

アジア・太平洋戦争における死亡リスクの不平等^{*1)}

渡 邊 勉**

1. アジア・太平洋戦争における犠牲者

アジア・太平洋戦争の犠牲となり死亡していったのは誰だったのか。

アジア・太平洋戦争は、兵士約 230 万人、民間人約 80 万人の犠牲者を出したといわれている(厚生省社会・援護局援護 50 年史編集委員会 1997)。しかしこれはあくまで概算である²⁾。それは日中戦争以降の軍事統計がほとんど残っていないからである(吉田 2002)。とはいえ戦争が数多くの犠牲を出したことはまぎれもない事実だ。実際、戦争による犠牲の実態について、戦場や空襲の記録や証言が数多くある。

これらの記録は、おおよそ 2 つの種類に分けられる。一つは、戦場における兵士たち(例えば藤原(2001)など)や空襲を受けた民間人の記録(例えば小山(1989)、今井(1981)など)である。こうした記録から、われわれは戦場や町において何が起きていたのか、そしてどのようにして人々が死んでいったのかを知ることができる。しかし死んでいった兵士や民間人がどこで生まれ、どんな仕事をし、家族は誰だったのか、そうした彼ら彼女らの背景を知ることは難しい。死者たちの全体像は見えてこない。

もう一つの記録は、マクロ統計である。例えばアジア・太平洋戦争の戦没者は 310 万人、沖縄戦での戦没者数は約 19 万人、東京の空襲による戦没者数は約 10 万人といった記録である。これら

の記録からは、被害の全体像である死者数はおおよそわかるが、誰が死んでいったのかについては詳しい情報を提供してくれない。

本稿が明らかにしたいのは、誰が死んでいったのかということである。もちろんそれは個別具体的な死や死者数からも、断片的に知ることはできるかもしれない。しかし比率や分布はわからない。コーホート、年齢、性別、地域、職業、学歴等の属性によって死亡率がどのように違うのかを知ることは難しい³⁾。

本稿が戦没者の属性に関心を寄せるのは、その背景に不平等があるのではないかと考えるからである。はたして国民一人一人は、アジア・太平洋戦争による被害を平等に被ったのか。

戦争の記録や証言は、被害(あるいは加害)の記録であり証言である。逆に、戦争によって利益を得た人、あるいは特に被害を受けなかった人たちの証言というのは、語られにくいに違いない。国民総動員体制のもと、みな戦争に協力し苦勞していたのに、苦勞と無縁だった人たちは、証言しないだろう。つまり、戦争を語る場では、往々にして、平等であることが暗に強いられている。証言者は、みなと同じように苦しんで、同じように被害を受け、同じように死んでいったことを語る事が期待されている。それゆえ、戦争被害の不平等は見えにくい。しかし戦前の日本社会は、寄生地主、財閥などに代表されるように、高不平等社会であった。戦争になったからといってその不平等が急に平等になったとは考えにくい。実

*キーワード：アジア・太平洋戦争、死亡リスク、離散時間ロジットモデル、不平等

**関西学院大学社会学部教授

1) 本稿において理由するデータは、1965 年 SSM 調査データである。利用に関しては、2015 年 SSM 調査研究会の許可を得た。また兄弟データに関しては、橋本健二先生より、いただいた。記して感謝いたします。

2) 戦没者数推定の経緯については、広田(1992)を参照。

3) 兵士の戦死率については、広田(1992)や熊谷(1994)の試算がある。学歴については、大学生の戦死率について検討されており、「低いのではないかという印象を持つ」(吉田 2002: 82)とある。

際、渡邊（2014 a, 2014 b）で明らかにしたように、徴兵に関する不平等は存在していた。そうであるならば、死亡リスクに関しても不平等が存在しているもおおしくない。属性による死亡率に違いがある可能性がある。それゆえ実際に分析して、確認してみる必要があるのだ。

ところで、これまで犠牲者の比率に関する研究がないわけではない。例えば森岡（1991）は、国勢調査から「戦争によってもっとも深い痛手を受けた世代」を特定している。1935年、1940年、1947年の人口から、その目減りを見ている。その結果、1920～23年出生コーホートの生き残りが低く、この世代が最も深い痛手を負った「狭義の戦争体験世代」であることを明らかにしている。

また橋本（2013）は、東京大空襲による死亡率から、下町での死亡率が高く山の手の死亡率が低いことを指摘している。社会的な不平等という観点から言えば、生活水準の低い地域で死亡率が高く、生活水準の高い地域で死亡率が低かったということに他ならない。また1965年のSSM調査データの分析から、1910～29年生のコーホートのうち1936年から50年の間に死亡した者を抜き出して、学歴を比較している。そこから1944年から46年の間の死亡者数に、高等小学校以下と中学以上で異なっていることを明らかにしている。高等小学校以下の学歴の者の方が、戦時期の死亡者数が多い。このことは、人の生死に学歴による不平等が存在したことを示している。ただ橋本の分析は、基礎的な分析にとどまっておき、さらなる分析の可能性が残されている。そこで本稿では、さらに詳細に分析することによって、死亡リスクの不平等の実態を明らかにしたいと考えている。

本稿では、アジア・太平洋戦争の犠牲者の特徴を、不平等という観点から明らかにするために、具体的に2つの課題について検討していくことにする。

第一に、1900年以降の日本人の死亡動向を明らかにする。戦争の影響をとらえるために、戦前から戦後にかけての死亡率の変化を記述し、その特徴を明らかにする。その上で第二に、アジア・

太平洋戦争による死亡リスクへの影響を明らかにする。

以上の課題を検討するために、本稿では、戦時中の死亡者の情報を含む1965年のSSM調査のデータを利用する。

2. 1965年SSM調査の兄弟データの特徴

SSM調査は、1955年から10年ごとにおこなわれている継続調査である。継続調査であることから、基本的に同じ質問項目を使って毎回調査がおこなわれる。しかし同時に、それぞれの回の調査には、独自の質問項目が含まれる。例えば、1975年調査であれば余暇活動や社会的影響力に関する質問、1985年であれば友人関係や公平感に関する質問といった具合に、その時々の研究動向を反映した項目がある。本稿が利用する1965年の調査においても、いくつかの独自の質問項目が含まれている。その中に、兄弟に関する質問がある。対象者本人の、すべての男兄弟の属性（兄弟順位、死亡の有無、学歴、主な仕事、居住地等）を尋ねている。兄弟に関する質問項目は、調査されてはいたが、これまでデータ化されておらず、まったく分析されてこなかった。それが近年橋本ら（橋本2008）の尽力によってデータ化の作業がおこなわれたことで、調査開始から約50年を経ているはじめて分析可能となったのである⁴⁾。

