られるこの間の死亡数を減じたものである。この関係は、 t 年10月1日の x 歳の人口と $t+1$ 年10月1日の $x+1$ 歳人口を例にとってレキシス図で示すと図4のようになり、数式では(3)式で表現できる¹²⁾。

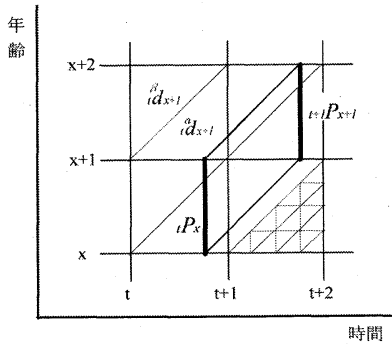
$$\begin{aligned}
 {}_tP_x = & {}_{t+1}P_{x+1} + \left(\frac{6}{16} \times {}_t^{\alpha}d_x + \frac{1}{16} \times {}_t^{\beta}d_x + \frac{1}{16} \times {}_t^{\alpha}d_{x+1} + \right. \\
 & \left. \frac{9}{16} \times {}_{t+1}^{\beta}d_x + \frac{9}{16} \times {}_{t+1}^{\alpha}d_{x+1} + \frac{6}{16} \times {}_{t+1}^{\beta}d_{x+1} \right) \dots\dots\dots (3)
 \end{aligned}$$

${}_tP_x$: t 年10月1日の x 歳の人口

${}_t d_x$: t 年 x 歳の死亡数(死亡数の届出遅れならびに出生数の届出遅れに潜むであろう死亡数の補正済み)で、このうち、 $t-x$ 年生まれの死亡数が添字の α 、 $t-x-1$ 年生まれの死亡数が添字の β 。

12) 国勢調査の実施された10月1日を1月1日から1年のちょうど3/4を経過した時点とみなした。

図4 国勢調査と人口動態統計の関係



この(3)式を利用して $t+5$ 年の国勢調査から推計した t 年の人口と、実際の t 年の国勢調査の値を男女別年齢別に比較することにより、人口動態統計の死亡数の精度を検査することが可能になる。

ただし、沖縄県の場合、人口移動の影響が大きいものの、観察期間を通して男女別年齢別の人口移動に関する資料は管見の限り存在しない。そのため、(3)式を利用した死亡統計の精度を検証する際には、国勢調査から得られるコーホートの増加率との比較や、10歳未満あるいは40歳以上といった比較的人口

移動の影響を受けにくいと考えられる年齢層を考察の対象にする等の工夫が必要になる。

また、(3)式の $^{\alpha}d$ と $^{\beta}d$ の比率については、1919～1936年の出生年別年齢別死亡数のデータが存在しないため不明である。これについては、1937～1940年の全国値を参考に、(3)式の $^{\alpha}d$ と $^{\beta}d$ の比率を0歳の死亡で7:3、1～5歳の死亡で6:4、6歳以上の死亡で5:5とした¹³⁾。

表2は、 t 年の国勢調査の実績値と $t+5$ 年の国勢調査から遡及推計した結果を、実績値からの乖離として表したものである。ここでは年齢各歳別に遡及推計した結果を5歳階級別にまとめ、実績値との差を計算した。ただし、0～7歳については年齢各歳別の結果も併記した。

(3)式の妥当性をみるために、先に全国値からみていこう。全国値では、ほとんどの年齢で誤差が±1%以内に収まっており、(3)式はおおむね妥当であると判断できる。ただし、0～2歳、15～19歳、80歳以上、ならびに1920年の20～24歳で(3)式の当てはまりが悪い。このうち80歳以上については、死亡届の提出が不十分なケースの存在が想定され、15～19歳と1920年の20～24歳については、外地や国外との移動あるいは徴兵制(安川1979, 岡崎1986)の影響であろう。残る0～2歳人口については、国勢調査の0～2歳人口が過少であると判断した。その根拠は以下の通りである。

0～2歳の誤差の要因として考えられるのは、符号がプラスであることから、(a) (3)式に用いた死亡数が過大である、(b) $t \sim t+5$ 年の間に人口が流入した、(c) t 年の0～2歳人口が過少である¹⁴⁾、という3つである。1点目については、2章で実施した年齢別死亡数の補正、とくに出生数の届出遅れに潜む死亡数の補正が影響した可能性がある。そこで、死亡数の届出遅れのみ補正し、出生数の届出遅れに潜む死亡数については補正しないケースについて(3)式の計算を実施した。その結果が表3であるが、この場合にも0～2

13) これに関連するものとして、高瀬(1991)は、1899～1918年の出生年別死亡数をもとに、年齢別死亡数を出生年別死亡数に変換する係数を算出する方法を用いた。斎藤(1992)は、数え年の死亡数を各歳別に按分する比について、数え年2歳を満0歳と満1歳に按分する比を7:3、以下同様に、数え年3歳では6.5:3.5、数え年4歳では6.3:3.7、数え年5～6歳では5.6:4.4、それ以上は5:5とした。

14) $t+5$ 年の5～7歳人口が過大である可能性も否定できないが、国勢調査人口に誤りがあるとすれば、 t 年の0～2歳人口が過少である可能性のほうが高いと考えられる。

表2 遡及推計と実績値の比較

単位：％

年齢	沖縄県						全国					
	男子			女子			男子			女子		
	1920年	1925年	1930年	1920年	1925年	1930年	1920年	1925年	1930年	1920年	1925年	1930年
0	4.5	8.7	7.9	0.5	0.9	2.1	4.1	1.6	3.8	3.0	0.4	2.9
1-4	0.8	4.4	2.9	0.3	3.2	1.7	1.3	1.8	0.9	1.2	1.8	0.9
5-9	-1.7	-2.2	-2.3	-7.3	-4.0	-4.3	0.2	0.0	0.5	0.3	-0.2	0.5
10-14	-16.3	-17.0	-16.7	-30.4	-16.0	-24.3	-0.5	-0.3	-0.2	0.1	0.1	0.7
15-19	-29.6	-26.9	-26.2	-22.7	7.5	-9.9	-1.4	-1.4	-4.2	-1.2	-1.3	-1.3
20-24	-18.2	-11.6	-3.9	-11.6	1.8	-3.9	2.3	0.5	-0.8	-1.1	-0.5	-0.8
25-29	-18.0	-5.3	1.3	-10.4	-3.4	-0.9	-0.2	0.0	-0.4	-0.9	-0.2	-0.2
30-34	-11.0	-3.5	1.7	-4.4	0.7	-0.5	0.8	0.4	0.0	0.0	0.8	0.1
35-39	-7.7	-2.5	0.8	-3.8	-1.4	-1.8	0.3	-0.1	-0.4	-0.7	0.0	-0.6
40-44	-3.0	0.4	1.3	-2.0	-0.4	-1.2	0.5	-0.1	0.1	0.1	0.2	0.1
45-49	-2.2	0.6	0.7	-1.8	-0.6	-1.5	0.0	-0.1	0.3	-0.3	-0.3	-0.2
50-54	-2.1	-0.9	-0.8	-2.8	-1.6	-1.2	-0.1	0.2	0.4	-0.4	0.1	0.4
55-59	-0.3	-0.3	0.5	0.4	-0.4	0.0	0.1	0.5	0.6	-0.2	0.7	0.4
60-64	-2.1	-4.5	-2.4	-2.9	-4.5	-3.3	-0.5	0.1	0.3	-0.9	-0.3	-0.1
65-69	-4.2	-4.1	-2.5	-3.1	-2.9	-3.4	0.3	0.4	0.6	0.3	0.4	0.5
70-74	-1.6	-3.6	-3.7	-4.4	-6.5	-5.1	0.5	0.1	0.1	0.6	-0.3	0.0
75-79	-2.3	-4.5	-4.0	-6.5	-5.1	-6.4	0.8	-0.2	0.4	0.4	-0.3	0.4
80-84	2.1	-3.2	0.8	-8.1	-11.3	-7.0	2.3	-1.6	-0.1	2.0	-2.4	-0.9
85-89	-3.5	-6.6	11.0	-6.9	-2.8	-3.7	-5.9	-1.0	-1.1	-5.6	-3.2	-1.8
1	2.7	7.5	6.6	1.2	6.1	4.5	3.8	3.0	2.3	3.8	3.2	2.3
2	2.8	7.9	3.4	2.7	7.4	2.1	1.4	3.6	1.4	1.5	3.6	1.3
3	-1.5	1.8	0.1	-1.1	1.0	1.0	0.4	0.3	0.3	0.1	0.2	0.2
4	-0.9	0.5	1.4	-1.6	-1.4	-0.8	-0.2	0.3	-0.3	-0.4	0.2	-0.5
5	0.6	-1.9	-1.4	-2.4	-5.1	-0.8	0.0	-0.5	1.4	-0.4	-1.0	1.3
6	-0.9	-1.7	0.1	-1.6	-2.9	-1.1	0.3	-1.0	0.3	0.0	-1.2	0.0
7	-0.3	-1.7	-3.0	-2.3	-3.5	-4.4	1.0	0.3	0.0	0.9	-0.3	-0.1

資料：国勢調査、人口動態統計

注) 数値は、(遡及推計結果-実績値) × 100 / 実績値

表3 遡及推計と実績値の比較

(出生数の届出遅れに潜む死亡数の補正を行わなかったケース)

単位：％

年齢	男子			女子		
	1920年	1925年	1930年	1920年	1925年	1930年
0	3.5	0.9	3.1	2.3	-0.3	2.2
1	3.4	2.6	2.0	3.4	2.8	2.0
2	1.2	3.4	1.3	1.3	3.4	1.2

