

【調 査】

## 人口転換以前の日本における mortality

——パターンと変化\*——

斎 藤 修

### はじめに

近年における人口史ないしは歴史人口学の進展のなかで、死亡(mortality)研究は相対的に遅れた分野である。明治年間についていえば、普通死亡率(crude death rate)の水準とトレンドにかんしてはまだ専門家のあいだで意見の一致がないことが、その問題状況を象徴的に物語っている。1960年代に本誌上で行われた岡崎＝梅村論争は、それをめぐる問題の所在を鮮明にしてくれるものであった。そこで争点となったのは、第1に、近代の経済発展がまず最初に死亡率低下をもたらしたとする、人口転換の図式そのものの適用可能性であり、第2には、明治の公式統計をどうみるかというデータ論上の問題であった(岡崎1965a, 1965b; 梅村1965, 1969, 1988)。両者は相互に関連した問題であるが、後者にかんする判断の決め手に欠けることから、それ以上の進展のないまま最近にいたった。一方、明治初年の死亡率にかんする判断材料として、それに先行する徳川社会の歴史人口学的知見は不可欠のものである。しかし、徳川時代の人口にかんするデータ・ソースである宗門改帳からは乳児死亡にかんする情報が事実上得られないため、この面から明治年間における死亡率の水準とトレンドを推測することも、また難しかったのである。

結局のところ、わが国の場合、人口転換の図式は、

それを前提とすることにおいて初めてデータに難点のある時代の人口学プロセスに筋みちをつけることが可能となるという、一種独特の機能を果たしてきたことになる。それゆえ、いま私たちが取組まなければならないことは、第1には、その実証的根拠を問うこと、すなわち、明治年間の経済発展は本当にmortalityの低下をもたらしたかと問うことであり(斎藤1989b)、第2は、データ利用にかんする新しい方法論を開発することである。すなわち、第1の実証研究を前進させるためには、新しい資料の発掘と、他方では既存の(欠陥があるとされる)データ利用にかんする新しいアイディアとが必要とされるのである。

幸い、このような方向への動きは、ここ数年、少しづつではあるがみられるようになった。第1に明治期の政府統計についていえば、それらは信頼できないと頭からきめつけてしまわずに、どの時期までのデータにとくに問題が多いか、それにたいして政府はどのような措置をとったか、そしてその結果としていつ頃から——完全に信憑性をもつようになったわけではないにせよ——使えるようになるか、を検討することが必要であるが、最近、高瀬直人(1991)は、人口動態統計の周到な吟味と関連法規・規則の検討から、墓地及埋葬取締規則が布達された1884(明治17)年10月、あるいは安全幅をとっていえば、1890年からは公表統計も充分に利用可能であることを明らかにした。これは、今後の研究で確認される必要があるけれども、影響するところの大きい、重要な発見である。第2に新しいデータの発掘という点では、寺院の過去帳、懐妊書上帳、医師の記録(死亡届控書など)、役場資料(埋火葬許可証など)、身長などの体位データが利用されてよい。徳川時代の特定の藩で作成された懐妊書上帳からは、他の資料からはわからない乳児死亡にかんする情報が得られるし(鬼頭1976)、過去帳を利用した研究では、若干の仮定をおくことにより生命表や平均余命

\* 本稿は、1990年1月の歴史人口学会研究会例会および同年6月の日本人口学会大会に提出されたペーパーを大幅に改稿・発展させたものである。慶応義塾大学古文書室蔵の宗門改帳の利用を許可して下さった速水融教授(現国際日本文化研究センター)、ワークシートを貸与して下さった鬼頭宏氏(上智大学)、資料整理を手伝っていただいた細谷美枝子さん・高井史之君・田中美穂子さん、そして上記の学会報告の際に種々のコメントや教示を下された方々に、厚く御礼申し上げる。なお本稿は、速水融氏を代表者とする文部省重点領域研究「地球環境の変動と人口の変動」における分担者としての研究成果の一部である。

の推計を試みるものも現れている(Kalland and Pedersen 1984; 須田 1973, および Jannetta and Preston 1991)。また、必ずしも死亡率の水準とその変化についての直接的手がかりをあたえてはくれない、医療関係の資料や体位データであっても、筆者が前稿で示したように、mortality 研究の立ち入った分析のために貴重な情報を提供してくれる(斎藤 1987, 1989b)。

既存のデータ活用についての新しいアプローチにかんじていえば、性・年齢別および死因別の死亡パターンの検討があげられる。死因にかんする分析は特殊な添書のある過去帳とか医師の記録など新しいデータの発掘がないと出来ないが(Jannetta 1987; 斎藤 1987)、性・年齢のパターンのほうは、宗門改帳のようなマイクロ・データがあれば決して難しい課題ではない。にもかかわらず、それは、これまでどういうわけか充分な注意がはらわれてきたとはいえないトピックである。もちろん乳児死亡の問題は残る。しかし、性・年齢別の死亡秩序(mortality schedule)の性格と特質がはっきりすれば、モデル生命表をあてはめることによって乳児死亡率(infant mortality)を推計する道も拓けよう。

以下、第1節でこれまでの研究とエヴィデンスにかんするサーヴェイを行い、次いで第2節では、本稿で使用するデータとなる美濃3ヵ村の宗門人別改帳とその分析のための方法とについて解説する。ここでは、伝統的な数え年を満年齢に換算するにはどうしたらよいか、その方法の違いによる乳児死亡率推計への影響はないかどうか、焦点になる。それをうけて第3節では、男女別の乳児死亡率をモデル生命表のあてはめによって高目と低目の幅をもたせて推計し、それをもとに簡易生命表を作成する。そしてその生命表によって、徳川農村社会における死亡パターンの特質を検討する。最後の節は、明治にかけての変化を展望する。とくに明治期にかんする乳児死亡率推計値とそのトレンドとの比較を通して、徳川時代の現実のレベルが前節で得られた乳児死亡率の推計幅の範囲内でどのあたりにあったのか、すなわち、高目のレベルであったのかそれとも低目のレベルであった可能性が高いのかにかんし、ひとつの見通しを与える。さらに、mortality の長期的趨勢とその諸側面にかんするこれら発見事実と考察とが、日本の人口転換の理解にどのような含意をもつかも論じられる。

## 1. 先行研究と問題点

### 出生時平均余命と乳児死亡率

死亡率の水準を示すもっとも良い指標のひとつは零歳時の平均余命( $e_0$ )であり、また人口転換以前の社会においてその値を大きく左右するのが乳児死亡率( $q_0$ )であることは、周知のことであろう。表1は、徳川農村にかんするこれまでの研究業績の中で、これら2つの値を推計した試みの結果を示してある。各結果は、対象村落の地理的序列に従ってではなく、おおむね、推計された平均余命の低いところから高いところへ並ぶように配列されている。また右欄には、利用されたデータの種類と推計方法の要点も示されている<sup>1)</sup>。

これをみてただちに気づくことは、推計された零歳時平均余命の幅は非常に大きいという点であろう。もっとも短い推計値が24.1歳であるのにたいし、最長のケースが55歳であるから、2倍以上の開きがある。乳児死亡率の場合には推計の事例が少ないが、それでも最高(出生1000にたいし275前後)と最低(同125)の間でやはり2倍以上の差がある。

このように大きな推計幅は、もちろん現実のそれを反映したものではありえない。たとえば零歳時平均余命についてみると、表1は、推計値が東北地方で低く西日本で高いという、予想されるような相関を示してはいない。また、使われたデータの種類によるバイアスということもいえない。一般的にいて、宗門改帳のデータから零歳時平均余命を推計するよりも、すべての死亡が書上げられていると考えられる過去帳や、妊娠からの過程がわかる懐妊書上帳を利用したほうが、より正確な値が得られると考えられてきた。たとえば、最近、飛驒の過去帳を再整理・分析した Jannetta and Preston(1991)は、彼らの死亡率推計結果がそれまでの研究と比較して明瞭に高かったのは「異なった種類のデータを分析したからではないか」と記している(p. 433)。けれども実際には、表1における2つの異なった過去帳から計算された出生時の平均余命(事例2と8)は大きくかけ離れており、その差は10年以上になる。また乳児死亡率についても、過去帳を利用したケース(事例2)と懐妊書上帳をデータとした場合(事例11)とでは、極端な差がみられる。さらにモデル生命表のあてはめによる場合では、どのモデルを利用するかが推計結果に影響を及ぼすが、その影響も整合的にでているとは思えない。これまでの研究において



表 1 徳川農村に於ける出生時平均余命と乳児死亡率の既往推計

| 対象村落および期間                     | 出生時平均余命<br>(年) |      | 乳児死亡率<br>(千分比) |     | 資料および推計方法          |
|-------------------------------|----------------|------|----------------|-----|--------------------|
|                               | 男子             | 女子   | 男子             | 女子  |                    |
| (1) 越前 田嶋村<br>(1819-54 年)     | 26.3           | 24.1 | —              | —   | 宗門改帳／〈北〉モデルあてはめ    |
| (2) 飛騨 往還寺村落<br>(1776-1875 年) | 32.3           | 32.0 | 288            | 265 | 過去帳                |
| (3) 信濃 虎岩村<br>(1812-15 年)     | 36.8           | 36.5 | 229            | 189 | 宗門改帳／0-4 歳死亡数の上方修正 |
| (4) 岩代 仁井田村<br>(1720-1870 年)  | 37.7           | 36.4 | —              | —   | 宗門改帳／乳児死亡率 200 を仮定 |
| (5) 岩代 下守屋村<br>(1716-1872 年)  | 37.8           | 38.6 | —              | —   | 宗門改帳／乳児死亡率 200 を仮定 |
| (6) 美濃 西条村<br>(1773-1830 年)   | 38.6           | 39.1 | —              | —   | 宗門改帳／乳児死亡率 200 を仮定 |
| (7) 美濃 ナカハラ村<br>(1717-1830 年) | 43.2           | —    | 165            | 125 | 宗門改帳／〈北〉モデルあてはめ    |
| (8) 筑前 仙福寺村落<br>(1700-1824 年) | 44.7           | 43.3 | —              | —   | 過去帳                |
| (9) 備前 藤戸村<br>(1800-35 年)     | 41.1           | 44.9 | —              | —   | 宗門改帳／〈西〉モデルあてはめ    |
| (10) 三河 西方村<br>(1782-96 年)    | 34.9           | 55.0 | —              | —   | 宗門改帳／〈西〉モデルあてはめ    |
| (11) 磐城 中石井村<br>(1808-26 年)   | —              | —    | 178            | —   | 懐妊書上帳              |

出所：(1) 坪内・坪内(1985), 87 頁。異った方法によって算出された 4 推計値の平均。  
 (2) Jannetta and Preston(1991), pp. 433-35. 5 期間の平均。  
 (3) 小林(1956).  
 (4) 成松(1992), 54 頁。  
 (5) 成松(1985), 78 頁。  
 (6) 速水(1983).  
 (7) Smith(1977), pp. 57, 161-62. 乳児死亡率は、2 つの異なった方法で算出された推計値の平均。  
 (8) Kalland and Pedersen(1984), p. 61.  
 (9)-(10) Hanley and Yamamura(1977/82), 199 頁。  
 (11) 鬼頭(1976), 697 頁。

使われてきたのは、ほとんどの場合、Coale and Demeny(1983)の『地域モデル生命表』で、そのうちとくに〈西〉モデルと〈北〉モデルとが多く利用されてきた。表 1 では、坪内・坪内(1985)の事例 1 と Smith(1977)の事例 7 が〈北〉モデルを、Hanley and Yamamura(1977)の事例 9 と 10 が〈西〉モデルをあてはめているが、事例 1 と事例 9 および 10 を比較すると、〈西〉モデルに依拠したとき高目に、〈北〉モデルでは低目に出るかのような印象を受けるけれども、事例 7 のナカハラ村(仮名)では〈北〉モデルによっているにもかかわらず高目の出生時平均余命を示している。さらにまた、もし幼児死亡率(early childhood mortality)が同じ水準にあれば、そこから計算される乳児死亡率は——後に示すように——〈北〉モデルよりも〈西〉モデルのほうが高くなるのである。