兄弟データは、65年以外のSSM調査では収集されておらず、それゆえ極めて貴重なデータである。このデータにより戦時中に死亡した者たちの年齢、職業等の属性を知ることができる。ただ弱点もある。SSM調査は1975年の調査までは、男性のみが対象者であった。そして65年の兄弟情報についても、男性兄弟のみであり、女性姉妹については尋ねていない。戦争の影響を把握するためには、本来男性だけでなく、女性の被害状況も把握しなければならないが、65年調査データではわからない。この点については、現状では研究の限界であり、今後の課題にせざるを得ない。

さて、もう少し65年調査データについて詳しく説明しておこう。本稿において扱うデータは、

4) 成果については、橋本編著（2010, 2014, 2015）を参照。

1965年時点で20歳から69歳までの男性の兄弟(男性のみ)に関するデータである。兄弟については、65年時点で生存している者だけではなく、すでに死亡した者の情報も含んでいる。この死亡した兄弟情報が得られることで死亡者の分析ができるのだ。1965年SSM調査データのサンプル数は、2077票である。それに対して、利用可能な兄弟サンプル数は4457票である。

なお本稿の分析では、対象者本人のデータは利用しない。理由は、この2077人は、1965年まで生き残った人々であることにある。つまり、結果としてアジア・太平洋戦争を生き抜いてきた人たちである。当然のことながら、対象者の中にアジア・太平洋戦争での戦没者は一人もいない。つまり対象者本人については、選択バイアスがある。それゆえ、これら対象者を分析に含めると、戦争による死亡リスクは実際よりもかなり低くなってしまう。

とはいえ、対象者本人を除外したからといって偏りがなくなるわけではなく、選択バイアスは残る。理由は2つ考えられる。第一に、そもそも「1965年時点で生存する者」の兄弟が対象であるという点だ。本データは65年時点での日本社会を反映することは可能だが、それ以前の日本社会を完全に再現できるわけではない。この点については後述するが、兄弟データの年齢分布と戦前戦後の国勢調査からわかる年齢分布とは大きく異なる。それゆえ、粗死亡率を計算しても意味がない。第二に、1965年以前に全員が亡くなっている兄弟については、分析対象とすることができないという点だ。高齢の兄弟であったり、死亡リスクが高い属性(例えば徴兵されやすかった技能職)を持つ兄弟だったりすると、1965年時点で全員すでに亡くなっていることもありうる。そうした場合、1965年のデータの対象には入らず、分析ができない。

このように本データの分析には限界がある。特に、死亡については本データでは過小評価しかねない。その点を考慮しつつ、以下の分析をおこなっていく必要がある。とはいえ、本データの価値

が減るわけではない。戦前、戦中の死亡者の属性に関する個票データは、そもそもほとんど存在していないのだ。本データから得られる情報は多く、その分析からは数多くの事実が見えてくるはずである。

ここで分析上、一つ断っておきたいことがある。本データは、実は兄弟の生年の欠損値が多い。兄弟生年がわからないと、出生コーホートを確定させることができず、また時代との対応をつけることができない。本稿の主たる目的が、時代、世代と死亡率の関連の解明にあることを考えると、この欠損は見逃せない。この欠損値については、2つの対応が考えられる。欠損値をそのまま欠損値として分析するという対応、もう一つは欠損値に何らかの値を対応させて分析をおこなうという対応である。本稿は後者の対応をとりたい。端的に言えば、本データの稀少性を考えたとき、できるだけ分析できるサンプルを増やしたいのだ。

欠損値への値の割り当てについては、欠損値分析等いくつかの方法があり得るが、本稿では最も単純な方法を採用することにした。本データから兄弟の生年を割り出すためには、対象者との年齢差を利用している。しかし本データではこの対象者との年齢差の質問の欠損値が多い。とはいえ、手がかりはある。それは兄弟順位である。対象者の兄弟順位と、兄弟それぞれの兄弟順位は、欠損が少ない。そこで、兄弟順位から対象者との年齢差を推定し、生年を割り出すこととした。今回の分析では、平均値を割り当てることとした。具体的には、対象者との兄弟順位差に対応する年齢差の平均値を求め、その値を欠損部分に割り当てた⁵⁾。

このようにしてデータ化したデータから、1965年兄弟データの特徴を見ていくことにしたい。

まず出生年の構成を確認しておく。1965年SSM調査の対象者は、1965年現在20歳から69歳の男性となっているので、その出生年は、1896年から1945年までとなる。コーホート別に見ると、最も構成比の高いコーホートは、1926-35年

5) 平均値の割り当てが最適であるかどうかはわからない。そのため今後、別の方法による分析もおこなう必要があるだろう。

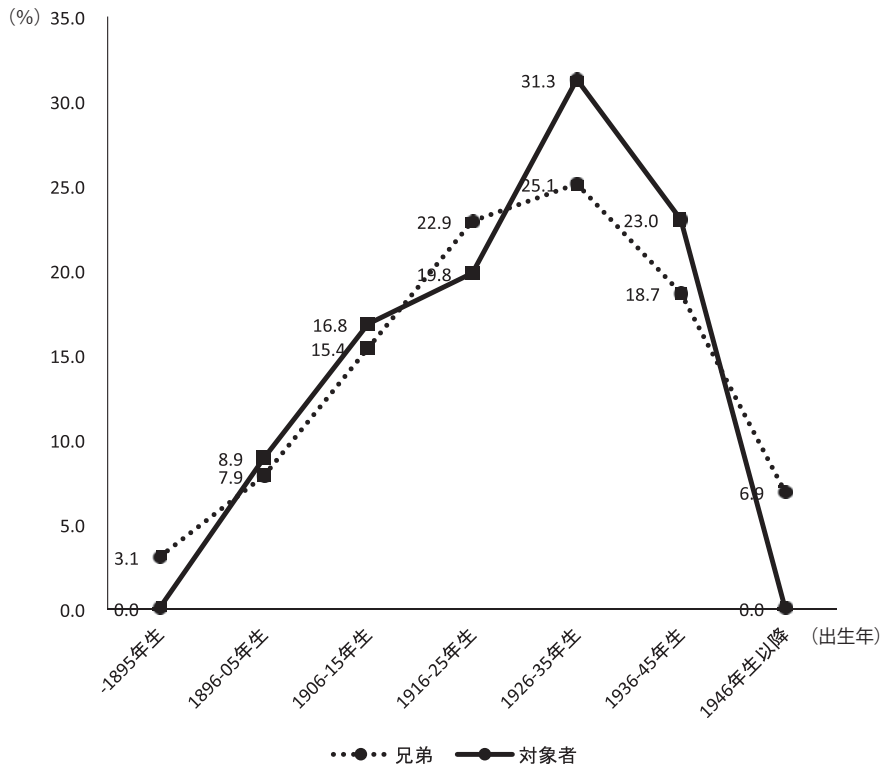


図1 対象者と兄弟の出生コーホート

表1 全兄弟数と死亡兄弟数 (%)

| | 0人 | 1人 | 2人 | 3人以上 | 合計(実数) | (縦%) |
|------|-------|------|------|------|--------|-------|
| 1人 | 100.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 344 | 16.6 |
| 2人 | 77.6 | 22.4 | 0.0 | 0.0 | 486 | 23.5 |
| 3人 | 57.6 | 29.7 | 12.8 | 0.0 | 509 | 24.6 |
| 4人 | 40.8 | 39.1 | 15.8 | 4.3 | 348 | 16.8 |
| 5人 | 35.9 | 25.6 | 24.7 | 13.9 | 223 | 10.8 |
| 6人以上 | 30.9 | 22.8 | 21.6 | 24.7 | 162 | 7.8 |
| 合計 | 62.1 | 23.6 | 10.1 | 4.2 | 2072 | 100.0 |