資料：国勢調査、人口動態統計

注) 数値は、(遡及推計結果-実績値) × 100 / 実績値

歳でプラスの誤差が生じた。このため、0～2歳の誤差の要因として、死亡数が過大であるという可能性は低いと推察される。

次に、2点目の人口移動の影響であるが、乳幼児の人口移動は親の移動に伴う随伴移動が一般的であると考えられる。しかし、親世代に相当する15～29歳の女性の誤差はいずれもマイナスである。乳幼児だけが流入することは考えにくいので、0～2歳の誤差の要因として人口移動の影響を挙げることは適切ではないであろう。

最後に残った国勢調査の0～2歳人口が過少であった可能性については、詳細は3節で

表4 国勢調査人口の性比

年齢	沖縄県				全国			
	1920年	1925年	1930年	1935年	1920年	1925年	1930年	1935年
0	96.7	97.2	99.7	98.0	101.4	101.1	102.0	102.6
1	99.2	100.0	100.0	101.8	100.9	101.5	101.5	102.2
2	98.3	100.3	103.2	99.1	100.8	101.3	101.7	101.8
3	101.3	99.0	101.6	101.2	101.3	101.2	101.4	102.1
4	99.8	100.5	102.1	99.9	101.9	101.9	101.8	102.0
5	98.4	99.1	104.3	105.0	102.0	101.6	101.4	101.9
6	99.2	100.5	101.3	101.1	102.6	101.2	101.5	101.5
7	100.4	98.7	100.9	104.1	102.6	101.1	101.5	101.9

注) 性比は、女子100人に対する男子の値

述べるが、国勢調査から推計される出生数と人口動態統計の出生数を比較したところ、0～2歳人口を過少とみなす方が良い結果が得られた。

なお、1950年の国勢調査の0～3歳人口と、出生・死亡統計から推計された1950年10月1日現在の0～3歳人口を比較した研究によれば（森田 1957）、両者の誤差は1%未満であることから、表2の0～2歳の誤差は戦前の国勢調査特有の問題であると考えられる。

では、沖縄県の値をみていこう。全体的な誤差のパターンとしては、0～2歳の誤差がやや大きく符号はプラス、10～34歳の誤差は大きく符号はマイナス、35～59歳の誤差が小さく符号はマイナス、60歳以降の誤差がやや大きく符号はマイナス、となる傾向がある。

0～2歳の誤差については、全国同様、沖縄県でも国勢調査の0～2歳人口が過少だった可能性がある。それを裏付ける資料として0～7歳の性比がある。表4によれば、理由は不明であるが、沖縄県の0歳の性比はかなり低い。また、1920年の0歳の性比よりも1925年の5歳の性比が高い。

10～34歳の誤差については、人口移動の影響が大きい。国勢調査人口のコーホートの変化をみた表5と比較すると、例えば男子の場合、コーホートの変化が大きかった年齢層は1920～25年の10～34歳から、1930～35年の10～24歳へと推移するが、遡及推計と実績値との間の誤差も同様のパターンを示す。また、1925～30年における15～24歳女子のコーホートの変化は人口流入があったことをうかがわせるが、遡及推計と実績値との間の誤差にも同様のパターンがみられた。

60歳以降の誤差では、コーホートの変化のパターンが男女ともに全国とほぼ同じ様相を示すが、遡及推計と実績値との間の誤差がやや大きいことから、死亡届の過少申告があったものと考えられる。

以上を踏まえ、沖縄県の死亡統計の精度について、1～59歳の値は適切であるが、それ以外は何らかの補正が必要であると判断した。また、国勢調査の0～2歳人口についても補正が必要であると判断した。なお、1～4歳の死亡数を適切であるとみなしたのは、沖縄県の死産数や乳児死亡率の低さは0歳で出生届けが出されないまま死亡したケースが多かったために生じたもので、出生届が提出されたケースについては死亡届も提出されたと判断したからである。

表5 国勢調査人口のコーホート増加率

単位：％

年齢 (期初)	沖縄県						全国					
	男子			女子			男子			女子		
	1920→ 1925	1925→ 1930	1930→ 1935	1920→ 1925	1925→ 1930	1930→ 1935	1920→ 1925	1925→ 1930	1930→ 1935	1920→ 1925	1925→ 1930	1930→ 1935
0	-13.6	-9.8	-9.7	-15.7	-16.0	-14.3	-14.7	-15.3	-11.7	-14.9	-15.5	-11.6
1-4	-7.5	-3.4	-4.2	-8.2	-4.6	-5.0	-4.4	-3.1	-3.5	-4.8	-3.3	-3.6
5-9	-4.4	-4.8	-4.6	-9.9	-6.7	-6.7	-1.6	-1.6	-1.0	-1.9	-2.0	-1.1
10-14	-18.6	-19.3	-18.9	-33.0	-19.0	-26.8	-3.3	-2.7	-2.5	-3.8	-3.1	-2.2
15-19	-33.5	-31.6	-30.9	-26.3	1.1	-15.1	-6.3	-5.8	-8.5	-6.9	-6.2	-5.8
20-24	-23.1	-17.1	-9.7	-15.9	-3.8	-9.3	-2.6	-3.7	-5.2	-6.8	-5.3	-5.4
25-29	-22.6	-10.8	-4.3	-14.9	-8.1	-5.7	-4.4	-3.6	-4.1	-6.3	-4.6	-4.3
30-34	-16.1	-8.9	-3.8	-9.5	-4.3	-5.2	-3.5	-3.3	-3.8	-5.4	-3.8	-4.2
35-39	-13.4	-8.3	-5.4	-8.9	-6.1	-6.4	-4.9	-4.6	-4.8	-6.2	-4.9	-5.2
40-44	-10.8	-7.0	-6.1	-7.3	-5.3	-5.8	-6.1	-6.1	-5.7	-5.5	-4.8	-4.8
45-49	-12.1	-8.7	-7.9	-7.3	-5.9	-6.8	-8.7	-8.4	-7.9	-6.9	-6.3	-6.1
50-54	-14.8	-13.3	-11.8	-9.7	-8.3	-7.5	-12.6	-11.3	-11.0	-9.3	-7.9	-7.3
55-59	-18.2	-17.3	-14.9	-8.9	-9.4	-8.5	-17.3	-16.4	-15.6	-12.2	-10.7	-10.3
60-64	-26.0	-27.0	-23.2	-16.4	-16.6	-14.8	-25.1	-23.4	-23.2	-18.8	-16.7	-16.0
65-69	-36.2	-34.3	-31.8	-21.9	-20.8	-20.4	-34.3	-32.8	-31.7	-26.1	-24.6	-23.5
70-74	-44.6	-45.1	-42.9	-34.1	-32.7	-30.2	-46.5	-44.9	-44.3	-37.8	-36.1	-35.5
75-79	-60.1	-60.2	-55.2	-49.6	-47.3	-45.8	-60.1	-58.3	-57.3	-51.8	-49.5	-48.7
80-84	-71.3	-74.3	-67.2	-65.4	-64.7	-62.8	-73.1	-71.9	-70.9	-66.3	-65.0	-64.0
85-89	-81.1	-81.4	-81.7	-79.1	-76.9	-73.8	-83.0	-82.6	-82.6	-77.8	-77.7	-77.6
1	-11.3	-5.5	-5.4	-12.4	-6.7	-6.5	-6.3	-5.3	-5.2	-6.6	-5.4	-5.2
2	-5.9	-0.6	-3.9	-6.4	-1.2	-4.8	-4.5	-1.5	-3.3	-4.8	-1.8	-3.5
3	-7.4	-3.8	-5.0	-7.6	-4.5	-4.1	-3.6	-3.1	-2.8	-4.2	-3.5	-3.0
4	-5.6	-3.7	-2.5	-6.5	-5.9	-4.8	-3.1	-2.2	-2.6	-3.6	-2.5	-2.8
5	-3.6	-5.2	-4.3	-6.0	-8.5	-4.1	-2.4	-2.3	-0.4	-2.9	-2.9	-0.6
6	-3.7	-4.9	-2.5	-4.3	-6.0	-3.7	-1.6	-2.7	-1.3	-2.2	-3.0	-1.7
7	-2.7	-4.1	-5.1	-4.6	-6.0	-6.4	-0.8	-1.2	-1.4	-1.1	-1.9	-1.6

資料：国勢調査，人口動態統計

注) 数値は、 $({}_{t+5}P_x - {}_tP_x) \times 100 / {}_tP_x$

2. 生命表の作成

本節では、1～59歳の死亡数についてはおおむね適切であるとみなして1920年、1925年、1930年、1935年の4つの生命表を作成する。その際、1925年、1930年、1935年の生命表では、年齢別死亡数を前後3年間の平均値とした。それに対し、1920年は死亡数がとくに多い年であることを考慮し、1920年のみの死亡数を利用した。生命表作成の手順は次の通りである。

生命表の作成は、基本的に、山口ほか(1995)に記されたグレビルの方法に従った。ここでは、特に説明が必要と考えられる生命表死亡率(${}_nq_x$)と生存年数(${}_nL_x$)の算出方法について概説する。

生命表死亡率については、まず、年齢別死亡数と国勢調査人口を利用して、以下の(4)式に従って生命表死亡率(${}_1q_4, {}_5q_5, \dots, {}_5q_{55}$)を求めた。

$${}_nq_x = \frac{{}_nm_x}{\frac{1}{n} + {}_nm_x \left\{ \frac{1}{2} + \frac{n}{12} ({}_nm_x - 0.09) \right\}} \dots\dots\dots (4)$$

${}_nm_x$ は $x \sim x+n$ 歳の年齢別死亡率

なお、1歳ならびに2歳人口については、前節で述べたように、事前に補正が必要である。そこで、表2の1歳と2歳の誤差が0になるような補正、換言すれば、 t 年の1歳人口には $t+5$ 年の6歳人口、 t 年の2歳人口には $t+5$ 年の7歳人口からそれぞれ遡及推計した値を用いることにした。