それゆえ、表 1 に現れた零歳時平均余命にみられる食違いは、カバーする期間の長さや、印刷された結果報告からはわからない、理由不明の消滅がどの

くらい多いかといった、データの質に依存するところが大きいかもしれない<sup>2)</sup>。いずれにせよ、このリストをみても、徳川時代の死亡率水準に於いて何もまとまったイメージは読みとれないのである。同じことは、乳児死亡率についてもいえる。成松(1992, 1985)の事例 4 と 5 や速水(1983)の事例 6 にみられるように、一部の研究者のあいだでは鬼頭の示唆をうけて(1983, 120, 145 頁)、徳川農村におけるその水準は、出生 1000 にたいする千分比で 200 という仮定をおいて他の人口学的指標を算出するという方法がとられているが、この表をみるかぎり、その便法も実証的にはまだ充分な裏づけをもっているわけではないとの印象をぬぐえない。

このような状態は、明治に於いても同様である。というよりも、意見の不一致はいっそう際立つとさえいえる。表 2 は、その対照的な推計結果を示している。このうち統計局のものは第 1 回、第 2 回、第 3 回の生命表による。その作業では届出の遅れはすべて補正してあるので、死亡数が過小とされる政府

表2 明治期にかんする出生時平均余命と乳児死亡率の既往推計

| 推計者および期間    | 出生時平均余命<br>(年) |       | 乳児死亡率<br>(千分比) |     |
|-------------|----------------|-------|----------------|-----|
|             | 男子             | 女子    | 男子             | 女子  |
| 統計局         |                |       |                |     |
| 1891-1898 年 | 42.8           | 44.3  | 149            | 134 |
| 1899-1903 年 | 43.97          | 44.85 | 157            | 141 |
| 1909-1913 年 | 44.25          | 44.73 | 161            | 145 |
| 水島          |                |       |                |     |
| 1891-1898 年 | 35.29          | 36.86 | 236            | 227 |
| 1899-1903 年 | 37.80          | 38.20 | 218            | 207 |
| 1909-1913 年 | 40.22          | 40.82 | 189            | 177 |
| 岡崎(新推計)     |                |       |                |     |
| 1870 年      | 34.93          | 36.78 | 253            | 220 |
| 1895 年      | 38.57          | 40.56 | 217            | 190 |
| 1910 年      | 41.70          | 43.88 | 186            | 163 |
| 高橋          |                |       |                |     |
| 1883-1888 年 | 34.09          | 36.43 | 253            | 210 |
| 1893-1898 年 | 40.18          | 41.43 | 185            | 164 |
| 1903-1908 年 | 41.67          | 43.10 | 164            | 149 |
| 1913-1918 年 | 40.96          | 42.09 | 174            | 155 |

出所：内閣統計局(1930), 18-19, 25-26 頁；水島(1962)；岡崎(1986)；および高橋(1991), 46-47 頁。

データそのままではないけれども、基本的には公表統計の情報にもとづいた推計であることに変わりはない。これにたいし水島治夫と岡崎陽一に代表されるグループは、明治の公表値を利用せず、両大戦間期の情報から遡及して生命表を作成している<sup>3)</sup>。いずれも乳児死亡率の推計が主目的ではなかったが、これまであまり注意されることはなかったが、表をみると、両グループが想定した乳児死亡率の水準には著しい差があったことがわかる。1890 年代でみると、統計局に従えばそのレベルは 140 前後であったが、水島と岡崎によれば 200 前後の高さであったことになる。それだけではなく、統計局の推計ではその水準が、わずかではあるが上昇気味であるのにたいして、水島と岡崎の系列では 200 を超えたレベルから 170 前後へと明瞭かつ傾向的な低下を示している。これは完全に人口転換の理論に整合的なパターンで、それに対応して零歳時の平均余命も 40 年間に 7 年ほど伸長したということになる。統計局推計による平均余命は、低下こそ示さないものの改善はごくわずかで、乳児死亡率の低下がなかったことを反映した結果となっている。最後の高橋推計は、本籍人口統計を利用するという点では水島・岡崎と異なっているが、低年齢層と高齢者層とは両大戦間期のデータをもとに遡及推計されているという意味では両者のゆき方と共通している。その作業結果に

よれば、1880 年代の乳児死亡率の水準は岡崎推計と同じく著しく高いが、1890 年代の低下が急激である。そして、今世紀に入った 1903-08 年には男子 160 台、女子 140 台と統計局の数値と変わらなくなるといふ、独特のパターンを示している。

このように、徳川時代にかんしても明治時代にかんしても、推計の食違いは大きい。しかし岡崎もいうように、明治前期について高目の死亡率水準を仮定する根拠には徳川期の水準とトレンドにかんする想定もあったのであるから(1986, 6 頁)、徳川社会の乳児死亡率にかんする推計の幅を狭めることができれば、明治の水準についてもそれだけ確実な判断ができるようになるはずである。

### 死亡秩序

徳川社会における乳児死亡率および出生時の平均余命がどの程度の水準にあったかを確定するためには、懐妊書上帳および過去帳による研究の事例数を増やすことが望まれる。けれども、前者はそう普遍的に存在する資料ではなく、また過去帳の場合でも死亡年齢が明記されているものは必ずしも多くない。さらに、後者にかんしては、檀家人口(すなわち人口学者のいう population at risk)を確定することが難しいという難点もある。それゆえ、乳児死亡にかんする情報には欠けるけれども、比較的容易に入手できる宗門改帳の利用方法が考えられてよい。

宗門改帳による死亡データのもっともよい活用方法は、性・年齢別のパターン、すなわち死亡秩序の特質を明らかにすることである。それが確定すれば、どのモデル生命表を使えばよいかについてヒントが得られるからである。

しかし、残念ながら、死亡の性・年齢別パターンにかんする観察例は多くない。管見のかぎり、ともに宗門改帳によった、Thomas Smith の美濃国ナカハラ村、鬼頭宏の信濃国木曾郡湯舟沢村にかんする研究と(Smith 1977; 鬼頭 1974)、Ann Jannetta と Samuel Preston の飛騨国大野郡往還寺の過去帳の分析とを数えるのみである(Jannetta and Preston 1991)。ただ幸いなことに、これらからは徳川農村の死亡秩序にかんし、ある程度まとまりをもった像を描くことが可能である。それは、次の 3 点に要約できる。

- (1) 幼児および 10 代の子供の死亡率が他の年齢階層、とくに中高年齢層と比較して、相対的に高いこと。



- (2) 10代から30歳代にかけての死亡率曲線の形状が、標準的な場合よりもフラットなこと。  
 (3) 40歳代半ばまでの成人女子の死亡率は男子のそれを顕著に上回ること<sup>4)</sup>。

これらはいずれも1村かぎりのデータにもとづいた観察なので追試が必要ではあるが、重要な指摘である。最初の2点は、乳幼児期の高い死亡率が10代前半にかけて急激に低下したあと、老年にいたるまではほぼコンスタントに上昇してゆくという、標準的なパターンを示す(西)モデルの年齢別死亡率曲線よりは、高い結核死亡率と相対的に低い乳児および中高年死亡率を特徴とする(北)モデルのカーヴのほう、全体としてあてはまりがよいであろうことを示唆する。事実、(西)と(北)モデルと(さらには他のモデルと)の比較を試みたSmith(1977)、坪内・坪内(1985)、Jannetta and Preston(1991)は、いずれも(北)モデルが徳川日本の社会にもっともよくフィットすると報告している。

しかし一方で、若干の留保も必要である。その第1は、「誕生後5年のあいだは、その後の年齢層の場合よりも、(北)パターンと比較して相対的に高い死亡率がみられた」というJannetta and Prestonの指摘である(1991, p. 423)。第2は、もし(乳児は除き)幼児期から青年期のみを取りだして比較をすれば、(西)モデルにおけるカーヴの形状であっても徳川農村のそれとそれほど大きくかけ離れてはいないということである。第3は、上記(3)にかかわる。高い結核死亡率によって特徴づけられる(北)パターンでは、そのことを反映して成人男子の死亡率が同年齢の女子のそれを明瞭に上回ることがひとつの特徴となっている。けれども、上記の観察事実はその逆のことを示していた。すなわち、鬼頭がいうように、それは端的に「出産にともなう危険性が大きかったこと」を反映していたとみるべきであろう(1974, 306頁)。最後に、それとも関連するが、10代から30歳代にかけてのフラットな死亡率カーヴの形状は必ずしも結核によってのみ説明されるわけではない。結核以外の伝染性疾患(および寄生虫病)の年齢別プロファイルもまた、そのフラットな状態をうみだしうるからである(Preston 1976, pp. 90, 97; Smith 1977, p. 50)。

全体としてみるかぎり、転換以前の日本における死亡パターンが、(西)モデルよりは(北)モデルの形状に親近性をもっていたことは確かであろう。しかしそこから逆に、徳川農村のプロファイルがすべて

の面において、(北)パターンの特質を有していたと考えるとすれば、それは誤りである。これは、とくにモデル生命表のあてはめによって乳児死亡率を推計しようとする際に重要な留意点となる。すなわち、以上が示唆しているのは、第1に、あてはめの方法としては、生命表上のすべての年齢階層の値を利用して乳児死亡率を求めるよりは、特定年齢以下の数値のみを使って推計したほうがよいことであろう。そして第2に、その場合には、(北)モデルがよいのか(西)モデルがよいのかは一概にはいえないのである。

## 2. データと補正方法

### データ

本稿で乳児死亡率推計と生命表作成のために利用する資料は、次の3ヵ村の宗門人別改帳である。

(1) 美濃国大野郡鹿野村(現在岐阜県揖斐郡大野町)。旗本領であるが、大垣藩領と相給。資料残存期間1753-1868年(うち65年間)。当初人口134、最終人口168。宗門改6月1日。

(2) 美濃国安八郡小泉村(現在岐阜県大垣市内)。大垣藩領。資料残存期間1683-1866年(うち94年間)。当初人口86、最終人口118。宗門改6月1日。

(3) 美濃国安八郡西條村(現在岐阜県安八郡輪之内町)。天領大垣藩預。資料残存期間1773-1869年(欠年なし)。当初人口366、最終人口381。宗門改3月1日。

これらはいずれも、同一地域内、すなわち濃尾平野の長良川西岸に位置する村である。サンプル・サイズを大きくするため、これら3ヵ村をプールし、かつ全期間を一括してデータの集計を行うこととする。なお、小泉村の資料は17世紀末から存在するが、データの残存状況を考慮して、1751年以降を対象期間とする<sup>5)</sup>。

この期間(1751-1869年)における3ヵ村総死亡事例数は、男子537、女子531である。宗門改帳は個人のライフコースを追える個票データなので、理想的にいえば、出生コーホートを確定して、そのコーホートの死亡記録から生命表を作成するのが望ましい。実際、そのような試みを行った例もなくはないが<sup>6)</sup>、その場合は利用可能な死亡事例数は著しく少なくなってしまう。本稿では3ヵ村プール・データを使うけれども、それでもサンプル・サイズは1086にすぎず、小さすぎるため、残念ながら、ここではその試みは放棄せざるをえなかった。

## 補正方法

宗門改帳に記載されている年齢は、数え年によるものである。したがって、それらは満年齢に換算されねばならないが、すべての個人につき生年月日が明らかとなっていないかぎり、それを正確に行うことはできない。そのため通常行われている方法は数え年から1を除くというもので、実際、明記されているにせよいないにせよ、表1に掲げられた研究のほとんどはその便法によっているものと思われる。

けれども、それは必ずしも正確な換算法とはいえない。たとえば大人にかんしてはよくても、低年齢層においてはバイアスが生ずるかもしれない。図1は、数え年と満年齢、それらと簿冊への登録との関係を示す概念図であるが、これを使って、もしバイアスが生ずるとしたらどうして補正すればよいかを考えよう。