表2 コーホート別兄弟数

| | -1895年生 | 1896-05年生 | 1906-15年生 | 1916-25年生 | 1926-35年生 | 1936-45年生 |
|------|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1人 | 1.1 | 14.1 | 16.0 | 15.3 | 16.0 | 27.7 |
| 2人 | 13.6 | 19.5 | 18.7 | 21.5 | 26.2 | 35.4 |
| 3人 | 22.7 | 27.7 | 26.0 | 21.7 | 24.8 | 24.8 |
| 4人 | 28.4 | 17.2 | 17.2 | 18.8 | 17.7 | 6.9 |
| 5人 | 14.8 | 10.9 | 12.4 | 12.5 | 10.6 | 4.4 |
| 6人以上 | 19.3 | 10.5 | 9.7 | 10.2 | 4.7 | 0.7 |

生コーホートであり、31.3%である。それに対して、兄弟データの出生年は、1880年から1958年である。兄弟の出生年は、対象者よりも幅広いコーホートを含んでいる。

次に、それぞれの対象者の兄弟数と、その兄弟

の中での死亡数の関連を見てみる。

まず、兄弟数の構成比率を見ると、最も多いのが3人(自分以外に2人の兄弟)、続いて2人、4人と続いている。兄弟数は、出生コーホートによって当然異なる。表2は、コーホート別の兄弟数

である。コーホートは、長男の生年によって分類されている。

表2からは、-1895年生コーホートの兄弟数が多く、逆に1936-45年コーホートの兄弟数は少ない。多重比較 (Sheffe) をおこなってみると、

-1895年生コーホート、1896-1935年生コーホート、1936-45年生コーホートの3つのコーホートの間で平均値に違いがみられる。

表1に戻ると、兄弟数が多くなるほど死亡者数も増加する。ということは、古いコーホートほ

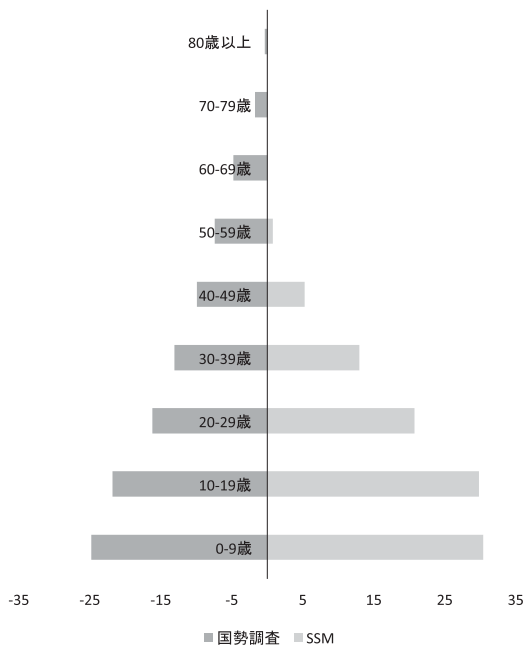


図2a 人口分布比較 (1940年)

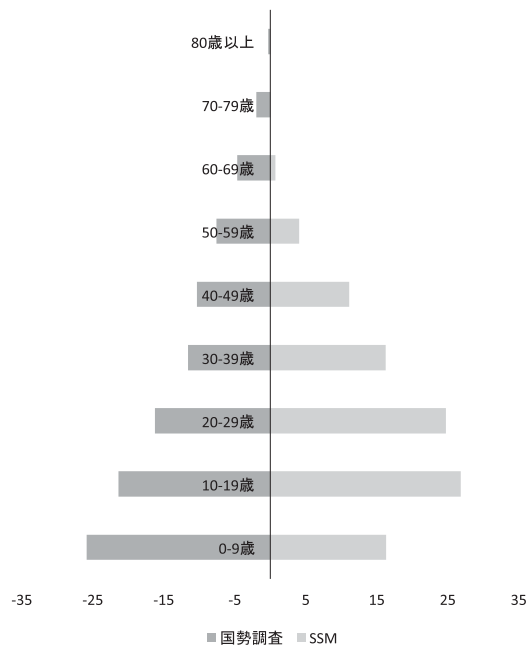


図2b 人口分布比較 (1950年)

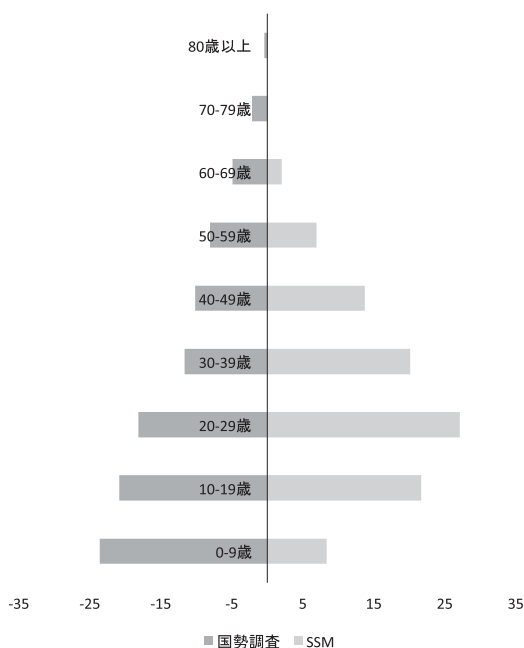


図2c 人口分布比較 (1955年)

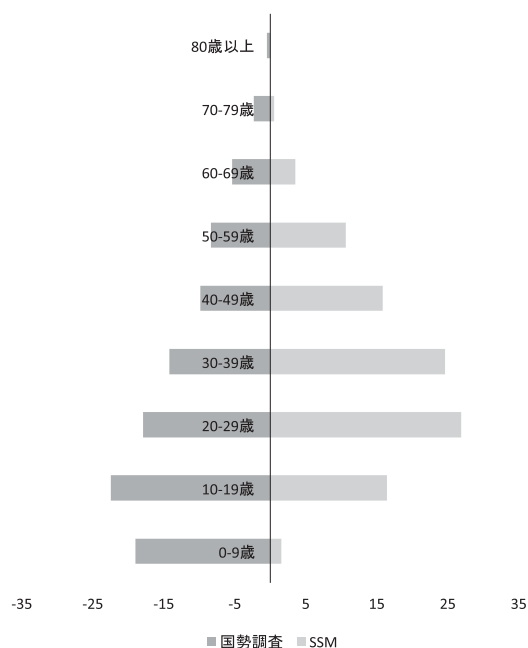


図2d 人口分布比較 (1960年)