次に、 ${}_1q_4 \sim {}_5q_{55}$ を利用して0歳ならびに60歳以降の生命表死亡率を推計した。生命表死亡率の推計方法としては、Brassのリレーショナルモデルを応用した方法(Preston et al. 2001)をはじめ、様々な方法が想定されるが、ここでは斎藤(1992)が実施した方法を用いた。すなわち、既知の年齢の生命表死亡率をモデル生命表の生命表死亡率に直線的に回帰させることで、未知の年齢の生命表死亡率を求めるという方法である。

図5は、既存統計から得られる沖縄県の生命表死亡率のパターンをみたもので、比較のために、第4回生命表の死亡率も併記してある。1920年の値は男女ともに特異であるが、この図からは次の3点を読み取ることができる。1点目は、 ${}_5q_{10}$ の水準は第4回生命表とほぼ同じであるが、 ${}_1q_4, {}_5q_5$ は沖縄県の値が大きいこと、2点目は、男子の場合、10歳代後半以降の生命表死亡率は総じて沖縄県の方が大きいこと、50歳代には第4回生命表の死亡率が大きくなる傾向があること、3点目は、女子の場合、10歳代後半以降の生命表死亡率は総じて第4回生命表の値が大きく、加齢とともに両者の差は開く傾向にあるが、 ${}_5q_{15}$ や ${}_5q_{20}$ では沖縄県の値が大きくなる例があること、である。

図5 沖縄県と第4回生命表の ${}_nq_x$

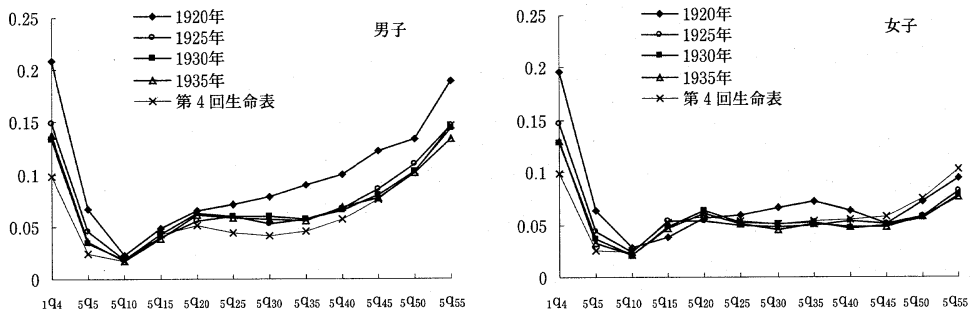


表6 生命表死亡率の推計に用いた South モデルのレベル

性	男子			
	1920年	1925年	1930年	1935年
男子	6	9	10	10
女子	7	10	11	11

このような沖縄県の生命表死亡率のパターンに合致する生命表を、コールとデメインのモデル生命表 (Coale and Demeny 1983), 国連のモデル生命表 (United Nations 1982), 安川の日本のモデル生命表 (安川 1971) の中から検討したところ, 詳細は附論に譲るが, コールとデメインのモデル生命表の South モデルが比較的類似した特長を有していた¹⁵⁾. そこで, 男女ともに South モデルに既知の生命表死亡率を直線回帰させて生命表死亡率を推計した. 具体的には, 0歳の生命表死亡率については沖縄県の ${}_4q_1, {}_5q_5, {}_5q_{10}$ を, 60歳以降の生命表死亡率については, ${}_5q_{45}, {}_5q_{50}, {}_5q_{55}$ ¹⁶⁾ を, それぞれ対応する South モデルの生命表死亡率に回帰させた. なお, South モデルと一口に言っても 1~24までレベルが設定されており, どのレベルを用いるかで結果が異なる. そこで, 0歳の生命表死亡率の値が沖縄県の値よりも大きく, なおかつ最も沖縄県の値に近いレベルを選んだ. 推計に用いたレベルは表6の通りである.

続いて, 生存年数の算出方法について述べる. ${}_1L_0, {}_4L_1$ については, l_0, l_1, l_5 のそれぞれの値を通過するワイブル曲線を求め, シンプソンの公式を利用して数値積分した値を用いた. 5歳以上の ${}_nL_x$ については, ${}_5L_x = 5/2 \times (l_x + l_{x+5}) + 5/24 \times ({}_5d_{x+5} - {}_5d_{x-5})$ により算出した. ${}_{\infty}L_{85}$ については, 平均余命が男女とも3.5歳であると仮定して算出した.

上記手順で作成した生命表について, $l_x, {}_nq_x, e_x$ のみ記したのが表7である. ${}_nq_x$ のパターンについて第4回生命表と比較すると, 沖縄県の死亡パターンの特徴として, 若年層で死亡率が高く, 高齢層で死亡率が低い傾向にある. また, ${}_nq_x$ の年次変化については, 男女とも, 1920年から1925年への変化が大きく, ほとんどの年齢で死亡率が低下した. 1925年以降は, ${}_1q_0, {}_4q_1, {}_5q_5$ といった乳幼児の死亡率で改善がみられるほか, 60歳以上の高齢者の死亡率も若干改善した. 平均余命は, 1920年は男子29.5歳, 女子35.0歳と短い, 1925年には男子37.3歳, 女子41.1歳, 1935年には男子39.0歳, 女子43.3歳であった.

最後に, この生命表について, 高齢者の死亡力水準が適切なものかどうかを検討しよう. ここでは, 1925年以降の高齢者の死亡力水準が比較的安定していることと, 一般に高齢者の人口移動は少ないことを踏まえ, 生命表生残率を利用して5年後の人口を推計し, 実際の人口と比較した ((5) 式).

15) 従来の日本の歴史人口学では, 斎藤 (1992) によれば, q_0 の算出においてコールとデメインの West モデルあるいは East モデルを当てはめることが多いようである. 本稿で South モデルを利用した理由については附論を参照のこと.

16) 1920年の沖縄県男子については, ${}_5q_{50}$ の値が ${}_5q_{45}$ や ${}_5q_{55}$ に比べ特異であると判断されたため, ${}_5q_{35}, {}_5q_{40}, {}_5q_{45}$ を対応する South モデルの ${}_nq_x$ に対応させ, 60歳以降の生命表死亡率を推計した.

$$\left[{}_tP_{x \sim x+4} \times \frac{{}_tS_{x \sim x+4 \rightarrow x+5 \sim x+9} + {}_{t+5}S_{x \sim x+4 \rightarrow x+5 \sim x+9}}{2} - {}_{t+5}P_{x+5 \sim x+9} \right] / {}_{t+5}P_{x+5 \sim x+9} \times 100 \dots (5)$$

${}_tS_{x \sim x+4 \rightarrow x+5 \sim x+9}$: t 年の生命表による $x \sim x+4$ 歳人口の5年後の生残率

表7 沖縄県の生命表

1920年				1925年				1930年				1935年								
年齢	男子			女子			年齢	男子			女子			年齢	男子			女子		
	l_x	nq_x	e_x	l_x	nq_x	e_x		l_x	nq_x	e_x	l_x	nq_x	e_x		l_x	nq_x	e_x	l_x	nq_x	e_x
0	100000	0.2242	29.5	100000	0.1912	35.0	0	100000	0.1747	37.3	100000	0.1583	41.1	0	100000	0.1646	39.0	100000	0.1493	43.3
1	77577	0.2082	36.9	80878	0.1962	42.2	1	82535	0.1497	44.2	85364	0.1371	45.6	1	83539	0.1371	45.6	85066	0.1305	49.8
5	61425	0.0664	42.3	65009	0.0638	48.2	5	70182	0.0452	47.7	74433	0.0361	52.3	5	72089	0.0350	48.7	73965	0.0330	53.1
10	57349	0.0223	40.1	60860	0.0286	46.3	10	67011	0.0189	44.8	71743	0.0210	49.2	10	69564	0.0170	45.3	71523	0.0206	49.8
15	56071	0.0476	36.0	59120	0.0385	42.6	15	65747	0.0392	40.6	70236	0.0486	45.2	15	68380	0.0384	41.1	70048	0.0463	45.8
20	53400	0.0651	32.6	56842	0.0568	39.2	20	63171	0.0558	37.2	66822	0.0642	42.4	20	65751	0.0615	37.6	66801	0.0610	42.9
25	49924	0.0717	29.7	53613	0.0589	36.4	25	59645	0.0600	34.2	62534	0.0519	40.1	25	61710	0.0587	34.9	62724	0.0505	40.5
30	46342	0.0778	26.8	50455	0.0665	33.5	30	56069	0.0530	31.3	59286	0.0505	37.2	30	58090	0.0565	31.9	59555	0.0450	37.6
35	42737	0.0900	23.9	47101	0.0720	30.7	35	53100	0.0565	27.9	56290	0.0520	34.0	35	54806	0.0550	28.7	56873	0.0503	34.2
40	38891	0.0996	21.0	43710	0.0634	27.9	40	50100	0.0664	24.4	53366	0.0463	30.7	40	51794	0.0675	25.2	54010	0.0486	30.9
45	35018	0.1225	18.1	40940	0.0506	24.6	45	46771	0.0846	20.9	50894	0.0490	27.1	45	48300	0.0766	21.9	51386	0.0478	27.4
50	30727	0.1332	15.2	38870	0.0716	20.8	50	42814	0.1091	17.6	48402	0.0572	23.4	50	44602	0.1006	18.5	48932	0.0580	23.6
55	26633	0.1884	12.2	36088	0.0943	17.2	55	38141	0.1457	14.5	45634	0.0779	19.6	55	40117	0.1330	15.3	46096	0.0759	19.9
60	21617	0.2803	9.4	32685	0.1532	13.7	60	32585	0.2093	11.5	42079	0.1153	16.1	60	34781	0.1917	12.2	42597	0.1125	16.3
65	15558	0.3915	7.1	27677	0.2299	10.7	65	25766	0.2973	8.9	37228	0.1702	12.8	65	28115	0.2731	9.5	37807	0.1653	13.1
70	9468	0.5598	5.0	21312	0.3466	8.2	70	18106	0.4352	6.6	30890	0.2589	9.9	70	20436	0.4019	7.1	31558	0.2506	10.1
75	4168	0.7662	3.4	13926	0.4883	6.1	75	10226	0.6143	4.7	22893	0.3752	7.5	75	12223	0.5717	5.2	23649	0.3625	7.7
80	975	0.9284	2.3	7127	0.6066	4.7	80	3944	0.7724	3.6	14303	0.4883	5.5	80	5235	0.7255	3.9	15075	0.4714	5.6
85+	70	1.0000	3.5	2804	1.0000	3.5	85+	898	1.0000	3.5	7318	1.0000	3.5	85+	1437	1.0000	3.5	7969	1.0000	3.5