いま1801年に出生が $l_0$ あったとする。そして、その出生は特定の季節に偏ることなく、各月に同じ割合で起こるとすれば、 $l_0$ は1801年の正方形内に描かれた右下がりの対角線で、彼らが満1歳になる時点は1802年の対角線で表わせる。これら2本の対角線の間で生じた死亡 $d_0$ が満1歳未満の死亡、すなわち $d_0/l_0$ が乳児死亡率である。問題は、これらの出来事が宗門改帳にどのように記載されるかである。宗門改は毎年、年央(7月1日)に行われるとしよう。1801年1月1日から6月末日までに生まれた乳児が登録されるのは7月1日であるが、その半年間に生じた数え年1歳の乳児の死亡は、出生も死亡もともに記録されない。しかし、その時点まで生存し、宗門改帳に一度載りさえすれば、それ以降は彼らの人口学的出来事はすべて記録されていくことになる。すなわち、1801年における右上の正方形内で生じた数え年1歳の死亡も、また1802年内の、 $A_1$ と記された三角形のなかで生じた数え年2歳の死亡も、ともに1802年7月1日の宗門改で把握されうるのである。これにたいして、1801年7月1日から12月末日までの間に出生した乳児の死亡は、それが翌年の7月1日以前であるかぎり、どこにも記録されない。すなわち、1802年のセル内における $A_2$ のなかで生じた数え年2歳の死亡ですら、(宗門改が元旦に行われなにかぎり)把握できないのである。

宗門改帳では個々人の出生・死亡の月日まで書かないのが普通であるから、そこからわかるのは数え年基準の生存者数と死亡数である。1801年の大き

な正方形内における数え年1歳の記録が不十分なことは明白であるが、上記の考察は、1802年の大きな正方形で表される数え年2歳の出来事も必ずしも完全に記載されていないことを示している。数え年2歳の正方形のうち、左下方の三角形 $A(=A_1+A_2+A_3)$ が満0歳を、右上方の三角形 $B$ が満1歳の出来事を表わしているが、満0歳のなかで正方形 $A_2$ の部分が宗門帳における数え年2歳の記録から脱落しているからである。通常は、数え年2歳にかんする情報なら完全と考えられているだけに、これは影響するところの小さくない重要な発見である。

それでは、その脱漏をどう補正すればよいか。仮に出生も死亡も数え年2歳の正方形内で一様に起こると想定できれば、宗門帳に記録された数に $A_2$ の面積分(0.25)だけ加えればよい。しかし次の2つの要因のため、そのような単純な補正では正確とはいえない。その第1は、宗門改実施時期の影響である。それは村によって異なるのが通例で、いつ実施されるかによって $A_2$ の面積は変わってくる。1月1日であればゼロであり、西條村のように3月1日であれば、その面積は0.25ではなく0.139( $=0.167 \times 0.833$ )となる。また鹿野村や小泉村のように6月1日のときは、0.243( $=0.417 \times 0.583$ )である。第2は、死亡が起きる確率は、三角形 $A(=A_1+A_2+A_3)$ と三角形 $B$ とは著しく異なるという点である。すなわち、満0歳の死亡確率は満1歳のそれよりも高いのである。また、程度の差はあれ、同様のことが数え年3歳についてもいえる。それゆえ、数え年を満年齢に直すためには、数え年の各歳ごとに死亡数を按分するための按分比(separation factor)が必要である。この点にかんする人口学的データはいまのところないが、Jannetta and Prestonが19世紀末から今世紀初頭のアメリカの調査にもとづいて仮定した飛騨往還寺過去帳データのための按分比を、ここでも援用することにする。それは、数え年2歳を満0歳と1歳に按分する比を7:3、数え年3歳では6.5:3.5、数え年4歳6.3:3.7、数え年5-6歳5.6:4.4、それ以上は5:5とするものである(Jannetta and Preston 1991, p. 422)。

これら2つの要因のうち、数え年2歳についていえば、第1は満1-4歳の時の死亡率を実際よりも低目に見積もってしまう要因であり、他方、第2のそれは高目に推計する要因である。ただし第1の要因の効果より第2のほうが大きいので、全体としては過大の見積りとなっている。数え年3歳から6歳の



表3 3つの異なった方法による幼児死亡率の比較：  
美濃3ヵ村，1751-1869年（千分比，男女別）

|     | (1)<br>数え年<br>2-5歳<br>補正なし | (2)<br>数え年<br>2-5歳<br>補正済 | (3)<br>満<br>1-4歳<br>補正済 |
|-----|----------------------------|---------------------------|-------------------------|
| 男 子 | 154                        | 162                       | 140                     |
| 女 子 | 148                        | 157                       | 135                     |
| 男女計 | 151                        | 159                       | 137                     |

資料：本文をみよ。

場合には，第1の要因はあてはまらないので，過大推計の要因のみが作用していることになる。それゆえ，宗門改帳から得られる数え年2-5歳の死亡率を単純に満1-4歳の死亡率と置きかえて作業を進めれば，真の幼児死亡率は常に過大に表現されてしまうのである。

この点を美濃3ヵ村につき，具体的な数値によってみよう。表3が，(1) 宗門改帳の数値を補正せずに算出した数え年2-5歳の死亡率( ${}_4q_2$ )，(2) 図1における $A_2$ を補正した数え年2-5歳の死亡率( ${}_4q_2$ )，(3) それを上記の按分比を使って満年齢に換算した場合の死亡率( ${}_1q_1$ )を比較している。いま女子についてみると，その値は千分比で148から157へと一度上昇し，その後135へと低下している。結局，宗門改帳の数値に何の補正も加えず，1歳ずらすという単純な方法で数え年からの換算を行った場合には，幼児死亡率を13ポイント，約10%過大に見積もってしまうことになる。135にもっとも近い ${}_1q_1$ を(北)モデルの生命表から探すとレベル9の137.55であるが，148ではレベル8の152.30に近い。すな

わち，出生時の平均余命の差に翻訳していうと，2-3年程度の誤差を生むことになる。

その誤差の大きさは，宗門改の日が早ければ早いほど大きい。図1における $A_2$ の面積が小さくなるがゆえに，その分だけ数え年から満年齢への換算の際に生ずるバイアスの効果が大きくでてしまうからである。いうまでもなく，仮に宗門改が元旦に行われていれば $A_2$ はゼロで，幼児死亡率を過大に見積もる効果は最大になる。もっとも，この宗門改の実施日がいつかということとは，本稿の幼児死亡率の計算には直接影響しない。図1における三角形 $A$ ，すなわち満0際の死亡データはいずれにしても利用しないからである。しかし，補正なしの宗門改帳データから乳幼児死亡率を推計する場合の値には影響を与えるのであるから，本稿の推計値と既往の研究によるレベルとのギャップを説明する大きな要因のひとつではある。

### 3. 簡易生命表の推計

#### 推計手順

データにかんする以上の検討を踏まえて，美濃3ヵ村にかんする簡易生命表を作成する。その手順は次のとおりである。

(1) 宗門改帳から得られる数え年各歳ごとの男女別死亡数を前節の按分比にもとづき満年齢に按分する。満0歳の死亡数はいずれにせよ不完全なので利用せず，満1歳以上を5歳さざみで集計する(1-4歳階層のみ例外)。次に初期生存数を年央(図1の7月1日)に補正し，そこから満1歳以上の年齢階層

図1 数え年2歳と満0歳の死亡：概念図

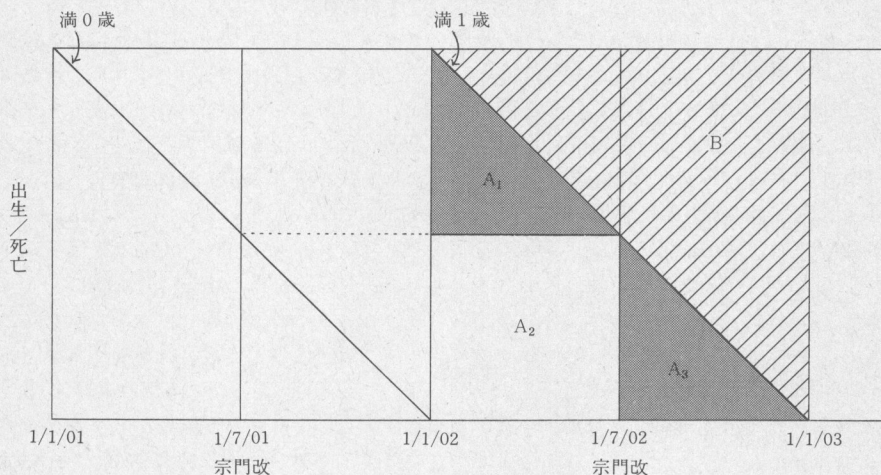


表4 徳川農村の簡易生命表：美濃3ヵ村，1751-1869年  
男子

| 年齢 | 死亡率<br>( $q_x$ ) |       | 初期生存数<br>( $l_x$ ) |      | 平均余命<br>( $e_x$ ) |      |
|----|------------------|-------|--------------------|------|-------------------|------|
|    | I                | II    | I                  | II   | I                 | II   |
| 0  | .232             | .177  | 1000               | 1000 | 35.9              | 38.4 |
| 1  |                  | .140  | 768                | 823  | 45.6              |      |
| 5  |                  | .057  | 661                | 708  | 48.7              |      |
| 10 |                  | .022  | 623                | 668  | 46.5              |      |
| 15 |                  | .048  | 610                | 653  | 42.5              |      |
| 20 |                  | .038  | 580                | 622  | 39.5              |      |
| 25 |                  | .032  | 558                | 598  | 36.0              |      |
| 30 |                  | .039  | 540                | 579  | 32.1              |      |
| 35 |                  | .066  | 519                | 556  | 28.3              |      |
| 40 |                  | .061  | 485                | 519  | 25.1              |      |
| 45 |                  | .071  | 455                | 488  | 21.6              |      |
| 50 |                  | .093  | 423                | 453  | 18.1              |      |
| 55 |                  | .158  | 384                | 411  | 14.7              |      |
| 60 |                  | .203  | 323                | 346  | 11.9              |      |
| 65 |                  | .308  | 257                | 276  | 9.4               |      |
| 70 |                  | .379  | 178                | 191  | 7.4               |      |
| 75 |                  | .529  | 111                | 119  | 5.4               |      |
| 80 |                  | .681  | 52                 | 56   | 3.6               |      |
| 85 |                  | 1.000 | 17                 | 18   | 1.0*              |      |

## 女子

| 年齢 | 死亡率<br>( $q_x$ ) |       | 初期生存数<br>( $l_x$ ) |      | 平均余命<br>( $e_x$ ) |      |
|----|------------------|-------|--------------------|------|-------------------|------|
|    | I                | II    | I                  | II   | I                 | II   |
| 0  | .199             | .150  | 1000               | 1000 | 38.9              | 41.3 |
| 1  |                  | .134  | 801                | 850  | 47.5              |      |
| 5  |                  | .043  | 694                | 736  | 50.5              |      |
| 10 |                  | .017  | 664                | 705  | 47.7              |      |
| 15 |                  | .048  | 653                | 693  | 43.4              |      |
| 20 |                  | .043  | 621                | 659  | 40.5              |      |
| 25 |                  | .052  | 595                | 631  | 37.2              |      |
| 30 |                  | .048  | 564                | 598  | 34.1              |      |
| 35 |                  | .045  | 537                | 569  | 30.7              |      |
| 40 |                  | .054  | 512                | 544  | 27.1              |      |
| 45 |                  | .058  | 485                | 514  | 23.5              |      |
| 50 |                  | .092  | 457                | 485  | 19.7              |      |
| 55 |                  | .115  | 415                | 440  | 16.5              |      |
| 60 |                  | .160  | 367                | 389  | 13.3              |      |
| 65 |                  | .290  | 308                | 327  | 10.4              |      |
| 70 |                  | .305  | 219                | 232  | 8.6               |      |
| 75 |                  | .424  | 152                | 161  | 6.2               |      |
| 80 |                  | .577  | 88                 | 93   | 4.0               |      |
| 85 |                  | 1.000 | 37                 | 39   | 1.0*              |      |