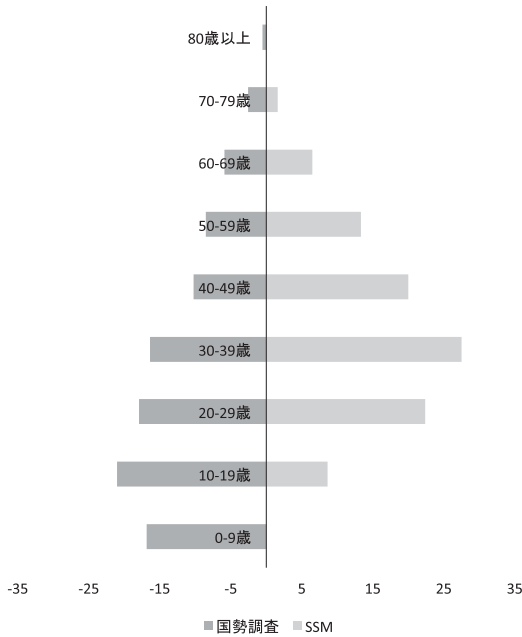


図 2e 人口分布比較 (1965年)

ど、兄弟内の死亡率が高くなる傾向がある。しかし、古いコーホートのほうが高齢でもあるので、死亡率が高いからといって、兄弟数の問題だとは断言できない。死亡率とコーホート、年齢の関係については後述する。

次に 1940 年以降の国勢調査による人口分布と本調査の兄弟データの人口分布とを比較したのが、図 2 (a~e) である。

図 2 から、過去の分布と年齢の構成はかなり大きく異なっていることがわかる。1940 年については、50 歳代以上が少なくなっているものの、40 歳代以下の分布は類似している。しかし 1950 年になると、0-9 歳の比率が国勢調査と比べると大きく減少しており、さらに 1955 年、1960 年、1965 年と進むにつれて若年層の比率が低くなっている。時代によって、年齢構成がずれていることが確認できる。それゆえ、年齢 (コーホート) をまとめて分析することは、時代の影響を見誤る可能性が高い。

3. 死亡率の分析

死亡率は時代によって変化している (小林・大淵 1994)。1900 年前後から 1965 年までの死亡率の変化を年齢別に概観しておきたい。

まず人口動態統計より、1920 年から 1965 年までの 0-5 歳、20-24 歳、40-44 歳の死亡率の変化を見てみた。1000 人あたりの死亡数 (%) をあらわしている⁶⁾。

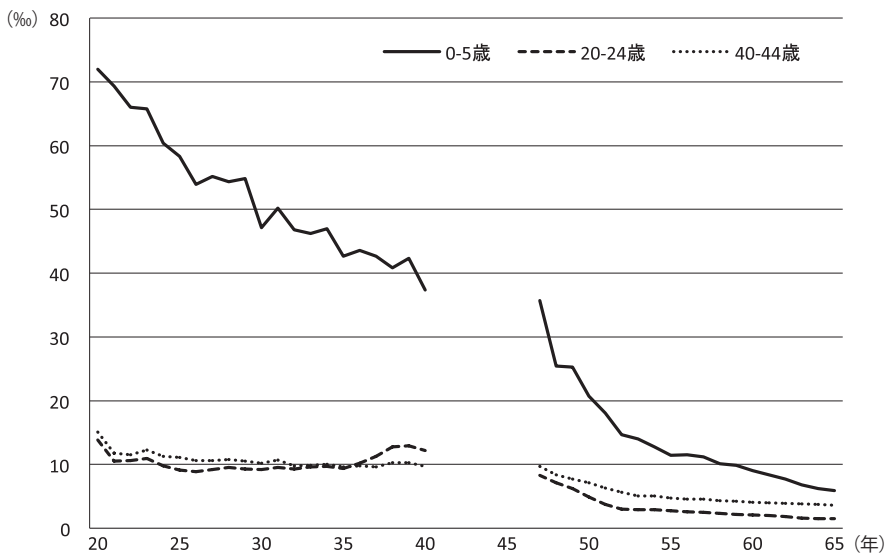


図 3 人口動態統計 (%)
総務省統計局監修『日本長期統計総覧』より

6) 人口動態統計は、1920 年以降のデータのみである。

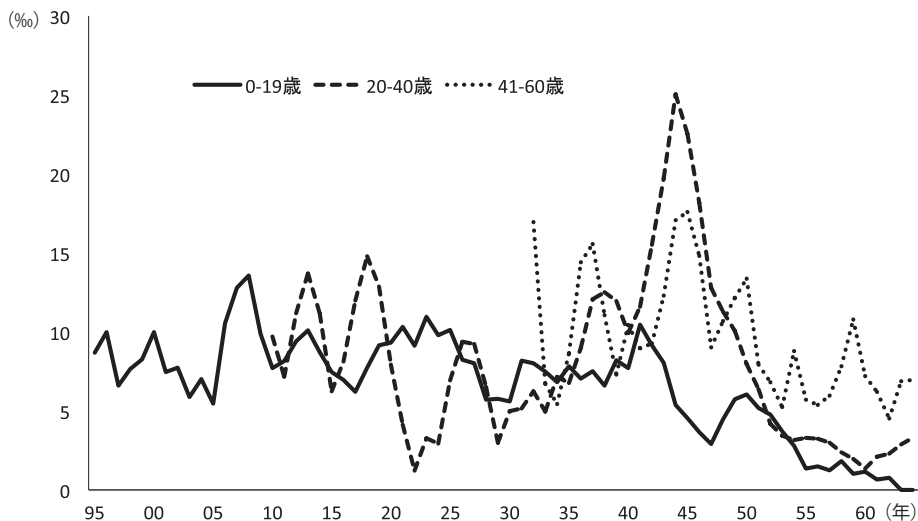


図4 死亡率の変化 (%)

人口動態統計では、1941年から47までのデータが存在しないため、戦時中の死亡率はわからない。

乳幼児である0-5歳の死亡率は、戦前70%からほぼ一貫して減少している。戦後になると1950年代前後に大きく減少する。20-24歳、40-44歳の死亡率は、戦前はあまり変化しておらず、日中戦争以降死亡率が若干上昇する。戦後は50年前後まで大きく減少し、その後微減となる。戦時を除けば、どの年齢層においても、程度の違いはあるものの、一貫して死亡率は減少している。