注) 作成方法は本文を参照のこと

表 8 生命表生残率を利用した推計人口と実績値との比較

単位：%

年齢	男子			女子		
	1925年	1930年	1935年	1925年	1930年	1935年
60-64	-2.5	-0.1	-2.0	-2.3	-0.4	-0.9
65-69	-3.9	2.8	-0.9	-0.5	2.7	1.1
70-74	-7.7	-2.8	-4.4	-4.3	-1.1	-0.5
75-79	-23.8	-12.7	-12.8	-4.2	1.0	-0.8
80-84	-39.4	-23.8	-27.3	0.6	7.2	7.0
85+	-36.7	-12.0	-23.7	0.6	1.1	-1.9

注) 算出方法は本文を参照のこと

結果を整理した表 8 によれば、女子で比較的当てはまりが良いのに対し、男子の75歳以上で乖離が大きい。このため、先に算出した生命表は、男子の75歳以上の死亡力水準を過大に見積もっていると考えられる。

3. 0歳人口の補正と推計された死亡数、出生数

作成した生命表から死亡数を算出するためには、0歳人口の補正が必要となる。そこで、先に0歳人口の補正方法を説明しよう。

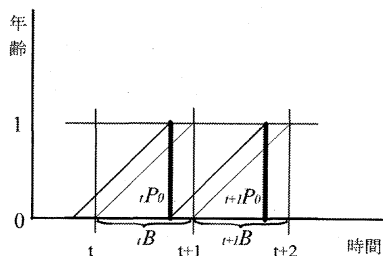
(3) 式で示したように、国勢調査の人口と人口動態統計の死亡数の間には一定の関係が成立するが、これは出生数にも当てはまる。レキシス図を用いて t 年の出生数と t 年の国勢調査の人口との関係を示したのが図 6 であり、数式で表したのが (6) 式である。

$$\begin{aligned}
 {}_tB = & \left[{}_tP_0 + \frac{9}{16} \times {}_t^{\alpha}d_0 + \frac{6}{16} \times {}_t^{\beta}d_0 + \frac{1}{16} \times {}_{t-1}^{\alpha}d_0 \right] \times \frac{3}{4} + \\
 & \left[{}_{t+1}P_0 + \frac{9}{16} \times {}_{t+1}^{\alpha}d_0 + \frac{6}{16} \times {}_{t+1}^{\beta}d_0 + \frac{1}{16} \times {}_t^{\alpha}d_0 \right] \times \frac{1}{4} \dots\dots\dots(6)
 \end{aligned}$$

(6) 式を (3) 式と組み合わせることで、例えば1925年の国勢調査の4歳人口から1921年の出生数を算出することが可能となる。

先に、全国人口を例として、次の2つのケースについて出生数を推計した(表9)。このうちのケース1が国勢調査の0~2歳人口を補正せずに算出したものであり、ケース2が国勢調査の0~2歳人口を補正して算出したものである。補正方法は、表3の0歳、1歳、2歳の誤差が0になるように、換言すれば、例えば t 年の0歳人口は $t+5$ 年の5歳人口から遡及推計した値になるように補正した¹⁷⁾。その結果をみ

図 6 国勢調査の0歳人口と出生数の関係



17) 1935年の0~2歳人口については、1920年、1925年、1930年の年次ごとに補正前と補正後の人口の比を年齢別に算出し、その平均値を各年齢の人口に乗じた。

表9 国勢調査から推計した出生数と人口動態統計の出生数の誤差

		1920年	1921年	1922年	1923年	1924年	1925年	1926年	1927年	1928年	1929年	1930年	1931年	1932年	1933年	1934年
男子	ケース1の誤差(%)	-2.0	-0.7	1.2	-3.6	-1.7	-1.9	0.8	3.7	-2.3	-0.7	-1.9	2.3	-2.0	-0.2	2.1
	ケース2の誤差(%)	0.7	-0.7	1.9	-1.0	0.5	-0.9	0.8	4.0	-1.1	1.6	0.7	2.3	-1.5	1.8	4.8
女子	ケース1の誤差(%)	-0.9	-0.6	1.4	-3.2	-1.2	-1.5	2.5	3.5	-2.1	-0.6	-0.2	2.3	-1.3	0.7	1.9
	ケース2の誤差(%)	1.2	-0.6	2.1	-0.6	0.8	-1.3	2.5	3.7	-0.8	1.5	1.8	2.3	-0.9	2.7	4.5

注1) ケース1は国勢調査の0～2歳人口を補正しない場合、ケース2は0～2歳人口を補正した場合に国勢調査から推計された出生数

注2) ケース1、ケース2の値は、例えば1920年の値は1920年の0歳人口、1921年は1925年の4歳人口、1922年は1925年の3歳人口・・・からそれぞれ推計した値

注3) 誤差 = (推計値 - 人口動態統計の出生数) × 100 / 人口動態統計の出生数

ると、0～2歳人口を補正したケース2の方が推計された出生数と実際の出生数との当てはまりが良いことがわかった。

これを受けて沖縄県の0歳人口を補正するが、出生数や0歳の死亡数も不明という条件があるため、幾つかの仮定が必要となる。ここでは、(ア)補正後の0歳人口と補正前の0歳人口の間には一定の関係がある、(イ)推計前の0歳の死亡数と推計後の0歳の死亡数との間にも一定の関係がある、との仮定、具体的には定数 α を用いて(7)～(9)のように仮定をおいた。

$${}_tP_0 = \alpha \times {}_t\bar{P}_0 = {}_{t+1}P_1 + \left(\frac{6}{16} \times {}_t^{\alpha}D_0 + \frac{1}{16} \times {}_t^{\beta}D_0 + \frac{1}{16} \times {}_t^{\alpha}D_1 + \frac{9}{16} \times {}_{t+1}^{\beta}D_0 + \frac{9}{16} \times {}_{t+1}^{\alpha}D_1 + \frac{6}{16} \times {}_{t+1}^{\beta}D_1 \right) \dots\dots\dots(7)$$

(i) $t=1920, 1925, 1930, 1935$ 年の場合

$${}_tD_0 = {}_tP_0 \times \frac{{}_t d_0^{tt}}{{}_t L_0} = \alpha \times {}_t\bar{P}_0 \times \frac{{}_t d_0^{tt}}{{}_t L_0} = \frac{\alpha \times {}_t\bar{P}_0 \times \frac{{}_t d_0^{tt}}{{}_t L_0}}{{}_t d_0} \times {}_t d_0 \dots\dots\dots(8)$$

(ii) $t \neq 1920, 1925, 1930, 1935$ 年の場合

$${}_tD_0 = \frac{\alpha}{4} \left[\frac{{}_{1920}\bar{P}_0 \times \frac{{}_{1920}d_0^{tt}}{{}_{1920}L_0}}{1920d_0} + \frac{{}_{1925}\bar{P}_0 \times \frac{{}_{1925}d_0^{tt}}{{}_{1925}L_0}}{1925d_0} + \frac{{}_{1930}\bar{P}_0 \times \frac{{}_{1930}d_0^{tt}}{{}_{1930}L_0}}{1930d_0} + \frac{{}_{1935}\bar{P}_0 \times \frac{{}_{1935}d_0^{tt}}{{}_{1935}L_0}}{1935d_0} \right] \times {}_t d_0 \dots\dots(9)$$

${}_tP_0$: 補正済みの0歳人口, ${}_t\bar{P}_0$: 補正前の t 年0歳人口, ${}_tD_0$: 補正後の t 年0歳死亡数, ${}_t d_0^{tt}$: 生命表関数における0歳死亡数

(7)式に(8)式と(9)式を代入すると、 α を算出することが可能である。ただし、 α は1920年、1925年、1930年の3つの年次で異なった値となるため、最終的に使用するの、これら3つの平均値とした(男子1.128、女子1.058)。

この結果を用いて死亡数と出生数を算出する。0歳の死亡数については(8)式と(9)式より求めることができる。1～59歳については前章で補正した死亡数をそのまま用いる。

60歳以上の死亡数については、生命表から期待される死亡数と、前章で補正した死亡数の比を1920～35年の4時点について算出し、その平均値を補正係数とした（(10)式）。出生数については、(6)式を使って算出した。

$${}_tD_{x \sim x+4} = {}_t d_{x \sim x+4} \times \frac{1}{4} \left\{ \frac{1920 P_{x \sim x+4} \times \frac{1920 d_x^{lt}}{5 L_x} + \frac{1925 P_{x \sim x+4} \times \frac{1925 d_x^{lt}}{5 L_x}}{1920 d_{x \sim x+4} + 1925 d_{x \sim x+4}} + \frac{1930 P_{x \sim x+4} \times \frac{1930 d_x^{lt}}{5 L_x} + \frac{1935 P_{x \sim x+4} \times \frac{1935 d_x^{lt}}{5 L_x}}{1930 d_{x \sim x+4} + 1935 d_{x \sim x+4}} \right\} \dots\dots\dots (10)$$

$$x \geq 60$$

以上を踏まえて最終的な死亡数と出生数の値を算出した。男女別年齢別の推計結果は別表1と2に、総数については表10にまとめた。表10では、最終的な推計値の他に、当年届けの値も掲載した。それによると、死亡数は、1920年に特に多いほかは13千人前後で推移し、出生数は、21千人前後で推移する。同表のB/Aは、人口動態統計の当年届けが実際にあったと推計された死亡数をどの程度補足しているかを表す指標である。それによれば、当年届けの補足率は、総死亡数で70%前後、総出生数で68%前後であった。ただし、1920年の出生数は、届出遅れの補正後の補足率が他の年次よりやや低い。