資料：本文をみよ。

註：1) 乳児死亡率の推計Iは(西)モデルのあてはめ、指計IIは(北)モデルのあてはめによる。

2)  $M_{85}$ は男女とも同一と仮定、この年齢階層では死亡事例が少なすぎるためである。ごとに  $q_x$  を計算する。

(2) 次いで、出生時の  $1q_0$  を推計する。推計方法はモデル生命表のあてはめであるが、第1節における死亡秩序の検討のところでみたように、モデル上のすべての年齢階層の  $q_x$  にあてはめるのではなく、特定年齢階層以下の  $q_x$  のみを利用する。また、モデル生命表も〈西〉と〈北〉の双方を利用する。具体的には、美濃データの  $4q_1$ ,  $5q_5$ ,  $5q_{10}$ ,  $5q_{15}$ ,  $5q_{20}$  を、対応する〈西〉モデルおよび〈北〉モデルの生命表  $q_x$  に回帰させ、その回帰式から  $1q_0$  を推計する<sup>7)</sup>。すなわち、〈西〉モデルからは高目の  $1q_0$  が、〈北〉モデルから低目の  $1q_0$  が算出されるが、前者を乳児死亡率推計I、後者を推計IIと呼ぶことにする。

(3) 推計IとIIにもとづき、2通りの  $l_x$  を計算する。そしてそこから、男女別、5歳ごとの年齢別平均余命  $e_x$  を算出する。

## 乳児死亡率の推計結果

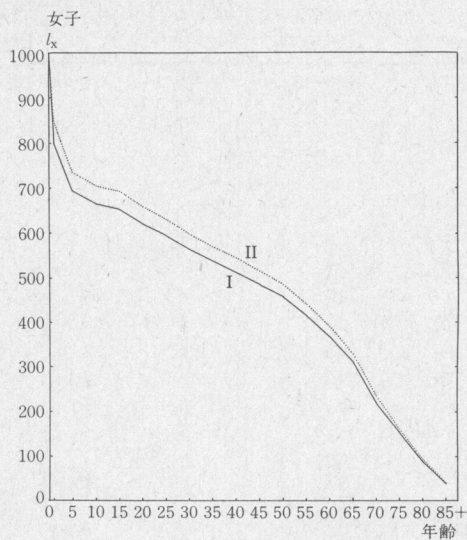
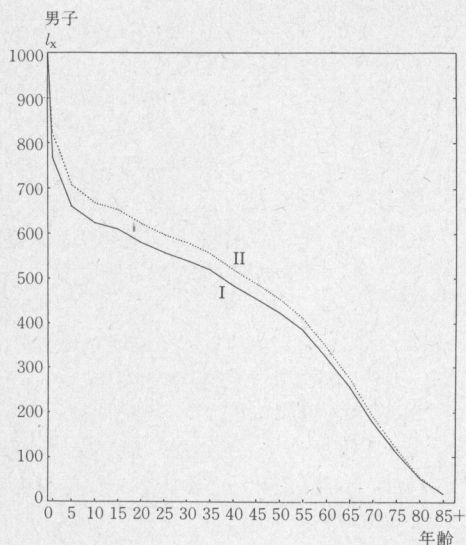
以上の手順でなされた推計の結果を表4に示す。 $q_x$ ,  $l_x$ ,  $e_x$  それぞれにつき2通りの系列が得られるが、 $q_x$  および  $e_x$  の1歳以上にかんしては、ケースIとIIとで同一の値となるため、それぞれ1系列しか示されていない。

まず乳児死亡率の推計結果をみよう。男子についていえば、高目の推計の場合1000分の232、低目では177であり、女子にかんしては25%ほどレベルが下がり、199から150である。表1に示された既往の推計値と比べると、飛騨の往還寺データから計算されたレベルよりは格段に低く、他方、美濃のナカハラ村のレベルよりは高い。いわば中間をとったかたちになっているが、どちらかといえば低目の水準に近い値となっている。いま仮に高目・低目の平均をとり、さらに男女の平均をとれば190となり、最近、歴史人口学者のあいだで想定されるようになった水準200を下回る値である。

その10ポイントという違いはたいした差ではないようにみえるが、全体としてみるかぎり、今回の推計結果は、従来考えられてきた徳川農村の乳児死亡率水準をはっきりと下方に修正するものであることは確かである。そして、その要因のひとつが数え年を満年齢に換算する際に生じていたバイアスである。その効果を具体的にみるために、いま補正なしのデータを従来通りの便法によって満年齢に換算した死亡データ(すなわち表3の欄1)を使い上記の方法によって乳児死亡率を計算すると、〈西〉モデルに



図2 生存率曲線：美濃3ヵ村，1751-1869年  
( $l_x$ ，男女別)



よる場合 240，〈北〉モデルによると 182 となり，本稿での推計よりは 20 から 25 ポイントほど高くなる。これが，幼児死亡が過大に出ていたことの影響なのである<sup>8)</sup>。

もっとも，この推計結果によって徳川農村における乳児死亡率の一般的レベルが確定したというのは，いささか時期尚早である。それはこれが中部日本のたった3ヵ村の事例にもとづく結果だということに加えて，本推計における推計の幅が非常に大きいからである。〈西〉モデルによる推計値と〈北〉モデルによる値とでは 50 ポイントもの差が生じている。真の水準がそれらのうちどちらに近いかによって，推計の含意も相当に変わってしまうからである。

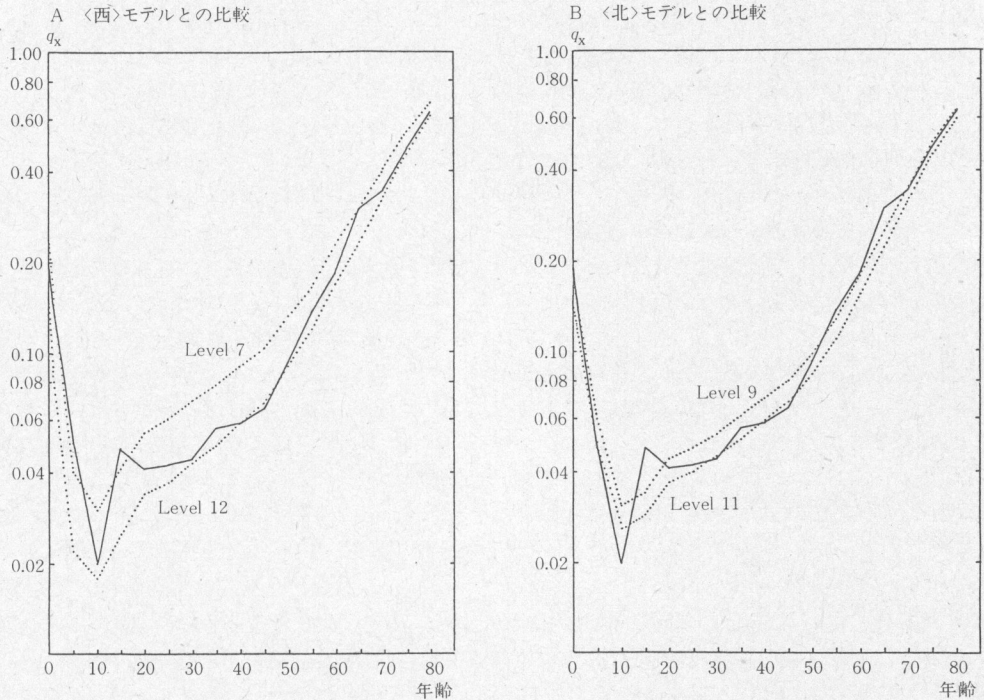
### 死亡秩序の特質

図2は男女別の生存率曲線を示している。女子のカーヴの水準が10代で男子より高いのは乳幼児死亡率における男女間格差の反映であり，またその後のカーヴの勾配が女子においてやや急なのは成人女子の死亡率が，同一年齢の男子のそれを上回っていたという事実を表わしている。前者の効果は，当然乳児死亡率の推計値に依存する。男子の場合，もし乳児死亡率が出生1000にたいし232のときは，20歳までに420が死亡，生存者数が580であるのにたいし，乳児死亡率が177と低目であれば，死亡数は378，まだ622の生存者がいる。同様に女子につい

ては，乳児死亡率が199の場合は20歳の生存者が621であるのにたいし，乳児死亡率150のときは659である。すなわち，乳児死亡率における推計の誤差はここまで反映するわけである。

年齢別のプロファイルを別の角度からみたのが，次の図3の死亡率曲線である。ここでは，第1節の考察との関連で，〈西〉モデルおよび〈北〉モデルのパターンとの比較に焦点をあてるため，男女を平均した年齢別死亡率( $q_x$ )が描かれている。また，図示の便宜上，乳児死亡率は高目および低目の推計の平均がプロットされている。

まず〈西〉モデルと比較した図3Aをみよう。そこにはレベル7(男子の出生時平均余命32.5歳，女子35歳)とレベル12(男子44.5歳，女子47.5歳)が描かれているが，美濃のカーヴは——サンプルが小さいため，10-14歳における異常な低さ，15-19歳および65-69歳における相対的な高さといった，不規則な上下動はあるけれども——ほぼ両者の間に入っていることがわかる。しかし単に中間の位置にいくのではなく，20歳までは，死亡率水準の高いレベル7の曲線に，30歳代以降は，死亡率水準の低いレベル12の曲線に沿っているのが特徴である。それゆえ，予想されるように，〈北〉パターンとのあてはまりの程度ははるかに高い。しかし図3Bから読みとれることであるが，そのパターンとのあいだにも若干の微妙な相違点が見出される。すなわち，5歳までの

図3 死亡率曲線：美濃3ヵ村，1751-1869年  
( $q_x$ ，男女計)

出所：表4。

註：1) 表4における乳児死亡率の高目および低目の推計は、便宜上、平均をとって図示されている。

2) グラフに描かれているモデル生命表の各レベルに対応する出生時の平均余命は、右記のとおり：

| レベル | (西)モデル |      | レベル | (北)モデル |      |
|-----|--------|------|-----|--------|------|
|     | 男子     | 女子   |     | 男子     | 女子   |
| 7   | 32.5   | 35.0 | 9   | 36.9   | 40.0 |
| 12  | 44.5   | 47.5 | 11  | 41.8   | 45.0 |

子供と50歳以上の高齢者の死亡率とは、(北)モデルから想定されるよりも高目である。図3Bにはレベル9(男子の出生時平均余命36.9歳，女子40歳)とレベル11(男子41.8歳，女子45歳)とが比較のため描かれているが、美濃の低年齢と高年齢階層ではレベル9に、中間の年齢層、とくに20-40歳代では

レベル11に近いところに位置していることがわかる。

それゆえ、徳川農村の死亡秩序の特質として第1節で指摘した3点(上記251-2頁)のうち、最初の2点は確認された。ただここで強調されねばならないのは、第1に、子供の死亡率が高かったといっても、

表5 死亡率の男女間格差：若干の事例，1751-1930年  
(女子の  $q_x$  を100とする男子の  $q_x$ )

| 年齢階層  | 美濃3ヵ村<br>1751-1869年 | 信濃湯舟沢村<br>1741-1800年 | 飛騨往還寺<br>1776-1875年 | 第1回生命表<br>1891-98年 | 第5回生命表<br>1926-30年 |
|-------|---------------------|----------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
| 15-19 | 100                 | 69                   | 96                  | 90                 | 81                 |
| 20-24 | 89                  | 67                   | 86                  | 91                 | 92                 |
| 25-29 | 62                  | 47                   | 77                  | 88                 | 88                 |
| 30-34 | 82                  | 33                   | 70                  | 84                 | 82                 |
| 35-39 | 146                 | 68                   | 63                  | 86                 | 84                 |
| 40-44 | 114                 | 59                   | 71                  | 101                | 103                |
| 45-49 | 123                 | 156                  | 116                 | 120                | 131                |