次に、65年SSM調査における死亡率の変化を見てみよう。死亡率の計算のために、原データからパーソンイヤーデータを作成している。

年齢層は、データ数の問題から0-19歳、20-40歳、41-60歳の3つの層に分けることにした。図4が、年別の死亡率をあらわしている。なおデータ数が少なく、年ごとの変動が大きいことから、3年移動平均の値となっている。

図4から読み取れる特徴は、大きく3つある。

第一の特徴として、死亡率は人口動態統計よりも全体的に低い値になっている点が挙げられる。理由としては、第一にデータの偏りである。前述したように、本データのサンプルには大きな偏りがある。その影響が考えられる。第二に、乳幼児については、過小報告されている可能性がある。新

生児が死亡する場合、兄弟として認識されていない可能性がある。対象者本人の申告によるので、兄弟として認知される前に死亡してしまった場合、カウントされないだろう。

第二の特徴として、アジア・太平洋戦争前と戦後の比率の違いが挙げられる。戦前は、死亡率が高く、戦後は低くなっている。この特徴はどの年齢層においても当てはまる。0-19歳の1940年以前の、年あたり死亡率は、平均8.2%であるのに対して、1947年以降は3.2%である。同様に、20-40歳では8.0%から4.3%、41-60歳では10.8%から7.3%へと減少している。さらに年齢層で比較してみると、特に未成年の死亡率が減少していることがわかる。図4では0-19歳の変化をあらわしているが、より詳細に分析してみると特に5歳以下の死亡率の減少が大きい。1940年以前では、15.3%の死亡率だったのが、1947年以降は、10.3%へと減少しており、乳幼児の死亡率の低下が見られる。ただ人口動態統計からは、必ずしも戦後すぐに乳幼児死亡率(0-5歳の死亡率)が下がっていったわけではないことは、図3で見たとおりであり、必ずしも同じような傾向ではない。

第三の特徴として、アジア・太平洋戦争期に、死亡率が大きく上昇している点が挙げられる。特に、20-40歳の死亡率が大きく上昇する。1940年以前では、8.0%であったものが、戦時中には19.2%まで上昇する。対照的に0-19歳は8.2%か

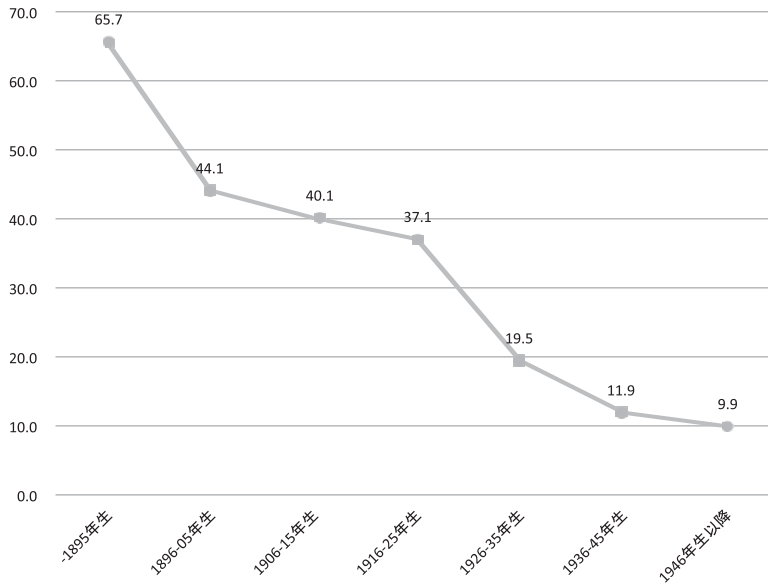


図5 コーホート別死亡率 (%)

表3 コーホート別、年齢別、死亡率

(‰)

| | 0-5 歳 | 6-10 歳 | 11-19 歳 | 20-25 歳 | 26-30 歳 | 31-39 歳 | 40-60 歳 | 61 歳- |
|------------|-------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|-------|
| -1895 年生 | 15.4 | 1.8 | 2.0 | 7.6 | 9.4 | 3.9 | 15.5 | 26.0 |
| 1896-05 年生 | 13.6 | 4.0 | 3.8 | 5.9 | 5.1 | 2.2 | 10.2 | 19.0 |
| 1906-15 年生 | 13.8 | 5.5 | 2.3 | 12.6 | 12.3 | 7.7 | 6.3 | |
| 1916-25 年生 | 16.3 | 2.6 | 4.2 | 23.7 | 11.7 | 4.4 | 5.0 | |
| 1926-35 年生 | 15.1 | 4.4 | 3.4 | 5.3 | 1.8 | 3.3 | | |
| 1936-45 年生 | 14.8 | 3.3 | 1.1 | 1.2 | 1.2 | | | |
| 1946 年生以降 | 12.1 | 2.9 | 0.5 | | | | | |

ら 6.9%とあまり変化していない。同様に 41 歳以上についても 10.8%から 14.1%と、上昇はしているものの、20-40 歳ほどの大きな上昇ではない。アジア・太平洋戦争において、特に 20-40 歳の年齢層の死亡リスクが大きく上昇していることがわかる。考えられる最も大きな原因は、徴集・招集による戦死だ。

各時代によって年齢による死亡リスクが異なるということは、出生コーホートによる死亡リスクが異なるということである。そこで、出生コーホートによって死亡リスクが異なっているのかどうかを確認しておきたい。

図5は、出生コーホート別の死亡率を示している。1925 年生以前と以後で、死亡率が大きく変化している。1916-25 年生コーホートは、アジア・太平洋戦争時に 16 歳から 29 歳であることから、徴兵の影響を最も受けている世代である。

より詳細に年齢別の死亡率を求めたのが、表3である。表内の網掛けの部分の死亡率が特に高い。網掛け部分は、1906-25 年生の 20 歳から 29 歳時での死亡率である。日中戦争からアジア・太平洋戦争期にかけて 20 歳代を迎えていた世代において、死亡率が特に高くなっており、徴兵の影響の可能性がここからも読み取れる。

さらに、カプラン・マイヤー法による生存関数の推定もおこなった。

図6は、死亡関数をあらわしている。ここからも、1916-25 年生コーホートが 20 歳代で死亡リスクが高くなっていくことがわかる。また 1906-15 年生コーホートも 1916-25 年生コーホートほどではないが、20 歳代での死亡リスクが高くなっている。表3の結果と整合的な結果である。