表10 推計された死亡数と出生数

年	死亡数			出生数		
	A：推計値 (人)	B：当年届け (人)	B/A (%)	A：推計値 (人)	B：当年届け (人)	B/A (%)
1920	17,858	12,728	71.3	22,473	13,930	62.0
1921	13,225	9,351	70.7	21,707	14,821	68.3
1922	12,890	8,819	68.4	21,736	15,754	72.5
1923	12,601	8,839	70.1	19,999	14,342	71.7
1924	13,574	9,602	70.7	20,066	14,194	70.7
1925	14,721	10,772	73.2	21,344	14,531	68.1
1926	13,876	9,574	69.0	21,780	15,168	69.6
1927	13,598	9,475	69.7	22,186	14,909	67.2
1928	13,378	9,138	68.3	21,856	15,359	70.3
1929	14,622	10,185	69.7	21,526	15,306	71.1
1930	13,459	9,366	69.6	21,734	14,336	66.0
1931	14,060	9,732	69.2	20,896	14,176	67.8
1932	13,409	9,178	68.4	21,564	14,716	68.2
1933	13,814	9,439	68.3	22,120	14,993	67.8
1934	13,541	9,285	68.6	21,901	15,494	70.7
1935	14,066	9,563	68.0			

IV. 考察

1. 死亡力水準の検討

本節では、前章で作成した生命表と、水島氏が中心となって作成した戦前の都道府県別生命表を比較することで、沖縄県の死亡力水準を検討する。これら2種の生命表は、作成方法の違いや対象となった期間が異なっているため、厳密な意味での比較は困難であるが、沖縄県の死亡力水準がおおむねどの程度のものであったかを知るという点では一定の意義があると判断した。なお、ここで用いた水島氏の都道府県別生命表とは、水島(1961)の改訂版である重松ほか(1996)である。

表11は、本稿で作成した1925年の生命表と重松ほか(1996)の1921~25年の生命表、同じく1930年の生命表と1926~30年の生命表、1935年の生命表と1931~35年の生命表を比較したもので、乳児死亡率と0歳、15歳、65歳時点の平均余命について沖縄県の死亡力水準を都道府県別順位として表している。

沖縄県の q_0 は、1925年以降、男子が0.175→0.161→0.165、女子が0.158→0.146→0.149と低下傾向にあった。しかし、都道府県別の順位が30位台から43位へと後退しており、他地域より改善のペースは遅かったことがわかる。 e_0 も、基本的に乳児死亡同様の傾向を示すが、男子については、1930年、35年ともに全国最低の順位であった。

e_{15} と e_{65} については、男女差がみられる。男子では、 e_{15} が40.6→40.2→41.1、 e_{65} が8.9→8.7→9.5と推移し、都道府県別順位は、 e_{15} が最下位ないしはそれに順ずる水準に対し、 e_{65} は30位台前後で推移する。他方、女子については、 e_{15} が45.1→45.2→45.8、 e_{65} が12.5→12.8→13.1となり、都道府県別順位は、1925年を除き、 e_{15} が全国で中位、 e_{65} は最上位の水準である。

このように、沖縄県の死亡力水準は全国の中でも高位にあり、観察期間を通じてこの傾向に変化はない。沖縄県でも死亡力水準の低下はみられたが、他地域に比べると緩やかであった。この沖縄県の死亡力水準の高さは、乳幼児をはじめとする若年層の死亡力の高さに由来しており、高齢まで生き残った人々の死亡力は必ずしも高いわけではなかった。と

表11 沖縄県の q_0 、 e_0 、 e_{15} 、 e_{65} の都道府県別の順位

生命表関数	男子			女子		
	1925	1930	1935	1925	1930	1935
q_0	34	39	43	35	39	43
e_0	44	47	47	39	44	44
e_{15}	42	47	46	6	25	25
e_{65}	36	43	32	2	4	2

注) ここでの順位は、本稿で作成した生命表と、重松ほか(1996)の生命表(沖縄県を除く46都道府県)とを比較したもので、それぞれ1925年と1921-25年、1930年と1926-30年、1935年と1931-35年を比較した際の値である。なお、順位は死亡力水準の低い方から高い方へ並べたときのものである。

くに女子の場合、65才時点の平均余命は全国有数の長さであった。

内藤・ミッシェル（2004）によれば、現代の沖縄県には、死亡力水準の低い戦前世代と死亡力水準の高い戦後世代が存在するという。この指摘は、複数の期間生命表をコーホートの視点で整理したことにより導出されたものであるが、本稿の結果をみる限り、現在の戦前世代に相当する人々の死亡力水準は、戦前の段階では高かったことになる。このため、冒頭で触れた現代沖縄県の死亡力水準の低さという特徴は、戦後になって表れた現象であると考えられる。

他方、高齢者の死亡力水準が戦前の沖縄県において必ずしも低くなかった点については、Coale and Kisker（1986）の指摘した死亡確率の交差（mortality crossover）という現象と類似する。この現象は、同論文では人口統計上の誤りによって生じているとされるが、戦前の沖縄県の高齢者の死亡力水準の低さは、死因の違い等の影響も考えられるため、人口統計上の誤りであるかどうかは別途検討が必要であろう。

2. 出生力水準の検討

続いて、コールの開発した出生力指標を用いて、沖縄県の出生力を他の都道府県と比較する。コールの出生力指標を用いた1920年以降の都道府県別出生力に関する分析は、既にTsubouchi（1970）や高橋（1980）で行われているが、いずれも沖縄県は考察の対象に含まれていない。ここでは、両研究を踏まえつつ、沖縄県の出生力が都道府県別にみてどのように位置づけられるかを考察する。

コールの出生力指標は下記の通りであり、ここでは全ての出生数を有配偶女子によるものとみなした。

$$I_f = B / \sum h(a)w(a) \dots\dots\dots(11)$$

$$I_g = B / \sum h(a)m(a) \dots\dots\dots(12)$$

$$I_m = \sum h(a)m(a) / \sum h(a)w(a) \dots\dots\dots(13)$$

I_f ：総出生力 I_g ：夫婦出生力 I_m ：婚姻力 B ：出生数 $h(a)$ ：ハタライトの有配偶女子の年齢別出生率 $w(a)$ ：年齢別女子人口 $m(a)$ ：年齢別有配偶女子人口

これら指標の算出にあたって、沖縄県以外の都道府県の出生数は、届出遅れを補正した伊藤（1987）の普通出生率から算出した値を利用した。なお、1935年の沖縄県の出生数については、Ⅲで示した方法では直接算出できないため、1921～1934年までの補正後の出生数と当年届けの出生数との比の平均値を算出し、1935年の当年届けの出生数に乗じた値を1935年の補正後の出生数とした。

沖縄県の I_f は、1920～35年にかけて上昇傾向にあり、0.43から0.46へ推移する（表12）。これに伴い、都道府県別の順位は当初の19位から徐々に上昇し、1935年には3位となる。

表12 沖縄県の出生力、夫婦出生力、婚姻力

			1920年	1925年	1930年	1935年
沖縄県	I_f	①	0.432	0.451	0.441	0.463
	I_g	②	0.658	0.658	0.676	0.723
	I_m	③	0.657	0.686	0.652	0.641
全国	I_f	④	0.410	0.398	0.366	0.353
	I_g	⑤	0.585	0.567	0.540	0.540
	I_m	⑥	0.700	0.702	0.677	0.654
沖縄県の都道府 県別順位	I_f		19	16	10	3
	I_g		4	8	2	1
	I_m		40	34	37	34
沖縄県と全国の 出生力格差とそ の要因	I_f	⑦	-0.023	-0.053	-0.075	-0.110
	要因 (I_g)	⑧	-0.049	-0.063	-0.090	-0.118
	要因 (I_f)	⑨	0.026	0.010	0.015	0.008

注) ⑦=④-①, ⑧=(⑥+③)×(⑤-②)÷2, ⑨=(⑤+②)×(⑥-②)÷2

この時期は、東北日本を中心に国土周辺部で I_f が高いという傾向がみられたが、1920～35年にかけてほとんどの都道府県で I_f は低下傾向を示した。 I_f の低下がほとんどみられなかった地域として山梨県や島根県、鹿児島県があるが、いずれも沖縄県に比べ I_f の値は低かった。

I_f に影響を与えるのが I_g と I_m である ($I_f = I_g \times I_m$)。このうち地域差が大きいとされるのが I_g で、 I_f 同様に、東北日本を中心に国土周辺部で高く、国土中心部で低いという地域パターンを示す。また、1920～35年の I_g の推移は、出生力の低い近畿地方や北陸地方など国土中央部で低下が進んだのに対し、国土の周辺部ではほとんど変化がみられなかった。こうした中で、沖縄県の I_g は1925～35年にかけて増加し、その順位は常に I_f のそれを上回り、全国でも最上位の水準であった。

他方、 I_f に影響を与えるもう一つの要素である I_m については、 I_g ほどではないが、国土の周辺部で高く、中央部で低いという傾向があり、また、1920～35年にかけていずれの都道府県でも低下した。沖縄県の I_m は1920～35年にかけて低下しており、この点は全国的な傾向と一致する。ただし、その順位は全国でも下位に位置した。