出所：表4；鬼頭宏ワークシート；Jannetta and Preston(1991), pp.433-35；および内閣統計局(1936), 32-33頁。

註：湯舟沢の年齢階層は、数え年による16-20, 21-25, 26-30, 31-35, 36-40, 41-45, 46-50歳。



10代まで含めた全体についてというよりも、とくに5歳までの乳幼児期においてそうであった。第2に、20歳から40歳までの死亡率曲線の形状がフラットであったということは——〈北〉モデルが含意しているように——これらの年齢における結核死亡率の高さが曲線の水準を押し上げているからではなく、むしろ、その年齢層の死亡率水準が相対的に低目であったことの反映であった。それゆえ、全体としての形状は〈北〉モデルのそれと近似していたとはいえるが、その背後にある疫学的かつ社会医学的要因はモデルが想定するところとは異なっていたかもしれないのである。

以上は男女こみでの観察であったが、次に男女間の死亡率格差についてみよう。ここで問題とするのは主として妊娠・出産にともなう死亡(maternal mortality)であるので、15歳から49歳までの年齢を選んで検討する。表5は、各年齢階層ごとに男子の女子死亡率にたいする比(女子の $q_x$ を100としたときの同一年齢階層の男子の $q_x$ )を示す。すなわち、その比が100を下回っていれば、女性の死亡確率が男性のそれよりも高かったことを意味する。したがって美濃3ヵ村の場合、20歳から35歳のあいだで100を下回っているので、その間に女子の超過死亡が顕著にみられたのである。この年齢階層で平均をとれば、比は78、すなわち女子の男子にたいする超過死亡率(excess mortality)は28%であった。

これは、第1節で指摘された第3の特質を確認する事実である。ただ、表5に示された他の事例と比較すると、1、2の点で注意が必要なことがわかる。第2欄は、第1節での指摘の根拠となった鬼頭(1974)の湯舟沢データから計算されているが、それをみると、湯舟沢村の女性の超過死亡率はいささか極端であったことがわかる。いま仮に、美濃3ヵ村の場合と同じく、20歳から34歳までの階層について比の平均をとってみると49、超過死亡率は104%に達する。同様の計算を飛騨の往還寺データ、さらに統計局の第1回および第5回生命表につき行ってみると、比の平均はそれぞれ78、88、88となり、超過死亡率は28%、14%、14%である。妊娠・出産にともなう死亡が無視しえぬ割合であったということは、確かに、徳川時代から昭和の初めまで一貫して観察される現象であった。ただ湯舟沢のようなレベルの超過死亡率は、例外的な事例であったというべきであろう。第2は、湯舟沢において女性の超過死亡が45歳まで観察されることにかかわる。このよ

うな30歳代後半からの死亡は、往還寺村落にかんして指摘されているように(Jannetta and Preston 1991, p. 429)、すべてを妊娠・出産にともなう危険の表現と考えるわけにはゆかない。徳川農村における最終出産年齢はそれほど高くないからである。美濃3ヵ村にみられる40-44歳の146という高い値は小サンプルによるものかもしれないが、女子の超過死亡率が顕著であったのは40歳前後までであったと考えるべきであろう。そのことは、表5において観察される女子の超過死亡には他の要因も絡んでいた可能性があることを示唆する。湯舟沢や往還寺村落にみられる比較的高い年齢の女子における超過死亡が何に起因していたかは今のところ不明であるが、低年齢の場合には、結核も無視できない原因であったかも知れない。とくに、都市における奉公期間中に結核に患った未婚の女子が帰村後に死亡するという例は、少なからずみられたと思われる<sup>9)</sup>。表5の最後の2欄は、10代後半の比が明治以降低下していったことを示すが、この間、15-19歳における男子の死亡率は1000分の250から283へ、女子は278から351へ上昇した。すなわち、若年女子の死亡率が男子のそれを上回って上昇したのである。これは、『女工と結核』(石原1914/70)にみられるような問題が深刻化したことの反映といえよう。とはいえ、徳川時代にかんするかぎり、未婚者の結核死亡率が男子より女子において高かったとは考えにくく、またLouis Henryの推計した年齢別の出産時死亡率カーブから想定される男女間の死亡率格差の値と美濃3ヵ村のそれとが(結婚年齢の違いを考慮すれば)よく合致するので<sup>10)</sup>、表5における美濃のケースは、大部分、妊娠・出産にともなう死亡率によって説明されるといってよいであろう。そして、もし徳川農村における男女間差別死亡率の一般的なパターンが描けるとしたら、それは湯舟沢や飛騨の往還寺よりは美濃3ヵ村のそれに近いものであり、超過死亡率の割合も20%程度ではなかったかと思われる。

### 小括

最後に表4にもどり、平均余命が年齢とともにどのように変化するか、また男女間でそれがどのように異なるかをみることによって、以上の観察をまとめよう。

出生時の平均余命、すなわち寿命は、〈西〉モデルによると男子35.9歳、女子38.9歳であり、〈北〉モデルによると男子38.4歳、女子41.3歳である。表1

における既往の推計値と比較すると、どちらのモデルを選ぶかによる差はあるけれども、男子の場合それらのほぼ中間に、女子ではいくぶん高目のところにくる。表1の事例の多くは、女子の寿命が——現代のパターンとは異なり——男子と変わらないか短かったことを示しているけれども、美濃3ヵ村では明瞭に現代のパターンで、男女差は約3歳である。それは、ひとつには乳児死亡率推計の問題であり、第2の要因としては、幼児から10代前半にかけての女子の死亡率が明瞭に低かったこと、第3に、女性の妊娠・出産による死亡率が(それら2つの要因による効果を相殺するほど)極端には高くなかったことがある。女子の乳児死亡率が男子のそれを25%ほど下回っていたのは、ひとつにはモデル生命表そのものにビルトインされた特質を引き写しているにすぎないともいえるが、推計は実際の子供の死亡率値を利用してなされたのであるから、上記第2の要因を反映しているともいえる。いずれにしても、男女ともに200という乳児死亡率を仮定して平均余命を算出する場合に比べて、出生時平均余命を女子にかんし高く見積もる傾向が生ずるのは当然といえよう。

満1歳に達すると、男女とも平均余命は上昇する。そして、もっとも平均余命が長くなるのは5歳の時点で、男子48.7年、女子50.5年、すなわち死亡年齢53.7歳、55.5歳である。人生のなかでもっとも危険な乳幼児期を乗り切れば、徳川時代であっても(人生五十年)は達成されていたともいえる。

20歳では、男子39.5年、女子40.5年である。平均死亡年齢では59.5歳と60.5歳であるから、これは一人前の大人になるまで生きながらえることができれば、無事、還暦を迎えることが可能であったということにはかならない。これは、乳児死亡率水準がはるかに高かった飛騨往還寺の村々でも同じであって、20歳時の平均余命は男女とも40年を上回り、むしろ美濃3ヵ村よりも長いくらいであった(Janetta and Preston 1991, pp. 433-35)。

20歳から35歳のあいだにおける女性の超過死亡を反映して一度縮まった平均余命の男女間の差は、35歳になると、男子28.3年、女子30.7年と再び開き始める。男子が55歳に達すると14.7年、平均死亡年齢69.7歳、ほぼ70歳のラインに到達する。女子では少し早く、50歳で19.7年、同じ死亡年齢に到達できる(飛騨の事例ではやはり、いくぶん若い年齢でこのラインに達する)。これは、平均寿命が40

表6 乳児/幼児死亡率比, 1751-1930年  
( $iq_0$  の  $iq_1$  にたいする比)

| 時期          | 男子   | 女子   |
|-------------|------|------|
| 徳川農村(美濃3ヵ村) |      |      |
| 〈西〉モデルの場合   | 1.66 | 1.48 |
| 〈北〉モデルの場合   | 1.27 | 1.12 |
| 明治一昭和初期     |      |      |
| 高橋推計        |      |      |
| 1883-1888   | 1.86 | 1.58 |
| 1893-1898   | 1.72 | 1.50 |
| 1903-1908   | 1.66 | 1.47 |
| 1913-1918   | 1.69 | 1.48 |
| 第1-5回生命表    |      |      |
| 1891-1898   | 1.43 | 1.35 |
| 1899-1903   | 1.78 | 1.60 |
| 1909-1913   | 1.79 | 1.61 |
| 1921-1925   | 1.65 | 1.45 |
| 1926-1930   | 1.78 | 1.58 |

出所: 表4; 高橋(1991), 46-47頁; および内閣統計局(1936), 30-33頁。

歳を下回っていた社会であっても、人生のこの段階までくれば、長寿とはいえないまでもかなりの長さの一生を送ることができたことを意味する。政治の場における長老支配、あるいはイエの内部における姑の君臨、といったことが可能であったことの人口学的基盤は、このようなところにあったといえるかもしれない(姑の君臨ということと姥捨山のイメージは両立しないが、この点、Laurel Cornell[1989]の興味深い人口学的分析を参照)。実際、ある藩では領内の高齢者に扶持米を与える制度を設け、その対象者を70歳以上としたところ、あまりに人数が多くて困ったというエピソードが残っている(氏家1991, 52-53頁)。また、これは武士の世界のことであるが、幕臣には70歳以上を対象とした(老衰御褒美)制度があり、1744年から1808年にかけての記録によると、御褒美出願者の数とその平均年齢は上昇傾向にあったという(氏家1990; 同1991, 61-63頁)。このような意味での高齢化と低い出生時平均余命とは、完全に両立するものであった。

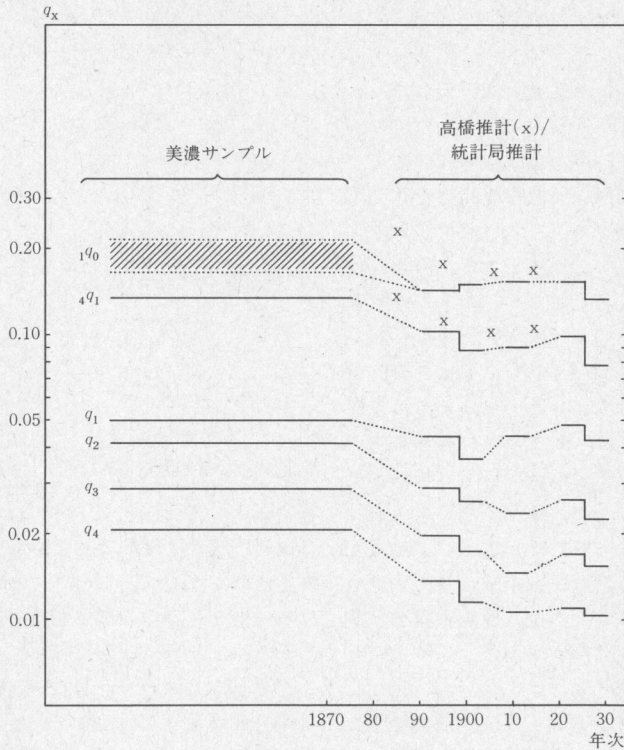
#### 4. 乳児死亡率水準の確定

##### 乳児死亡率と幼児死亡率の関係

徳川社会の mortality 推計作業の最後は、前節で得られた乳児死亡率推計値の幅のなかで、真の水準はどのあたりにあったかを確定することである。ここではそのための手がかりとして、乳児死亡率( $iq_0$ )と幼児死亡率( $iq_1$ )の関係を考えることにする。すでにみたように、青年期以前の年齢階層にかんする



図4 乳幼児死亡率の長期的変化, 1751-1930 年  
( $q_x$ , 男女計)



出所：表4および註12；高橋(1991)，46-47頁；内閣統計局(1936)，pp. 32-33.