あわせてログランク検定もおこなった(表4)。

図6と表4から、1895 年以前生コーホートと

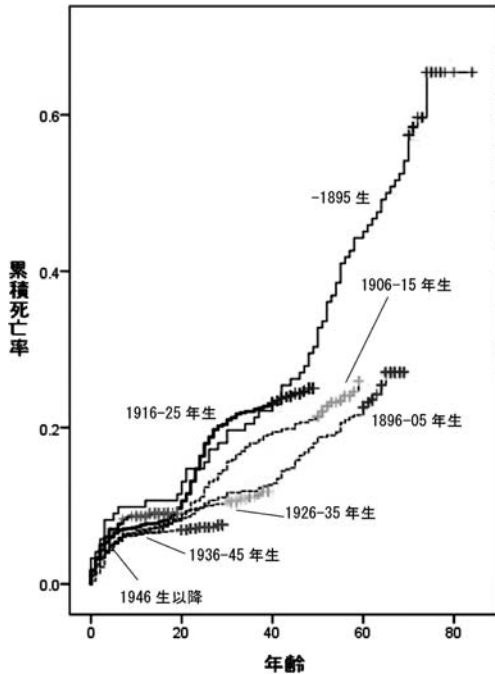


図6 死亡関数

1916-25 年生コーホートの死亡リスクが高いことがわかる。この2つのコーホートは、1946 年生以降コーホート以外のコーホートとの間に有意差が認められた。1946 年生以降コーホートとの間に有意差がないのは、このコーホートが最長で20歳までのデータしかないことによると考えられる。1916-25 年生については、アジア・太平洋戦争の影響が考えられる。1895 年以前生コーホートも表3からもわかるように、20歳代での死亡率が高く、40歳以降での死亡率も高い。戦争の影響も考えられるが、サンプル数が少ない(138 サンプル、ちなみに1916-25 年生コーホートは1431 サンプル) こともあり、確かなことは言えない。次に死亡リスクが高いのは、1906-15

年コーホートである。このコーホートも20歳代後半から40歳代がアジア・太平洋戦争期にあたる。あとの1896-1905 年生、1926-35 年生、1936-45 年生、1946 年生以降のそれぞれのコーホートは、死亡リスクが低い。

以上の分析からはっきりわかることは、1916-25 年コーホートが戦争の影響を最も受けた世代であるということだ。命という、人が持つ最も根本的な財産においても、世代間の不平等が存在していた。戦争は、国民全体に大きな影響をあたえる。しかし実際には、特定の世代の犠牲の上に成り立っているのだ。

4. 戦時中の死亡リスクの不平等

3節では、時代と世代の違いによる死亡リスクの違いを検討してきた。そこからわかるのは、時代によって死亡リスクが異なるということ、そしてそれは特定の世代(年齢層)に偏っているということであった。つまり世代によって生死の不平等があったということである。戦争の被害は、不平等に配分される。それは渡邊(2015 a) が明らかにしたように、世代による兵役の不平等の結果とも合致しており、戦争の負担という面でも、また被害という面でも、世代間の不平等は存在している。

このような不平等は、世代に限られるわけではない。職業や学歴といった社会階層といった観点からも不平等が存在したかもしれない。渡邊(2015 b) によって徴兵になることの不平等の存在がみられた以上、階層による死亡リスクの不平等があってもおかしくない。

ただその不平等のありかたは、年齢層によって異なるに違いない。それは年齢層によって戦争の

表4 ログランク検定結果

| | -1895 年生 | 1896-05 年生 | 1906-15 年生 | 1916-25 年生 | 1926-35 年生 | 1936-45 年生 | 1946 年生- |
|------------|----------|------------|------------|------------|------------|------------|----------|
| -1895 年生 | — | ** | ** | | ** | ** | |
| 1896-05 年生 | ** | — | | ** | | * | |
| 1906-15 年生 | ** | | — | * | ** | ** | |
| 1916-25 年生 | | ** | * | — | ** | ** | |
| 1926-35 年生 | ** | | ** | ** | — | * | |
| 1936-45 年生 | ** | * | ** | ** | * | — | |
| 1946 年生- | | | | | | | — |

**p<0.01, *p<0.05

表5 死亡リスクの時期による違い

| | 19歳まで | 20-40歳 | 41-60歳 |
|----------------|-----------|-----------|-----------|
| ref. 1931-36年 | | | |
| 1930年以前 | 0.070 | -0.035 | 0.450 |
| 1937-40年 | -0.091 | 0.605 ** | -0.174 |
| 1941-46年 | -0.131 | 1.091 ** | 0.213 |
| 1947年以降 | -0.915 ** | -0.399 * | -0.432 |
| 定数 | -4.832 ** | -5.025 ** | -4.457 ** |
| -2対数尤度 | 6176.628 | 4388.778 | 1484.385 |
| Cox-Snell R2乗 | 0.001 | 0.003 | 0.000 |
| Nagelkerke R2乗 | 0.009 | 0.035 | 0.005 |
| パーソンピリオド数 | 75642 | 51252 | 15332 |
| N | 1712 | 1572 | 804 |

影響が異なるからである。そこで第一の分析として、年齢層によって、時代による死亡リスクに違いがあるのかどうかを検討する。年齢層による分析は、コーホートと連動しているため、3節の分析とも重なる部分がある。ただ3節の分析では明示的に時代の影響をとらえていないため、戦争の影響を分析したわけではない。

分析では、年齢層を3つに分けて死亡リスクを、検討することにした。戦時中は、20歳を境にして、入営し戦場に行く可能性が高まり、そのために死のリスクが大幅に上昇すると考えられる⁷⁾。召集年齢は、1943年までは40歳であったことから、20歳から40歳までが、戦場で兵士として戦い、戦争による死のリスクの高い年齢層であると考えられる。そこで、0歳から19歳まで、20歳から40歳まで、41歳以上60歳までの3つの年齢層にわけて、分析する。

説明変数は、時代のみである。単純に時期による死亡リスクが異なるのか、そしてその死亡リスクの違いは年齢層によって異なるのかを検討するのが目的である。時期は5つに分けた。①1930年まで(満州事変以前期)、②1931-36年(満州事変から日中戦争直前期)、③1937-40年(日中戦争期)、④1941-46年(アジア・太平洋戦争期)、⑤1947-65年(戦後期)の5つの時期であ

る⁸⁾。

パーソンイヤーデータから離散時間ロジット分析をおこなった結果が、表5である。分析では、参照カテゴリーを1931-36年とした。1931年に満州事変が勃発し、いわゆる15年戦争に突入していくが、1936年までは日本国内は、戦時体制下の緊張感はまだまだなく、市民の生活も大きく変化していなかった。それゆえ、ほぼ平時ととらえることができるので、この時期を基準とした⁹⁾。

分析結果から、次の3点を指摘することができる。第一に、20歳から40歳までの死亡リスクは、1937-40年、1941-46年に高くなっている。19歳までと41歳以上においては、この時期の死亡リスクは高まっていない。明らかに、徴兵の影響によって、日中戦争、アジア・太平洋戦争時に若い男性の死亡リスクが高まったことがわかる。第二に、1947年以降については、40歳以下の年齢層において、死亡リスクが低下している。1947年から1965年までの長期間を含んでいるため、確定的なことは言えないが、戦後の医療、福祉制度の改善の影響も考えられる。特に19歳以下のリスクの低下は制度の影響があると考えられる。第三に、41歳以降の年齢層については、時代の影響がまったくみられないということである。戦争によって多くの日本人が死んでいったが、少な