以上を整理すると、沖縄県の1920～35年における出生力の特徴として次の3点をあげることができる。第1に、相対的な出生力の高さは夫婦出生力の高さに起因すること、第2に、全国的に出生力が低下するなかで沖縄県では明瞭な出生力の低下がみられず、夫婦出生力についてはむしろ上昇傾向にあったこと、第3に、婚姻力は他の都道府県に比べ低水準であったこと、である。

このうち、第1点目の特徴については、西岡・山内(2005)によれば、戦後以降現代まで一貫してみられる特徴でもある。このため、本稿の冒頭で述べた現代沖縄県の高出生力という特徴は、夫婦出生力が他地域より高い点も含めて戦前の時点で既に成立していた可能性がある。これについては、出生力転換の開始時期の遅れという考え方も成り立ちうるが、ここではむしろ、冒頭で触れたNishioka(1994)の指摘した文化的要因が戦前の段階で影響を及ぼしていたという可能性を指摘しておきたい。なぜなら、北原・安和

(2001) が指摘するように、原則として直系の長男のみに位牌継承を認めるという現代沖縄県特有の制度が一般社会へ浸透したのは大正時代だったとするならば、沖縄県の夫婦出生力の上昇がこうした制度の社会への浸透に由来するものであると考えられるからである。

3. 人口転換と1920～35年の沖縄県

最後に、1920～35年の沖縄県の普通死亡率、普通出生率、乳児死亡率の推移を検討し、人口転換という観点から当時の沖縄県の位置づけを試みる。人口転換論については周知のように数多くの議論があるが、ここでの目的は、沖縄県の人口転換について論じるのではなく、1920～35年の沖縄県が多産少死への移行期にあったのかどうかを確認することである。

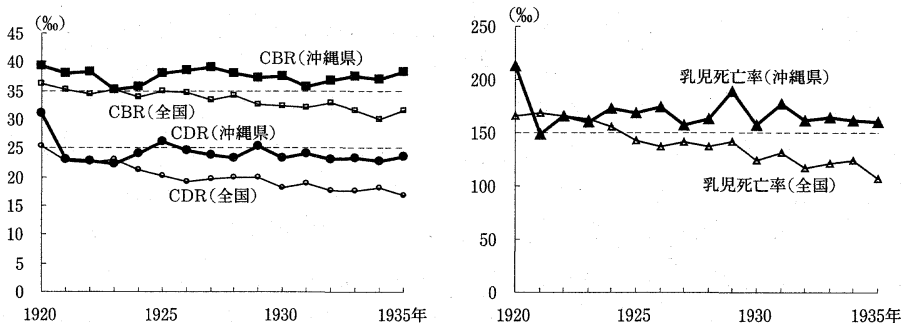
図7は、3つの指標について全国と沖縄県を比較したものである。同図の作成に必要となる国勢調査年以外の沖縄県の総人口は、毎年的人口増減数が一定であると仮定して国勢調査の数値を直線補間したものである。

日本全体では、1920～35年に既に多産少死の時代であったとされ（例えば阿藤 2000）、3つの指標はいずれも低下した。とくに普通死亡率と乳児死亡率の低下は著しく、1935年の値は1920年の約2/3の水準であった。

これに対し沖縄県では、全国とは異なる傾向が示された。沖縄県の普通死亡率は、1920年が例外的に高いことを除けば、おおむね23%前後で安定的に推移する。普通出生率については、普通死亡率に比べ年変動がみられるものの、総じて38%前後で推移する。1931年以降に限れば、普通死亡率は上昇傾向にあるようにもみえるが、1920年代にも緩やかな増減がみられることから、はっきりしたことはいえない。乳児死亡率については、1920年の200%超、1929年と1931年に180%程度となるのを除き、160%程度で推移する。このように、これら3指標は、1920～35年において、全国値を上回る水準で安定を保っていた。

以上の結果をみる限り、1920～35年の沖縄県は、多産少死の過程にあるとは言いがたい。現代に繋がる死亡率や出生力の急激な低下が戦後に生じたことは恐らく間違いのないである。

図7 沖縄県と全国の普通死亡率、普通出生率、乳児死亡率



注) 全国値は2004年の人口動態統計

う。ただし、沖縄県の普通出生率や普通死亡率、乳児死亡率は、同時期に観察された他の人口集団の値に比べ、必ずしも高水準とはいえない。死亡力や出生力の他の都道府県との比較は既に示したとおりであるが、日本を除く近隣諸地域である台湾やフィリピンの当時の人口動態率と比較すると、例えば1930年代前半の台湾の普通死亡率20.4%、普通出生率45.0%（陳 1993）、フィリピンの普通死亡率23.5%、普通出生率50.0～55.8%（United Nations ESCAP 1978）となる。この他、乳児死亡率については、国内の事例ではあるが、明治末年から大正初年にかけて実施された内務省衛生局編（1929）を整理した斎藤（2002）によると、日本の農村82村の乳児死亡率の平均値は162.5‰であり、標準偏差は±42.2‰であった。これらから判断するに、1920～35年の沖縄県が既に一定程度の死亡力や出生力の低下を経験していた可能性はある。なお、この時期の沖縄県が「ソテツ地獄」と呼ばれるほどの厳しい経済状況にあったことを考慮すると、むしろこの時期の死亡力はそれ以前より高かった可能性も否定できず、出生力については、経済的窮乏を要因とした一時的な低下であった可能性もある。いずれにせよ、歴史的な文脈の中で沖縄県の人口動態を再解釈していく作業が今後必要となる。

V. 結語

本稿では、1920～35年の沖縄県の死亡数と出生数を推計し、当時の沖縄県の死亡力と出生力がいかなる水準にあったのかを検討した。

補正に先立ち、最初に、人口動態統計の届出遅れを検討した。その結果、全国ではおおむね高い精度であるとされる人口動態統計であるが（高瀬 1991）、沖縄県についてはそういった状況にないことが明らかになった。そもそも1900～1917年頃までは届出遅れが多く、その数は年により変動した。1918年頃を境に状況は改善するが、出生届については依然として届出遅れが多く、また、乳児死亡や死産に関する統計に目立った改善がみられないなど、問題は残った。このため、1918年頃を境に、人口動態統計はそれ以前よりも利用可能性は高まったと考えられるが、その精度に問題があることも改めて確認された。

次に、国勢調査を併用することで、人口動態統計の死亡数の精度について検討した。その方法は、国勢調査の人口に人口動態統計の死亡数（届出遅れ補正済み）を加えることで過去の人口を推計し、それを実際の国勢調査結果と比較するというものである。また、人口移動の影響を考慮するため、国勢調査のコーホートの増加率についても検討した。その結果を踏まえ、沖縄県の死亡統計については、1～59歳に関しては、おおむね利用可能な水準であると判断した。ただし、国勢調査の0～2歳人口に若干の調査漏れがあることが示唆された。国勢調査の0～2歳人口の過少申告の可能性は全国についても示された。

続いて、1～59歳の死亡数（届出遅れ補正済み）が正しいとの仮定に基づいて、1920年、1925年、1930年、1935年の4時点の生命表を作成し、これら生命表と国勢調査を利用して死亡数を推計し、更に、推計された死亡数と国勢調査から出生数を推計した。生命表の作成の際、0歳ならびに60歳以上の生命表死亡率については、既知の1～59歳の生命表死亡

率をモデル生命表の死亡率に直線回帰させることで推計した。死亡数の推計に際しては、生命表関数から想定される死亡数を導出し、国勢調査年以外については人口動態統計の死亡数と推計された死亡数とが一定の関係にあるとの仮定を置いて算出した。また、出生数の推計は、算出された死亡数と国勢調査を利用して遡及推計するという方法をとった。その結果、推計された死亡数と出生数は、いずれも人口動態統計の当年届の約1.4倍であった。

さらに、沖縄県の死亡力と出生力を他の都道府県と比較した。死亡力は、現代とは対照的に高水準で、若い年齢の死亡率が高く、高齢者の死亡率が低いという特徴をもっていた。出生力は、現代同様に高水準で、高い夫婦出生力と低い婚姻力という特徴がみられた。また、普通死亡率、普通出生率、乳児死亡率の推移を検討したところ、年変動はあるものの、それぞれ23%、38%、160%で比較的安定しており、本格的な人口転換の開始以前の段階にあることが明らかになった。

最後に、今後の課題を3点ほど指摘しておきたい。1点目は、本稿で実施した推計結果について、他の資料と照らし合わせることである。冒頭でも述べたように、本稿は人口統計学的手法に依拠しており、それ以外の歴史資料等はほとんど利用していない。当時の沖縄県の社会経済に関する研究成果を取り込んでいくことは、沖縄県の歴史的文脈の中で結果の解釈を深める上でも重要である。

2点目は、1920年以前あるいは1936～72年の死亡力と出生力の検討である。1920年以前については、今回適用した方法は利用できないため、何らかの工夫が必要となる。それに対し、1936～72年については、戦中戦後の一時期を除いて人口動態統計が存在するため、今回適用した方法を応用することが可能かもしれない。ちなみに、戦後から日本復帰までの沖縄県の人口動態統計の精度については、乳児死亡率が全国よりも低いなど、再検討の余地があると考えられる。

3点目は、沖縄県の人口転換について明らかにすることである。これは、言い換えれば、人口動態率の背後にある人々の行動や各種の条件を明らかにすることでもある。そのためには、今回実施したような作業以外に、人口に関連したマイクロデータの分析をはじめ、沖縄県の社会に関する広範な考察が必要となる。また、本稿の考察では沖縄県の人口動態を日本という社会の中で相対化する作業を試みたが、人口転換を論じる上で、台湾等の東アジア、フィリピン等の東南アジア諸地域との比較も必要になるかもしれない。