かぎり、〈西〉モデルと〈北〉モデルの違いはこの2つの  $q_x$  の関係に現れるからである。すなわち、日本の乳幼児死亡のパターンは、相対的に乳児死亡率が高い〈西〉のパターンに近かったのであろうか、それとも乳児死亡率が相対的に低いレベルの〈北〉パターンに近似していたのであろうか。これがわかれば、美濃3ヵ村のデータから得られた推計幅を狭めることが可能となるはずである。その検討の材料として利用できるのは、明治以降の生命表しかない。もともと、論争的である明治死亡率の水準を確定するために、それに先行する時代における乳児死亡率のありうべきレベルはどのあたりにあったのかを判明させたいというのが目標であった。それゆえ、徳川時代における乳児死亡率の水準を確定するために問題の多い(とされる)明治のデータを使うことは、理に適った方法とはいえないかもしれない。しかし、ここでみようとするのは、 $q_x$  のレベルではなく  $q_x$  間の関係である。2つの時期における乳児死亡率と幼児死亡率の比がどのような値をとるかを比較することから、何か手がかりが掴めるかもしれないのであ

る。

表6がその比、すなわち  $4q_1$  にたいする  $1q_0$  の倍率を示す。明治以降のデータとしては統計局推計の生命表を、人口学者の推計のうちもっとも新しいものとして高橋推計を選んだ。〈西〉モデルの場合、この倍率は男子について約1.7、女子1.5であるが、〈北〉モデルでは約1.3と1.1のレベルとなる。表6の明治以降のパネルをみると、男子についてはほとんどの数値が1.6以上、女子では1.4以上である。それゆえ、一見したところ〈西〉モデルのほうが日本のパターンに適合的のようであるが、はたしてそう単純にいいよいであろうか。

第1の問題として、最近 Robert Woods(1991)がいうように、歴史的にみると  $q_x$  間の関係はモデル生命表作成者が想定していたよりはるかに不安定だということがある。とくに死亡水準が高い歴史上の人口においてそうなのである。第2に、工業化の初期段階において乳児/幼児死亡率の比が上昇するという現象は、ありえないことではなかった。それは、19世紀の英国やフランスにおいても、またドイ

ツの教区データからも明らかになっている事実である (Woods, Watterson and Woodward 1988, Fig. 3, p. 351; Meslé et Vallin 1989, Fig. 9, p. 1139; Knodel 1988, Fig. 3. 1, pp. 42-43). 第3に, 幼児死亡率は満1歳から4年間の死亡を問題とするが, その間の各歳別の死亡率は同じようには変化しないかもしれない. また乳児死亡率についても同様の問題が指摘できる. すなわち, 生後1ヵ月未満の死亡率 (新生児死亡率) と1ヵ月以上12ヵ月未満の乳児期後期死亡率とは異った変化パターンをもっていたかもしれないのである<sup>11)</sup>. そして第4には, 明治以降のトレンドとして仮に統計局推計から得られるそれが真実に近いとすると, 乳児/幼児死亡率の比は上昇傾向をもっていたということ, 逆にいえば, 明治初年, さらに徳川末期においては, その倍率は (西) モデルのそれよりも低いレベルにあったという可能性がある.

#### 推計幅の圧縮

それゆえ, この点をさらに詳しく検討するために, 幼児死亡率を各歳ごとに分割し, 美濃データからの水準と明治以降の趨勢とを比較しよう.

図4がそれらの推移を示す. 上段から1歳未満の死亡率, 1-4歳の幼児死亡率, 各歳ごとの死亡率( $q_1$ ,  $q_2$ ,  $q_3$ ,  $q_4$ )である. 高橋推計からは各歳ごとの値が得られないので, プロットされているのは前2者についてのみである<sup>12)</sup>.

この図をみてただちに気づくことは, 高橋推計における1883-88年の値は明らかに過大だということであろう. 乳児死亡率( $iq_0$ )は, 仮に美濃の水準が上限のところにあっても傾向線から大きく上方に外れているし, 幼児死亡率( $iq_1$ )についてもそうである. 1893-98年になると, 幼児死亡率は妥当な水準にきているように思えるが, 乳児死亡率の推計値はいまだに統計局のレベルより若干高目のようである. しかし, 1903-08年および1913-18年にかんしては, 統計局の推計とほとんど変わらなくなっている. もっとも, そのことは統計局の第1回推計(1891-98年)における乳児死亡率のほうに信頼できるものだという点を必ずしも意味しない. 1890年代におけるそのレベルが高橋推計の近傍(男女計の千分比で174)であっても, またそれと統計局推計の中間(同158)であったとしても, 美濃3ヵ村の推計値からみてそれほどおかしい水準とはいえないからである.

図4からわかる第2の点は, 各歳ごとの死亡率の間の関係に興味深いズレがある事実である.  $q_0$ と $q_1$ はほぼ平行して推移しており, 徳川から明治にかけての趨勢はごく緩やかな低下傾向であったのにたいし,  $q_2$ ,  $q_3$ ,  $q_4$ は, いずれも同じテンポで顕著な低下を示している. すなわち, 乳児/幼児死亡率の比が上昇したということの背後にあった真の変化は, 2-4歳児の死亡率ははっきりと低下したにもかかわらず, 0-1歳児における改善の程度は微々たるものにすぎなかったということなのである. それは19世紀英国において観察された趨勢に近似しており, したがって, 1ヵ月以降12ヵ月未満と満1歳のグループにおいて, 2歳以上の年齢層においては実現した改善への変化を打消すような何かが生じていたことを示唆する(この点, 死因別の統計を詳細に検討した, 高瀬[旧姓勝野]真人の未発表の研究が興味深い. それによれば, 1890年以降, 下痢・腸炎による死亡の増加が乳児期後期と1歳児の死亡率を上昇させたという)<sup>13)</sup>.

この経済発展の始動期における乳児-1歳児死亡率の平行関係が実証的にみえてありうることだとすると, 明治公表統計における1歳時の死亡には届出漏等データ上の問題はなかったであろうから, 徳川から明治にかけての乳児死亡率( $q_0$ )も図4における $q_1$ の推移とパラレルに変化した可能性が高いということになる. いいかえれば, 徳川後期における乳児死亡率の水準は, 図4に示された斜線部分のうち下限に近いほうにあったと想定される. それはもちろん, 1890年代の本当のレベルがどのあたりであったかということにも依存するので正確なことはいえないけれども, 表4の推計幅のなかでは低目にあったといつてよいのではなかろうか. いま仮に, 表6の乳児/幼児死亡率比のうち, 統計局第1回生命表のそれが徳川後期の水準を反映していると考えて計算すると, 美濃3ヵ村の乳児死亡率は, 男子200, 女子181となる. すなわち, 図4の斜線をほどこした部分のちょうど真中にくる. それゆえここでは暫定的に, 徳川農村における乳児死亡率の真の水準は, そこと斜線部分の下限ライン(すなわち(北)モデルによる男子177, 女子150の推計値)の間のどこかにあったと考えることにしたい.

#### 5. Mortalityの長期的趨勢

##### 複線的な変化

この乳児死亡率の推定はそれほど堅いものではない



表7 Mortality の変化：徳川後半から两大戦間期へ

| 指標／年齢階層                 | 徳川後期     | 明治後期  |       | 戦間期         |
|-------------------------|----------|-------|-------|-------------|
|                         | (美濃サンプル) | 高橋推計  | 統計局   | (1926-30 年) |
| (1903-08 年) (1909-13 年) |          |       |       |             |
| A 男子死亡率( $q_x$ )        |          |       |       |             |
| 0 歳                     | .189     | .164  | .161  | .140        |
| 1-14 歳                  | .206     | .135  | .127  | .120        |
| 15-34 歳                 | .149     | .179  | .147  | .151        |
| 35-59 歳                 | .378     | .365  | .326  | .342        |
| 平均余命                    |          |       |       |             |
| 0 歳                     | 37.9     | 41.67 | 44.25 | 44.82       |
| 60 歳                    | 11.9     | 12.04 | 13.28 | 12.23       |
| B 女子死亡率( $q_x$ )        |          |       |       |             |
| 0 歳                     | .166     | .149  | .145  | .124        |
| 1-14 歳                  | .185     | .147  | .136  | .126        |
| 15-34 歳                 | .178     | .187  | .182  | .173        |
| 35-59 歳                 | .317     | .303  | .287  | .276        |
| 平均余命                    |          |       |       |             |
| 0 歳                     | 40.5     | 43.10 | 44.73 | 46.54       |
| 60 歳                    | 13.3     | 14.04 | 14.99 | 14.68       |

出所：表4：高橋(1991)，47頁；内閣統計局(1936)，30-33頁。

いし、また中央日本の3ヵ村の事例でもって徳川後期の姿を代表させるのは無理がある。他の地域、とくに東北地方や、中部地方でも山間部の村々では、レベルも趨勢も非常に異なっていた可能性が大である。けれども、一応上記の推定を出発点として、明治以降への長期的トレンドを素描しよう。

目的はおおまかな傾向をみることであるから、徳川後期、明治後期、两大戦間期の3つの時期を選び比較する。徳川後期の場合、前節において圧縮された乳児死亡率の推定幅は男子が千分比で177から200、女子が150から181であったので、両者の中間をとり、それぞれ188.5と165.5とする。この $q_0$ に対応する $e_0$ を計算すると、男子37.9歳、女子40.5歳である。表7には、これらの数値が掲げられている。明治後期にかんしては、1903-08年の高橋推計と1909-13年の統計局第3回生命表との両方をみることにし、两大戦間期は1920年代後半を対象とした統計局の第5回生命表をとる。みる項目としては、出生時平均余命と乳児死亡率のほかに、子供期、青年期-成人期前半、成人期後半の死亡率( ${}_{14}q_1$ ,  ${}_{20}q_{15}$ ,  ${}_{25}q_{35}$ )、60歳時の平均余命をも取りあげる。

まず、mortalityの総合的な指標である零歳時平均余命の変化をみよう。徳川時代の後半に男子38歳、女子40.5歳であったその水準は、明治後期には45歳を少し下回るところまで低下した。高橋推計と統計局推計とでは若干の違いがあるが、5歳前後

の伸長があったことになる。その傾向はさらに続き、1920年代後半には男子45歳、女子46.5歳となった。めざましい伸びとは決していえないけれども、着実な改善があったといえよう。

しかし、このように一見したところは着実にみえるmortalityの改善も、各構成要因に分解して変化をみると少しく異なった様相を示す。全体として平均寿命の推移と近い動きをしたのは、年齢の高い成人層であった。しかし、出生時平均余命の変化にアクセントを与えていたのはその他の年齢層の動きである。まず乳児死亡率の推移をみよう。表7はそれぞれの時期において20ポイント強の低下を示している。平均寿命の場合と同じように着実な改善があったかのようなのであるが、実際には、徳川から明治への1世紀にわたる低下率はそれ以降のわずかな20年間よりもはるかにゆったりしたものであった。しかも、すでにみたように、そのわずかな改善も幕末から明治初年に生じたのであって、明治年間は一乳児期後期と1歳児における死亡率上昇の影響の結果——横ばいしないしは微増傾向にあったのである。徳川後期から20世紀への変わり目にかけての時期に、もっとも顕著に低下したのは幼児期から10代前半の子供の死亡率であった。明治後期の ${}_{14}q_1$ は、高橋推計と統計局推計とのあいだに若干の食違いをみせているが、きわめて大幅の低下があったことは明白である。これにたいし、青年期から30代まで

の死亡率にはまったく改善の兆しがみられなかった。この年齢層の男子にかんする両推計の食違いはさらにおおきいけれども、ひとつには女性の産前産後の死亡率が高いという伝統的パターンに変化がなかったことと、20歳前後の死亡率が結核の犠牲者の増加によって男女とも上昇したことが、その背後にある要因であった。

結局のところ、19世紀においては、子供の死亡率と中年以降の年齢層における死亡率は着実に低下していったが、一方で、0-1歳児の死亡は下がる傾向をみせず、また青年期の結核死亡率が上昇していったため、平均寿命はあまり芳しい改善を示さなかったのである。これにたいし、次の20年間におけるその2歳程度の伸長は、青年期の結核死亡率上昇傾向に歯止めはかからなかったけれども、子供の死亡率はさらに低下し、女性の産時死亡も減少したことに加えて、乳児死亡率がはっきりと低下局面に入っただけの結果であった。それゆえ、その低下が加速し、結核の死亡率もようやく下がりはじめた——しかし、まだ高度成長は始まらない——25年後の1950年代前半には、零歳時の平均余命が15年も伸長し、60歳のライン(正確には男子59.57歳、女子62.97歳)に到達するのである(厚生省大臣官房統計調査部1955)。もし「小児死亡の割合は一国開明の好尺度」(呉1907/73, 508頁)という往時からの基準に照らして判断するとすれば、わが国の「開明」はようやく1920年代になって始まったということになる。