7) 14、15歳からの志願兵や、1944年以降には19歳から45歳までの徴集。召集があり、必ずしも20歳から40歳の間には兵役の可能性が高くなるわけではないことは、念頭に置く必要がある。
 8) 1946年をアジア・太平洋戦争期に含めているのは、西暦の導出に際して、年齢を利用していることにより、1年のずれが生じる可能性が高いこと、1946年は、終戦しているとはいえ戦争の影響が強く残っていること、による。
 9) 1930年以前を参照カテゴリーにしなかったのは、本データでは1901年から1930年までを含んでおり、時代の変化(および死亡率の変化)が大きいため、基準とはしなかった。

くとも SSM 調査データからは、41 歳以上の男性の死亡リスクは、戦争とは無関係であった。

20-40 歳時の、戦争の影響を確認することができたが、次の疑問は、はたしてこの年齢層の中で死亡リスクの不平等が存在するのかどうかという点になる。はたして 20-40 歳の男性は、みな等しく死のリスクを負担していたのだろうか。そこで、この年齢層の死亡リスクが、社会階層によって異なるのか、つまり不平等が存在するのかどうかを確認する。

渡邊 (2015 b) でも検討してきたように、戦争の影響は、不平等に配分される。兵士になる確率は、職業階層によって異なっていた。ということは、死亡リスクも同様に社会階層によって異なっている可能性が考えられる。そこで 20-40 歳の死亡リスクが、さまざまな属性によって異なるのかどうかを、オッズによって確認しておこう。表 6 は、各属性における (死亡数) / (累積生存数) × 1000 をあらわしている。例えば 1937-40 年について考えてみると、20-40 歳の間に 1937 年から 40 年までに死亡した人数が死亡数にあたり、20-40 歳の各年の生存数が累積生存数となる。つまり、それぞれの時代における死亡リスクの指標となっている。

死亡リスクの違いに影響を与える要因として、職業、学歴、地域、出生順位を取り上げる。

職業は、仕事の内容、自営の有無、企業規模を検討する。仕事の内容については、戦時中に国内において必要とされる仕事であれば、兵士になる可能性が低くなり、死亡リスクも下がるだろう。また兵士にならなかったとしても、事故、怪我、病気などのリスクが仕事の内容によって異なる可能性もある。さらに、自営の有無、企業規模についても、死亡リスクと関連があるのかどうかを確認しておきたい。自営の有無や企業規模は、軍需産業との関係で関連がある可能性が考えられる。軍需産業に従事する者は、徴集・召集されにくくなるため、死亡リスクは低いかもしれない。逆に、軍需産業に携わることで、空襲の危険性が高くなり、死亡リスクが高くなるかもしれない。

しかし、ここで気をつけておかなければならないことがある。兄弟の職業について、調査では「主な仕事」を尋ねている。それゆえ、戦死者については死亡前の仕事になる (ただそれが死亡前のいつの時点かはわからない)。一方で生存者は、1965 年の仕事である可能性が高い。つまり戦時中の仕事ではない可能性が高い。それゆえ、職業についてはかなり強い仮定をおかないと分析ができない。つまり、「職業移動がない」という仮定である。1940 年時点で専門職だった者は 1965 年も専門職である可能性が高く、1940 年時点で農業だった者は 1965 年時点も農業である可能性が高いということを仮定している。この強い仮定については今後詳細に検討する必要があるが、ひとまずこの仮定を受け入れた上で結果を検討していきたい¹⁰⁾。

次に学歴については、学歴が高い方が死亡リスクが低い可能性がある。高い学歴を得ることで、威信の高い仕事、収入、人間関係等が得られるとしたら、それが死亡リスクの低減に影響する可能性も考えられる。なお、表 6 の高小新中以下とは、高等小学校 (旧制) および中学校 (新制) 以下、新高旧中は中学校 (旧制) および高校 (新制)、高専大学は高等専門学校、大学を指す。

地域については、兄弟自身ではなく、対象者の出生地とした。調査では兄弟自身の居住地も尋ねているが、生存者は 1965 年時点、死亡者は死亡時点の居住地であるため、比較することが難しい。出生地はもちろん居住地とは異なるが、本籍がある可能性が高い。兵役については、本籍地での徴集・召集である。どの地域で徴集・召集されるかは死亡リスクに大きな影響をおよぼす。地域によって配属される部隊が異なる。部隊によって、任地が異なる。南方になるのか、北支になるのか。当然どの戦線に配属されるかで死亡リスクは大きく異なる。例えば作家の大岡昇平は、1944 年に東部第二部隊に入営し、フィリピン戦線に送られた。それに対して松本清張は、1944 年に教育召集ののち、久留米第 86 師団歩兵第 187 連隊補充隊への転属を命じられ、朝鮮に向かい、そこ

10) 仮に、職業移動がランダムであるとする、戦時中の職業と死亡リスクに関連があったとしても、本データの分析では関連は見られないに違いない。逆に本データで関連が見られるとしたら、それは、戦時中の職業と死亡リスクの間に関連があることを示していると考えられる (もちろん別の可能性もありうる)。

で終戦を迎えている。南方戦線や沖縄では死亡リスクは高いだろうし、また満州も戦後の抑留があり、死亡リスクは低くない。一方で朝鮮や本土であれば、戦闘はほとんどなかったため、死亡リスクは低い。ただ現時点の65年SSM調査データでは、残念ながらそこまで細かい分析は難しい¹¹⁾。

地域の影響にはもう一つある。それは空襲の影響である。都市部ほど空襲の可能性は高く、死亡リスクは高い。原爆が投下された広島、長崎はもちろんのこと、東京、大阪、神戸、名古屋などは空襲により多くの死者を出している。本籍地が必ずしも戦時中の居住地ではないかもしれないので、明確な判断はできないが、居住地の影響をはかる一つの指標になると考えられる。

出生順位に関しては、兵役法により長男は徴兵を免除されていた時期があった。しかし日中戦争の頃には、長男の優遇措置はなくなっており、制度的には長男の徴集・召集もあった。現実にもそうだったのかについて、本データで確認しておきたい。

表6がオッズ×1000の値である。まず職業で

比較してみると、1936年までは、上層ホワイトと農業のオッズが低く、下層ホワイトと下層ブルーのオッズが高い。日中戦争が始まると、全体的にオッズが高くなっていくと同時に、差が小さくなっていく。しかしアジア・太平洋戦争時には、上層ホワイトのみのオッズが低く、他の職業はオッズがさらに大きくなっていく。そして戦後になると、値は小さくなり、差が小さくなる。

自営の有無では、戦前は自営以外のリスクが高く、日中戦争に入り、違いが小さくなるが、アジア・太平洋戦争期には再び自営と非自営の差が大きくなる。そして戦後違いがなくなる。