以上、今後の課題としたい。

別表 1 沖縄県の男女年齢別死亡数 (推計値)

	1919	1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927	1928	1929	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936
総数	14673	17858	13225	12890	12601	13574	14721	13876	13598	13378	14622	13458	14060	13409	13814	13541	14066	14927
0	1874	2663	1720	1887	1744	1834	1926	2099	1862	1915	2202	1858	1991	1806	1928	1958	2009	1929
1-4	1303	1817	1241	1061	1006	1136	1698	1126	1173	1115	1343	1187	1142	1203	1281	1195	1164	1331
5-9	326	474	300	263	261	301	401	308	279	284	292	244	252	282	300	321	256	282
10-14	167	145	129	127	107	123	139	116	141	113	130	133	137	141	129	129	107	141
15-19	199	177	152	190	232	220	233	220	233	205	222	216	234	216	220	196	222	244
20-24	243	276	223	216	198	209	211	225	219	254	222	232	244	218	208	236	242	222
25-29	215	308	217	193	165	216	182	186	204	174	170	207	190	184	171	173	204	208
30-34	181	163	172	163	171	163	179	179	186	181	181	149	191	154	161	151	181	187
35-39	240	304	192	157	156	170	148	158	150	175	173	154	191	176	158	163	141	211
40-44	251	320	220	195	189	217	172	188	184	144	163	163	179	176	172	176	191	211
45-49	322	375	265	261	252	247	236	238	271	242	225	190	236	185	180	161	219	182
50-54	370	354	318	321	269	319	268	288	271	320	282	239	281	255	209	256	233	271
55-59	348	367	302	311	324	327	324	345	339	326	337	356	322	289	301	288	314	335
60-64	375	438	330	343	347	367	313	362	369	405	416	409	422	395	397	388	415	397
65-69	368	396	297	334	357	378	348	354	392	369	362	354	384	403	423	452	433	444
70-74	436	357	287	272	305	289	305	281	310	349	346	378	361	393	311	352	387	444
75-79	339	310	267	246	273	285	313	293	275	219	256	265	252	231	293	287	316	369
80-84	133	145	130	144	201	191	222	158	176	169	173	164	170	173	145	144	168	213
85+	32	44	31	34	26	34	36	43	42	50	43	52	49	54	50	58	54	59
小計	7724	9630	6854	6681	6540	7057	7588	7156	7090	7015	7540	6949	7249	6935	7037	7083	7255	7669
0	1656	2133	1517	1709	1461	1629	1658	1685	1617	1649	1867	1572	1702	1662	1710	1589	1720	1724
1-4	1330	1701	1256	1014	989	1124	1568	1166	1073	1079	1299	1094	1053	1137	1282	1112	1082	1270
5-9	322	453	278	252	276	281	396	294	278	278	253	271	253	271	277	267	283	234
10-14	136	187	144	120	123	143	155	158	162	146	148	161	124	141	138	158	142	139
15-19	178	223	169	175	194	211	231	265	273	218	254	253	294	233	215	208	256	243
20-24	222	270	216	203	203	195	230	264	255	218	253	294	323	217	249	290	290	220
25-29	233	264	204	215	186	186	186	218	206	186	197	169	216	186	198	201	196	220
30-34	213	255	190	177	204	178	181	191	183	216	177	169	208	163	172	157	193	176
35-39	228	258	186	169	164	184	163	163	179	171	194	179	195	148	178	144	152	199
40-44	192	209	167	164	174	167	191	168	165	137	151	141	157	144	144	144	152	199
45-49	181	157	173	163	167	164	163	151	160	145	131	145	145	139	140	140	136	160
50-54	222	205	182	171	199	159	163	176	179	145	168	161	162	142	163	157	190	151
55-59	178	209	183	161	197	215	226	196	204	204	204	209	209	191	192	187	214	271
60-64	286	305	230	256	209	258	233	240	221	237	294	290	278	295	240	242	271	271
65-69	291	315	292	284	303	354	304	324	286	320	325	341	335	341	372	362	349	431
70-74	375	382	290	311	273	301	321	320	310	332	358	362	378	307	321	364	351	394
75-79	388	401	382	314	346	376	358	326	332	263	325	306	337	336	377	345	340	470
80-84	183	168	195	234	256	265	263	240	223	270	248	246	246	200	200	227	246	271
85+	135	135	116	117	138	143	145	166	142	160	160	201	192	181	183	207	219	232
小計	6949	8228	6371	6209	6062	6517	7133	6720	6508	6363	7082	6510	6811	6474	6777	6459	6811	7258

別表 2 沖縄県の男女別出生数 (推計値)

	1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927	1928	1929	1930	1931	1932	1933	1934	1935
総数	22473	21707	21736	19999	20066	21344	21780	22186	21856	21526	21734	20896	21564	22120	21901	22763
男子	11446	10827	10964	10160	10191	10929	11169	11327	11213	10999	11194	10601	10925	11205	11423	11423
女子	11027	10880	10773	9839	9875	10415	10611	10859	10644	10527	10540	10295	10639	10914	10676	11341

附論

モデル生命表の選択に際しては、第1に沖縄県とモデル生命表の ${}_1q_4 \sim {}_5q_{55}$ 曲線の類似性、第2にモデル生命表を適用した結果の2点を考慮した。ここでは、もっとも広く用いられてきたコールとデメインのモデル生命表についての検討結果を示すが、国連のモデル生命表や安川の日本の生命表についても検討済である。

1点目の沖縄県とモデル生命表の ${}_1q_4 \sim {}_5q_{55}$ 曲線の類似性については、コールとデメインのモデル生命表の4つのモデル (West, North, East, South) について、それぞれ本論で示したのと同様の方法でレベルを選択し (附表1)、相関係数を算出して比較した (附表2)。男子については、年次に関わらず、4つのモデルのいずれとも比較的高い相関を示し、相互の差は小さい。女子については、男子に比べ4つのモデルで相関係数に差がみられる。もっとも相関係数が高いのはSouthモデルで、全年次で0.9を超えるのに対し、他は0.9未満となる年次がみられた。

2点目のモデル生命表を適用した結果については、4つのモデルについて本論で示したのと全く同じ手順で計算を行い、0歳の生命表死亡率、出生性比、高齢者の死亡力水準の適切さについて比較した。0歳の生命表死亡率については (附表3)、WestモデルとEastモデルでかなり高水準となるのに対し、NorthモデルはSouthモデルとほぼ同水準であった。出生性比については、1920~1934年の平均値をみると、Westモデルで108.5、Northモデルで105.5、Eastモデルで112.8、Southモデルで103.7となり、0歳の生命表死亡率の高いWestモデルとEastモデルで高水準となる。高齢者の死亡力水準の適切さについては、生命表生残率で推計された人口と実際の人口との乖離の程度 ((5) 式) を比較した。その結果を示したのが附表4である。男子については、本論で用いたSouthモデルの場合に誤差が大きい傾向がみられ、75歳以上でとくに顕著である。女子については、男子とは対照的に、本論で用いたSouthモデルの場合に誤差が小さい傾向がある。ただし、高齢者の死亡力水準の適切さについては、男女とも75歳未満ではいずれのモデルを選んだ場合でもそれほど差はない。

以上を踏まえ、本論ではコールとデメインのモデル生命表の中からSouthモデルを採用した。

附表1 推計に用いた各モデル生命表のレベル

モデル	男子				女子			
	1920年	1925年	1930年	1935年	1920年	1925年	1930年	1935年
West	3	6	7	7	3	6	8	8
North	5	8	9	9	5	8	9	9
East	5	8	9	9	5	8	9	9
South	6	9	10	10	7	10	11	11

附表2 生命表死亡率の相関係数（モデル生命表と沖縄県）

モデル	男子				女子			
	1920年	1925年	1930年	1935年	1920年	1925年	1930年	1935年
West	0.96	0.95	0.95	0.94	0.83	0.81	0.78	0.79
North	0.99	0.98	0.96	0.96	0.91	0.88	0.83	0.84
East	0.99	0.98	0.97	0.97	0.87	0.85	0.83	0.84
South	0.97	0.98	0.96	0.97	0.97	0.96	0.93	0.94

附表3 推計された0歳の生命表死亡率

モデル	男子				女子			
	1920年	1925年	1930年	1935年	1920年	1925年	1930年	1935年
West	0.3462	0.2559	0.2334	0.2396	0.2811	0.2155	0.1935	0.1984
North	0.2620	0.1929	0.1739	0.1786	0.2169	0.1657	0.1463	0.1489
East	0.4308	0.3216	0.2931	0.3016	0.3499	0.2690	0.2390	0.2454
South	0.2242	0.1747	0.1607	0.1646	0.1912	0.1583	0.1464	0.1493

附表4 高齢者の死亡力水準の適切さの比較

Westモデル							Northモデル						
年齢	男子			女子			年齢	男子			女子		
	1925年	1930年	1935年	1925年	1930年	1935年		1925年	1930年	1935年	1925年	1930年	1935年
60-64	-1.1	0.2	-1.7	-2.0	-0.1	-0.7	60-64	-1.1	0.2	-1.7	-1.9	-0.1	-0.7
65-69	1.8	4.8	0.9	1.9	4.6	2.8	65-69	0.8	3.9	0.0	1.1	3.7	2.1
70-74	6.0	4.0	1.7	2.3	4.2	4.4	70-74	0.8	-1.0	-2.9	-0.9	1.5	2.0
75-79	3.7	3.9	2.5	10.5	13.3	10.1	75-79	-8.4	-8.1	-8.7	4.0	7.8	5.6
80-84	16.3	11.2	2.7	29.3	30.8	28.1	80-84	-7.3	-13.1	-18.5	16.8	20.4	19.6
85+	0.9	6.2	-5.5	3.3	0.8	-3.3	85+	-2.8	2.7	-4.0	-2.2	-3.6	-6.7