### 人口転換図式再検討

以上の素描はあくまでも暫定的なものであって、今後の追試が望まれる。ただ、仮にそれが大筋において正しいとすれば、日本の人口転換にかんする従来の理解に再検討を迫るものであることは明らかである。どのような点で再検討が必要か、以下の4点を指摘したい。

1 古典的な人口転換の図式は、転換以前の状態を、出生力のみならず、mortalityもマキシマムの水準にある社会として描く傾向があった。しかし、本稿における発見事実は、徳川時代の mortality 水準がそれほど高いものではなかったことを示唆する。たとえば、18世紀中頃のフランスにおける乳児死亡率は250を超える高水準であり(Blayo 1975)、18-19世紀ドイツ14ヵ村の死産を含む値は228であった(Knodel 1988, p. 44)。13教区の記録からわかる英国の水準は少し低く、全体の死亡率が低レベル

にあった17世紀には166、それに続く世紀では180であった(Wrigley and Schofield 1983, p. 177)。それゆえ徳川日本の乳児死亡率は、工業化以前の英国よりはやや高いが、ドイツやフランスの水準よりは低位にあったのである<sup>14)</sup>。もっとも徳川時代の死亡秩序の枠内で考えれば、乳幼児の死亡率は相対的に——とくに成人期後半におけるそれと比較すると——高い水準にあったので、国際比較の観点からみて際立った低水準にあったのは、妊産婦を除く大人の死亡率であったということになる(これは、鎖国下の日本がペストやコレラという致死率の高い急性伝染病を知らなかったという事実と整合的である)。

2 古典的な人口転換の理論では、近代経済成長とそれに随伴する社会制度の変化にともなってまず最初に死亡率が低下し始めると、想定する(たとえば、Notestein 1945)。日本におけるそのような社会経済的变化は明治維新後に開始されたとすると、前項で描きだされた見取図が示していたのは、その変化にたいする mortality の反応はきわめて鈍いものであったということである。すくなくとも、明治時代を通して、乳児死亡率で4-50ポイント、出生時平均余命にして7年ほどの、傾向的かつ目立った改善があったと想定することははやできない。そして、これもまたわが国独自の歴史的現象ではなく、ヴィクトリア朝の英国もまた経験したことであった(とりあえず、Woods, Watterson and Woodward 1988, 1989; および斎藤1989, pt. Iで言及されている文献を参照)。

3 死亡研究それ自体にかんしていえば、mortality を構成する各因子は、つねに同方向に同一歩調で動くとはかぎらないという点も強調されねばならない。たとえば、都市化の効果をとってみよう。都市化は経済発展のひとつの現れという意味では必ずしもネガティブな社会変化ではないが、人口のなかの特定のグループの健康にたいしては負の影響を及ぼすことがありえた。事実、19世紀の英国において、他の年齢層の死亡率が着実に低下していったにもかかわらず乳児と1歳児の死亡率のみが下げ止まったのは、都市化の負の効果の端的な現れであった。また、戦前の日本で青年期の結核死亡率が上昇していったのも、都市化の負の影響とみなすことができる。もちろん、経済発展の初期段階において死亡率が上昇したり、あるいは下げ止まったりするという現象のすべてが、都市化によって説明されるわけではない。明治・大正期における乳児期後期および1歳の



間の死亡率が微増した原因を、都市化にもとめることはできない。テンポという面からみれば都市人口の成長は第1次世界大戦以降に加速したのであり、それ以前の時期における0-1歳死亡率の増加傾向は農村でもみられたと思われるからである。近年、生活水準の指標として体位の記録を利用する試みがなされており、それと死亡率とが関連して変化することが指摘されているが、わが国戦前の場合、体位の変化もすべての年齢において同一の歩調で起こったのではなかった。徴兵検査時に計られる最終身長が(出生年をみて)1920年頃まで途切れなく伸びてゆくのにたいし、小学1年生の体位は第1次世界大戦が終わるまで目立った変化を示さず、1920年代になってようやく向上が始まるという観察事実(斎藤1989b)、本稿のmortalityにかんする暫定的結論と整合的といえよう。

4 最後に、日本近代史に固有の問題がある。乳児死亡率の改善と小学生の体位の向上が始まった1920-30年代は、経済的には恐慌の時代であり、いわゆる〈暗い谷間の時代〉である。実際、1920年以降、農業の成長率が鈍化し、国民1人あたりの個人消費が伸びなやみ、都市・農村間、社会階層間の所得格差が拡大したことはよく知られている。それにもかかわらず、なぜこの時代になって別の生活水準指標である児童の体位の向上と乳児死亡の減少が始まったのであろうか。なぜ、農業の着実な成長があり、消費水準の上昇がみられ、際立った所得格差のなかった時代、マクロ経済的にみてより好条件にあったと思われる時代に、それはスタートしなかったものであろうか。非経済的な要因、とくに公衆衛生の発達は重要であったはずであるが、その歴史を繙いてみても誰の目にも明らかな因果関係は見出せない。また、1920年代は出生サイドの変化も始まった時代である(大淵1988, 第7章など参照)。とすれば、日本の人口転換では、出生・死亡双方の低下がほぼ同じ時期に開始されたということになる。明らかに、経済発展と生活水準、それらと人びとの健康、および彼らの結婚・出生行動の間には、複雑な相互作用の働きがあったと思われる。これまでのところ、このようなかたちで問題を提起した論稿はなかった。また、関連する研究もほとんどないようであるが(数少ない例外としては、Johansson and Mosk 1987があげられる)、それを歴史人口学の問題として分析することは今後私たちが取り組むべき重要課題のひとつである。

(一橋大学経済学研究所)

## 注

- 1) 平均余命にかんする類似のサーヴェイとしては、鬼頭(1986)の表1がある。鬼頭(1983), 144頁。速水・鬼頭(1989), 287頁をも参照。
- 2) 宗門改帳からの理由不明の消滅があまりに多いときは、それらの扱いが推計値に無視しえぬ影響を与える。Smith(1977)は、それらすべてが死亡の場合、半数が死亡の場合、すべて死亡以外の場合の、3通りの計算を行っているのが、たとえば $iq_1$ から推計された女子の乳児死亡率は、130から210へと計算値が大きく変化する(Smith 1977, p. 162)。同様のことは、過去帳や医師の記録についてもいえる。この場合は基礎となる人口(population at risk)がわからないのであるが、封鎖人口が仮定できるかどうか、できないとすればその人口流出率をどう仮定するか、さらには資料中に現われる年齢不詳の死亡のうちどのくらい乳児死亡があったと仮定するかによって、算出される乳児死亡率の値も変わってくる。たとえば須田圭三の民族衛生学的研究(1973)もJannetta and Preston(1991)も、同じ過去帳データを分析したにもかかわらず、算出された乳児死亡率は前者のほうが低い(1781-1870年の平均で193)。後者は、地域外で死亡した檀家も往還寺の過去帳に記録されたと仮定して計算をすすめたのであるが、前者がその点にかんしどのような判断をしたのかは不明である。また、福岡の過去帳を利用したKalland and Pedersen(1984)がかなり高い平均寿命を示唆している理由の一端にも、檀家人口の流失率についてどう判断するかということがあるのかもしれない。いずれにせよ、その判断の違いが推計値の相違となって現れた可能性は高い。なお筆者は、国分寺の死亡届控書から、年齢不詳者を死亡総数に含め、人口流出率7%、自然増加率1%と仮定したときは185、年齢不詳者を含めず、流出率2.5%、自然増加率0.4%と仮定した場合は215という結果を得ている(斎藤1991b, 360頁; なお、これは前稿[斎藤1989b]に載げられた国分寺の数値199-208を改訂するものである)。低い人口流失率を前提すると、推計される乳児死亡率は高くなるということが明らかであろう。
- 3) 水島推計は、統計局生命表を改作した松浦(1958)の改訂版であり、岡崎推計は彼自身の旧推計(1962)の改作である。このほかに安川推計があり、そこから得られる普通死亡率と出生率のトレンドが両極端の間にくることから広く使われてきた(安川1971; 安川・広岡1972)。
- 4) この点、湯舟沢村の性別・年齢別死亡率曲線のグラフはまことに印象的で、鬼頭(1983), 150頁、速水・鬼頭(1989), 288頁にも再掲されている。
- 5) このデータ・ベースのなかで中核をなすのは西條村である。西條1村にかんする生命表としては速水融の作成したものがある(1983; 1988, 104-07頁)。その結果は、より完全なかたちで近刊の著作に収録される予定である(1992, 第9章)。
- 6) 代表的な試みとして、速水(1973), 第12章、および速水(1970)があげられる。ただし観察件数が減少するため、5歳ぎざみの階層区分でも、死亡事例ゼロという年齢階層がでてしまう。
- 7) 〈西〉モデルへ帰属させたときの相関係数は0.9578

(男子)および0.9810(女子), (b)モデルのときに0.9776(男子)および0.9563(女子)である。

8) これらの数値は、1990年に筆者が学会報告をしたときに発表したものである。私はそれにもとづき、徳川後期の乳児死亡率水準は200を上回っていた可能性が高い、と示唆することで報告を結んだ。その後、その言明は何人かの研究者によって言及されたり引用されたりしたが、本稿における改訂作業によって、この発言は撤回しなければならなくなった。

9) これは、斎藤(1989a)、258頁で示唆された点である。一般に、近世都市における死亡率水準は高く、それゆえ「農村から人口を引き寄せては殺してしまう一種の蟻地獄」といわれている(速水・内田1971/76, 92頁)。ただその直接的エヴィデンスは意外に多くなく、一部は相互に整合的でないのであるが、そのエヴィデンスのひとつが、西條村の奉公経験者が帰村したものの死亡率はそうでないものの死亡率より高いという事実であった。都市の結核と帰村移動の存在は、その観察事実を説明するうえで重要な要因になるかもしれない。

10) Henryは、1740-89年のフランスのデータから、妊産婦の死亡がゼロのときの女子死亡率を推計、その場合の男女比を計算した。いまその比を $m/fq^*$ とすれば、妊産婦死亡を含む、実際に観察されるところの $m/fq$ 比で除すことによって $fq^*/fq$ を計算できる( $q^*$ は産前産後の死亡がゼロであることを示す)。すなわち、妊産婦死亡率がゼロの場合の女子の死亡率にたいする、現実の妊産婦死亡を含む場合の女子死亡率の割合である。その年齢階層別の値は次のとおり。15-19歳: 101, 20-24歳: 109, 25-29歳: 121, 30-34歳: 124, 35-39歳: 120, 40-44歳: 112, 45-49歳: 100(Henry 1987/89, pp. 179, 188)。初婚年齢の相違を反映してフランスのほうが超過死亡率が大きな値をとり始める年齢が高いが、そのレベルは約20%であったことがわかる。

11) 生後1ヵ月未満の新生児死亡率と生後1ヵ月以上12ヵ月未満死亡率との関係を直截に示す指標として、乳児死亡総数の新生児死亡数にたいする比として表される $\alpha$ -インデックスがある。これは丸山博が、生後経過日数を両対数グラフの横軸に、累積死亡数を同じグラフの縦軸にとると、その累積死亡数のカーブは直線となり、先天性の死因カーブはその勾配が緩やかで、後天性の死因カーブは急な勾配となるという、経験的規則性にもとづき考案したものである。すなわち、 $\alpha$ -インデックスは乳児死亡の死因構造を表す指標とみなすことができ、当該集団のおかれた社会経済的環境の悪化によって生後1ヵ月以上の死亡が増大すると上昇する。実際、この値を日本全国について計算すると、1899年から1920年代まで新生児死亡率の目立った改善がないにもかかわらず直線的に増加する(丸山1957)。ただ、 $\alpha$ -インデックスの値を決定するのは生後1ヵ月以上の死亡数の変動だけではない。環境変化への即応性はやや低いかもしれないが、新生児死亡率の水準もまた重要である。とくに $\alpha$ -インデックスの府県間のバラツキを説明するためには、1ヵ月未満の死亡率レベルとその背後にある要因への配慮が必要であろう。なお、新生児死亡と母親の産前産後の死亡とは当然密接に関連するが、筆者は、両者のレベルを決定する歴史的要因として、集約農業の発展と農家女性の

労働の問題があると考えている。斎藤(1991a)を参照。

12) 美濃3ヵ村の生命表(表4)には各歳ごとの幼児死亡率は掲げられていないので、それを示せば以下のとおり。男子:  $q_1=0.047$ ,  $q_2=0.045$ ,  $q_3=0.033$ ,  $q_4=0.023$ ; 女子:  $q_1=0.052$ ,  $q_2=0.038$ ,  $q_3=0.024$ ,  $q_4=0.028$ 。

13) 日本人口学会1990年度大会における勝野真人の「わが国の死亡率はいつから低下したか?」と題する報告。それによれば、1890-1920年の登録死亡率が横ばいであったのは、新生児期、幼少年期、中高年期における緩やかな低下、乳児期後期と1歳児における下痢・腸炎による死亡の増加、青年期における結核死亡率の上昇の、複合した結果であった。

14) この結論は、徳川後期における出生力にかんしても重要な含意を有する。すなわち、総人口は停滞ぎみであったのであるから、出生力水準もまた低位にあったに違いないというものである。これには、出産制限の手段としての間引の役割にかんする評価が絡むが、友部(1991)の出生力推計と斎藤(1992)の議論を参照。

## 引用文献

- Blayo, Y.(1975). 'La mortalité en France de 1740 à 1829', *Population*, vol. 30, numero spécial (Démographie historique), pp. 123-42.
- Coale, A. J., and P. Demeny(1983). *Regional model life tables and stable populations*, 2nd edn. New York: Academic Press.
- コーネル(Cornell), L. L.(1989).「嫁・姑・姥捨山: 19世紀日本農村における老人女性の差別死亡率」速水・斎藤・杉山編(1989)所収, 191-213頁。
- Henry, L.(1987/89). 'Men's and women's mortality in the past', *Annales de démographie historique*; translated in *Population: English selection*, no. 1, pp. 177-201.
- Hanley, S. B., and K. Yamamura(1977/82). *Economic and demographic change in preindustrial Japan, 1600-1868*. Princeton: Princeton University Press; 速水融・穂本洋哉訳『前工業化期日本の経済と人口』ミネルヴァ書房。
- 速水融(1970).「東濃一山村の人口統計: 恵那郡飯沼村正徳2年-慶応4年」徳川林政史研究所『研究紀要』, 257-84頁。
- (1973).『近世農村の歴史人口学的研究: 信州諏訪地方の宗門改帳分析』東洋経済新報社。
- (1983).「人生五十年? 徳川日本の農民の生涯」未発表草稿。
- (1988).『江戸の農民生活史: 宗門改帳にみる濃尾の一農村』日本放送出版協会。
- (1992近刊).『近世濃尾地方の人口・経済・社会』創文社。
- 速水融・内田宣子(1971/76).「近世農民の行動追跡調査」徳川林政史研究所『研究紀要』, 217-56頁; 梅村又次他編『日本経済の発展: 近世から近代へ』(数量経済史論集1)に収録, 日本経済新聞社, 67-98頁。
- 速水融・鬼頭宏(1989).「庶民の歴史民勢学」新保博・斎藤修編『近代成長の胎動』(日本経済史1)岩波書店, 267-321頁。



- 速水融・斎藤修・杉山伸也編(1989).『徳川社会からの展望：発展・構造・国際関係』同文館。
- 石原修(1914/70).「女工と結核」国家医学会発行『女工之現況』附録；籠山京編『女工と結核』(生活古典叢書5)に他の論稿とともに復刻，光生館。
- Jannetta, A. B.(1987). *Epidemics and mortality in early modern Japan*. Princeton: Princeton University Press.
- Jannetta, A. B., and S. H. Preston(1991). 'Two centuries of mortality change in central Japan: the evidence from a temple death register', *Population studies*, vol. 45, pp. 417-36.
- Johansson, S. R., and C. Mosk(1987). 'Exposure, resistance and life expectancy: disease and death during the economic development of Japan, 1900-1960', *Population studies*, vol. 41, pp. 207-35.
- Kalland, A., and J. Pedersen(1984). 'Famine and population in Fukuoka Domain during the Tokugawa period', *Journal of Japanese studies*, vol. 10, pp. 31-72.
- 鬼頭宏(1974).「木曾湯舟沢の人口統計，1675-1796年」『三田学会雑誌』第67巻5号，302-326頁。
- (1976).「徳川時代農村の乳児死亡：懷妊書上帳の統計的研究」『三田学会雑誌』第69巻8号，696-703頁。
- (1983).『日本二千年の人口史』PHP研究所。
- (1986).「宗門帳からみた寿命(江戸後期)」『厚生指標』第33巻1号，31-37頁。
- Knodel, J. E.(1988). *Demographic behavior in the past: a study of fourteen German village populations in the eighteenth and nineteenth centuries*. Cambridge and New York: Cambridge University Press.
- 小林和正(1956).「江戸時代農村住民の生命表」『人口問題研究』第64号，12-23頁。
- 厚生省大臣官房統計調査部(1955).『第9回生命表』厚生統計協会。
- 呉文聰(1909/73).『實際統計学』丸善；大内兵衛他編『呉文聰著作集』第1巻に復刻，日本経営史研究所。
- 丸山博(1957).『乳児死亡(II)——統計の研究』医学書院。
- 松浦公一(1958).「日本人の国調前生命表(統計局1-3回)の改作」『医学研究』第28巻7号，2180-95頁。
- Meslé, F., et J. Vallin(1989). 'Reconstitution de tables annuelles de mortalité pour la France au XIX<sup>e</sup> siècle population', *Population*, vol. 44, pp. 1121-58.
- 水島治夫(1962).「わが国初期(統計局1-4回)生命表の改作」『民族衛生』第28巻1号，64-74頁。
- 内閣統計局(1912).『日本人ノ生命ニ関スル研究。一名日本国民生命表』内閣統計局。
- (1930).『第4回生命表』東京統計協会。
- (1936).『第5回生命表』東京統計協会。
- 成松佐恵子(1985).『近世東北農村の人々：奥州安積郡下守屋村』ミネルヴァ書房。
- (1992).『江戸時代の東北農村：二本松藩仁井田村』同文館。
- Notestein, F. W.(1945). 'Population—the long view', in T. W. Schultz(ed.), *Food for the world*, pp. 36-57. Chicago: University of Chicago Press.
- 大淵寛(1988).『出生力の経済学』中央大学出版部。
- 岡崎陽一(1962).「明治初年以降大正9年に至る男女年齢別人口推計について」人口問題研究所研究資料，第145号。
- (1965a).「明治時代の人口——とくに出生率と死亡率——について」『経済研究』第16巻3号，207-13頁。
- (1965b).「梅村氏のコメントに対する回答」『経済研究』第16巻4号，358-59頁。
- (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，1-17頁。
- Preston, S. H.(1976). *Mortality patterns in national populations: with special reference to recorded causes of death*. New York: Academic Press.
- 斎藤修(1987).「明治 mortality 研究序説：東京府下国分寺の資料を中心に」『経済研究』第38巻4号，321-332頁。
- (1989a).「都市蟻地獄説の再検討：西欧の場合と日本の事例」速水・斎藤・杉山編(1989)所収，239-62頁。
- (1989b).「経済発展は mortality 低下をもたらしたか？：欧米と日本における栄養・位体・平均余命」『経済研究』第40巻4号，339-356頁。
- (1991a).「農業発展と女性労働：日本の歴史的経験」『経済研究』第42巻1号，31-41頁。
- (1991b).「医療と死亡の記録からみた村民生活」国分寺市史編纂委員会編『国分寺市史』下巻，国分寺市役所，339-66頁。
- (1992近刊).「徳川日本の人口と経済：人口停滞の解釈をめぐって」猪木武徳・高木保典編『発展途上国と日本』同文館。
- Smith, T. C.(1977). *Nakahara: family farming and population in a Japanese village, 1717-1830*. Stanford: Stanford University Press.
- 須田圭三(1973).『飛騨〇寺院過去帳の研究：過去帳を通じて観察した飛騨村落における徳川中期より現在に至る民族衛生学的研究』私家版。
- 高橋真一(1991).「本籍人口を利用した明治期人口推計の試み」『国民経済雑誌』第163巻5号，39-58頁。
- 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，21-34頁。
- 友部謙一(1991).「近世日本農村における自然出生力推計の試み」『人口学研究』第14号，35-47頁。
- 坪内良博・坪内玲子(1984).「幕末越前農村における人口と家族：宗門人別帳不完全データ利用の試み(2)」『ソシオロジ』第29巻3号，83-94頁。
- 氏家幹人(1990).「江戸幕府における「老衰」と「隠居」に関する若干の考察」『北の丸』(国立公文書館報)第22号，34-50頁。
- (1991).『殿様と鼠小僧：老侯・松浦静山の世界』中央公論社。
- 梅村又次(1965).「明治時代の人口について」『経済研究』第16巻4号，356-58頁。
- (1969).「明治期の人口成長」社会経済史学会編『経済史における人口』慶応通信，118-41頁。

- (1988).「人口転換理論と人口推計」梅村又次他『労働力』(長期経済統計 2), 東洋経済新報社, 3-7 頁.
- Woods, R. I.(1991). 'On the historical relationship between infant and adult mortality', paper presented at the Hitotsubashi conference on (Demographic change in economic development) held in Kunitachi, Tokyo, 1-3 December, 1991.
- Woods, R. I., P. A. Watterson and J. H. Woodward (1988). 'The causes of rapid infant mortality decline in England and Wales, 1861-1921. Part I', *Population studies*, vol. 42, pp. 343-66.
- (1989). 'The causes of rapid infant mortality decline in England and Wales, 1861-1921. Part II', *Population studies*, vol. 43, pp. 113-32.
- Wrigley, E. A., and R. S. Schofield(1983). 'English population history from family reconstitution: summary results, 1600-1799', *Population studies*, vol. 37, pp. 157-84.
- 安川正彬(1971).「日本のモデル生命表」『三田学会雑誌』第 64 巻 5 号, 235-71 頁.
- 安川正彬・広岡桂二郎(1972).「明治・大正年間の人口推計と人口構造」『三田学会雑誌』第 65 巻 2-3 合併号, 83-110 頁.

**追記** 脱稿後, 鬼頭宏「懐妊書上帳にみる出産と死亡: 幕末・明治初頭の北関東における事例」(『三田経済学研究』第 6 号, 1972 年, 8-17 頁)があることを知った。それによれば, 常陸國小茎村と六斗蒔村の 1851-71 年における乳児死亡率(男女計)は 130 であった。ただし, 不明が多く, それを除外して計算し直せば 148 となり, 表 1 の中石井村も同様に計算し直すと 185, 3 ヲ村の加重平均で 171 という値が得られる。また同氏は, さらに 2 例の懐妊書上資料(常陸国川戸村と上山川村)を追加し, 1992 年 6 月の日本人口学会大会において, 「近世後期日本の乳児死亡」と題する報告を行った。それによれば, 不明分には流産・死産が含まれておらず, すべて乳児死亡であったと仮定して計算された推計乳児死亡率の最大値は 200 になるという。すなわち, これら懐妊書上資料の示すところは, 徳川後期の水準は 200 を超えないという本文での結論と整合的である。またそれら資料が, 北関東から東北という死亡率水準の高かったであろうと思われる地域のデータであることを考慮すると, 中部地方の真のレベルはその推計幅の底のラインに近かったのではないかという想定も, それほど無理がないように思われる。