Eastモデル							Southモデル						
年齢	男子			女子			年齢	男子			女子		
	1925年	1930年	1935年	1925年	1930年	1935年		1925年	1930年	1935年	1925年	1930年	1935年
60-64	-0.8	0.3	-1.6	-1.8	0.0	-0.6	60-64	-2.5	-0.1	-2.0	-2.3	-0.4	-0.9
65-69	1.3	3.9	0.2	1.6	4.2	2.5	65-69	-3.9	2.8	-0.9	-0.5	2.7	1.1
70-74	2.5	0.2	-1.5	1.1	3.1	3.5	70-74	-7.7	-2.8	-4.4	-4.3	-1.1	-0.5
75-79	-3.2	-3.8	-4.3	9.0	11.8	9.2	75-79	-23.8	-12.7	-12.8	-4.2	1.0	-0.8
80-84	3.7	-3.1	-8.9	28.3	29.8	28.3	80-84	-39.4	-23.8	-27.3	0.6	7.2	7.0
85+	-5.5	-2.9	-17.4	3.8	1.0	-2.6	85+	-36.7	-12.0	-23.7	0.6	1.1	-1.9

注) 算出方法は本文(5)式を参照のこと

文献

阿藤誠 (2000) 『現代人口学 少子高齢社会の基礎知識』日本評論社。
 陳正祥 (1993) 『臺灣地誌 上冊 2版』(中國研究叢書第1號), 中華民國台北, 南天書局 (中文)
 Coale, A. J., and Demeny, P., with Vaughan, B. (1983) *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, 2nd ed., New York, Academic Press
 Coale, A. J., and Kisker, E. E. (1986) "Mortality Crossovers: Reality or Bad Data?", *Population Studies*, Vol.40No.3, pp.389-401
 速水融, 小嶋美代子 (2004) 『大正デモグラフィー—歴史人口学でみた狭間の時代』(文春新書358), 文藝春秋。
 稲福盛輝 (1979) 『沖縄の医学 医学・保健統計資料編』考文堂。
 石川友紀 (1997) 『日本移民の地理学的研究：沖縄・広島・山口』榕樹書林。
 伊藤繁 (1987) 「明治大正期府県別出生力の分析」『帯広畜産大学学術研究報告 第I部』, 第15巻2号, pp.145-155。

- 北原淳, 安和守茂 (2001) 『沖縄の家・門中・村落』第一書房.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部編 (2003) 『都道府県別生命表 平成12年』
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2006) 『平成16年 人口動態統計 上巻』
- 厚生省人口問題研究所 (1967) 「発生年次・届け出年次別出生数および死亡数: 全国, 明治33年~昭和39年」(研究資料第182号).
- 水島治夫 (1961) 『府県別生命表集 大正10年-昭和31年』財団法人生命保険文化研究所.
- 森田優三 (1957) 「人口統計の完全性と正確性」, 平凡社編『人口大事典』平凡社, pp.161-168.
- 向井清史 (1988) 『沖縄近代経済史』日本経済評論社.
- 内閣統計局編 (1932) 『市町村別人口動態統計 昭和5年』内閣統計局.
- 内務省衛生局編 (1929) 『農村保健衛生實地調査成績』内務省衛生局.
- 内藤桶登, ミッシェル=プラン (2004) 「沖縄における2000年までの死亡率の推移」『人口学研究』, 第35号, pp. 13-33.
- Nishioka, H. (1994) "Effects of the Family Formation Norms on Demographic Behaviors-Case of Okinawa in Japan-", *Journal of Population Problems*, Vol.50No.2, pp.52-60.
- 西岡八郎, 山内昌和 (2005) 「沖縄県における少子化: 戦後沖縄県の出生力変動」, 小島宏 (主任研究者) 『韓国・台湾・シンガポール等における少子化と少子化対策に関する比較研究』(厚生労働科学研究費補助金 政策科学推進研究事業 総合研究報告書 平成14年度~平成16年度 総括研究報告書 平成16年度), pp.583-597.
- 岡崎陽一 (1986) 「明治大正期における日本人口とその動態」『人口問題研究』第178号, pp.1-17.
- 奥野彦六郎 (1977) 『沖縄の人事法制史』ベリカン社.
- 恩賜財団愛育会 (1937) 『出産・出生・死産及乳幼児死亡統計』(愛育調査資料第3輯).
- Preston, S. H., Heuveline, P., and Guillot, M. (2001) *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*, Oxford, Blackwell Publishing
- 斎藤修 (1992) 「人口転換以前の日本における mortality-パターンと変化-」『経済研究』一橋大学, 第43巻3号, pp.248-267.
- 斎藤修 (2002) 「明治期の乳胎児死亡-北多摩農村の一事例-」, 速水融編『近代移行期の人口と歴史』ミネルヴァ書房, pp.99-118.
- 澤田佳世 (2005) 「米軍統治下沖縄の出生力とその抑制手段の転換」『人口学研究』, 第36号, pp.23-40.
- 重松峻夫, 南條善治, 吉永一彦 (1996) 『新版: 水島都道府県別生命表 大正10年-昭和36年』福岡大学医学部公衆衛生学教室.
- 館総 (1936) 「我が国人口の地方別増殖力に関する人口統計学的一考察(上)」『人口問題』, 1巻4号, pp.453-483.
- 館総 (1937) 「我が国地方別人口増殖力に関する人口統計学的一考察(下)」『人口問題』, 1巻5号, pp.217-238.
- 館総 (1960) 『形式人口学』古今書院.
- 高橋眞一 (1980) 「第二次世界大戦前の日本の地域別出生力について」『国民経済雑誌』神戸大学, 第142巻第1号, pp.42-60.
- 高橋眞一 (2003) 「明治-大正期における地域人口の自然増加と移動の関連性」『国民経済雑誌』神戸大学, 第187巻第4号, pp.31-44.
- 高瀬真人 (1991) 「1890~1920年のわが国の人口動態と人口静態」『人口学研究』, 第14号, pp.21-34.
- トイバー, I. 著, 毎日新聞社人口問題調査会訳 (1964) 『日本の人口』毎日新聞社人口問題調査会.
- 富山一郎 (1990) 『近代日本社会と「沖縄人」: 「日本人」になるということ』日本経済評論社.
- Tsubouchi, Y. (1970) "Changes in Fertility in Japan by Region: 1920-1965", *Demography*, Vol.7No.2, pp.121-134.
- United Nations (1982) *Model Life Tables for Developing Countries*, (ST/ESA/SER.A/77), New York
- United Nations. Economic and Social Commission for Asia and the Pacific. (1978) *Population of the Philippines*, (ESCAP Country Monograph Series No.5), Bangkok, ESCAP
- 山口喜一, 南條善治, 重松峻夫, 小林和正 (1995) 『生命表研究』古今書院.
- 安川正彬 (1971) 「日本のモデル生命表」『三田学会雑誌』慶應義塾大学, 64巻5号, pp.1-37
- 安川正彬 (1979) 『人口の経済学 改訂増補第3版』春秋社.

Estimation and interpretation of mortality and fertility in Okinawa for the period of 1920-1935

Masakazu YAMAUCHI

In this paper, I address two objectives. The first is to estimate the number of deaths and births in Okinawa from 1920 through 1935, and the second is to interpret the estimated mortality and fertility in Okinawa during that period by comparing them with those of other prefectures in Japan and by identifying the stage at which Okinawa was in the demographic transition model.

Okinawa is known for the longevity and high fertility of its inhabitants. The life expectancy at birth for men is 77.6, which is shorter than whole Japan, whereas the life expectancy at birth for women was 86.01 in 2000, which is the longest in Japan. In addition, the total fertility rate was 1.72 in 2005, which is the highest in Japan. However, the vital statistics for the years before 1972, the year in which full control of Okinawa was assumed by Japan, are incomplete, and therefore, the mortality and fertility in Okinawa before 1972 were uncertain.

The following eight steps were implemented to estimate the number of deaths and births.

1. The accuracy of the vital statistics relative to infant mortality and delayed registrations between 1900 and 1941 was examined.
2. The error in the number of deaths by age due to their delayed registration was corrected.
3. The corrected number of deaths was evaluated for accuracy.
4. The ${}_4q_1$, ${}_5q_5$, \dots , ${}_5q_{55}$ values were calculated from the corrected number of deaths by age using the Greville's method.
5. The q_0 and ${}_5q_{60}$, ${}_5q_{65}$, \dots , ${}_∞q_{85}$ values were calculated by relating the q-type mortality rate calculated above to a Coale-Demeny South model life table.
6. Abridged model life tables were constructed using the q-type mortality rate as previously calculated and estimated.
7. The number of deaths aged 0 and over 60 years was estimated on the basis of census data and the abridged model life table.
8. The number of births was estimated on the basis of census data and the estimated number of deaths at 0 years of age.

After the estimation of the number of deaths and births, the mortality and fertility of the inhabitants of Okinawa from 1920 through 1935 were examined. The results are as follows:

1. The schedule of mortality rates by the age of the inhabitants of Okinawa was high in the early and middle years of life and relatively low in old age when q_0 and the life expectancy of Okinawans at 0, 15, and 65 years of age were compared with those from the other prefectures in Japan.
2. When the fertility rates in Okinawa obtained using Coale's fertility indices and those of other prefectures in Japan were compared, it was observed that the fertility in Okinawa was relatively high, which was attributed to the high marital fertility and low nuptiality. These structures of fertility were similar to those currently being reported.
3. The crude death rate, crude birth rate, and infant mortality rate in Okinawa fluctuated around 23‰, 38‰, and 160‰, whereas these three indices for the whole of Japan decreased. Okinawa was, therefore, at the first stage of the demographic transition model between 1920 and 1935.