従業先の規模では、戦前は、従業先の規模が大きいほうが、死亡リスクが高かった。特に官公庁の死亡リスクが高かった。日中戦争期には300人未満の従業先規模のリスクが300人以上を上回り、それはアジア・太平洋戦争期も続く。また官公庁の死亡リスクの高さはアジア・太平洋戦争期まで変わらず続く。戦争が終わるとその違いはなくなる。

次に、学歴をみると、戦前は、1930年以前だと旧制中学の値が高いが、その後は、高専大学の

表6 死亡リスク(オッズ×1000)

| | 1930年以前 | 1931-36年 | 1937-40年 | 1941-46年 | 1947年以降 |
|--------|---------|----------|----------|----------|---------|
| 上層ホワイト | 2.99 | 0.00 | 8.88 | 1.51 | 3.01 |
| 下層ホワイト | 9.10 | 7.24 | 8.47 | 16.75 | 2.33 |
| 上層ブルー | 6.13 | 3.46 | 9.73 | 14.51 | 2.78 |
| 下層ブルー | 7.48 | 7.71 | 5.05 | 13.53 | 2.63 |
| 農業 | 3.42 | 2.41 | 7.50 | 15.97 | 4.09 |
| 自営 | 4.37 | 1.78 | 7.69 | 12.43 | 3.50 |
| 自営以外 | 7.02 | 7.78 | 8.49 | 16.11 | 2.47 |
| 300人未満 | 3.68 | 3.00 | 7.26 | 13.90 | 2.37 |
| 300人以上 | 9.13 | 12.79 | 4.67 | 11.83 | 2.48 |
| 官公庁 | 21.20 | 9.26 | 21.90 | 21.38 | 4.04 |
| 高小新中以下 | 5.73 | 5.38 | 9.15 | 18.91 | 4.85 |
| 新高旧中 | 8.74 | 4.92 | 10.62 | 20.57 | 3.11 |
| 高専大学 | 3.52 | 12.86 | 14.49 | 5.11 | 2.90 |
| 6大都市 | 6.91 | 7.02 | 12.14 | 17.71 | 4.54 |
| 市部 | 5.36 | 4.62 | 15.83 | 25.94 | 4.81 |
| 郡部 | 0.00 | 6.45 | 6.45 | 33.56 | 2.01 |
| 長男 | 5.45 | 3.70 | 9.54 | 18.81 | 5.21 |
| 長男以外 | 7.43 | 8.61 | 13.48 | 19.94 | 4.12 |

11) 出身地のデータは、現時点では6大都市、市部、郡部という分類と、人口規模による分類しかない。調査では、具体的な市町村まで尋ねているので、コード化すればより詳細な分析が可能であり、任地の分析も可能となるかもしれない。

値が高くなる。確かに高専大学の値は高いが、この時代は高専大学の構成比率が低く本データにおいてもデータ数が少ないことから、あまり信頼できる値ではない。1937-40年になると、どの学歴においても値が高くなっていく。そしてアジア・太平洋戦争に入ると、さらに大きな値となる。ただし高専大学のオッズだけは逆に小さくなる。そして戦後は全体的に値が小さくなるとともに、差が小さくなっている。

地域では、1936年までは6大都市での死亡リスクが高いが、日中戦争に入ると、市部のリスクが高まり、アジア・太平洋戦争期には郡部の値が非常に高くなる。

さらに出生順位では、日中戦争期までは、長男の死亡リスクが低かった。しかしアジア・太平洋戦争に入ると違いがほとんどなくなってしまふ。

単純な死亡リスクの比較ではあるが、以上から注目できる知見が得られる。まず戦時期における学歴と職業によるリスクの違いである。所謂階層的地位は、死亡リスクに影響している可能性がある。次に、地域の影響である。地域の違いが、徴兵された部隊の任地の影響なのか、空襲の影響なのか、別の影響なのかについてはわからないが、少なくとも地域差はあった。さらに戦前は長男の死亡リスクが低い。長男が優遇されていたのかもしれない。

ただオッズによる分析では、他の変数をコントロールしていないので、厳密な考察は難しい。例えば長男の死亡リスクが低いのは、長男が高い学歴を得る傾向があり、さらに高階層の職業に就く可能性が高いことによるのかもしれないとか、都市部の死亡リスクが高いのは、都市部の学歴や職業の分布によるのかもしれないからだ。こうした影響を除去するために、次に離散時間ロジット分析をおこなう¹²⁾。

分析は、5つの時期についてそれぞれ別個に分析をおこなう。それによって、時期による死亡リスクの影響要因の違いを明らかにする。独立変数は、以下の通りである。

- (1) 職業
 - (a) 仕事の内容…上層ホワイト、下層ホワイト(基準)、上層ブルー、下層ブルー、農業
 - (b) 自営…自営業、自営業以外(基準)
 - (c) 製造業…製造業、製造業以外(基準)
 - (d) 企業規模…300人未満、300人以上+官公庁(基準)
- (2) 学歴…高小新中以下(基準)、新高旧中、高専大学
- (3) 地域…6大都市(基準)、市部、郡部
- (4) 出生順位…長男、長男以外(基準)
- (5) 年齢…20-25歳、26-40歳(基準)

表7が分析結果である。表7から、まず全体として、説明力が高くないことを指摘しておかなければならない。疑似決定係数の値も大きくない¹³⁾。その上で、変数の効果を見ていくことにしたい。

1930年以前では、職業の影響が見られる。農業の死亡リスクが低い。上層ホワイトはサンプル数が少ないために、有意とならない。また300人未満の従業先の者は、死亡リスクが低かった。次に1931-36年では、自営だと死亡リスクが低く、20-25歳は死亡リスクが高い。日中戦争に入った1937-40年では、職業の影響はなくなり、階層変数の影響はなくなる。しかしアジア・太平洋戦争期の1941-46年では、職業の影響が再び見られる。下層ホワイトを基準とすると、上層ホワイトの死亡リスクが低い。徴集・召集されやすさについて、上層ホワイトのみが低く、あとの職業間では違いがなかった(渡邊2014b)。死亡リスクに関しても、上層ホワイトだけ死亡リスクが低いという結果となっている。逆に農業の死亡リスクは高い。さらに自営と高専大学もリスクが低く、20-25歳は徴集・召集の影響から高くなっている。最後に1947年以降については、どの変数も影響していない。

この結果から、大きく3つの知見を主張できるだろう。

第一に、戦前1936年以前について、職業が死

12) 本分析において、職業が兵士、学生、無職の者は除いている。

13) その理由は、第一に先に述べた「主な職業」に就いている時点の問題である。戦時中の職業ではない可能性の問題である。第二に戦死の場合、陸軍か海軍かという違いや任地の影響が大きいが、その情報がない。第三に健康や体格といった情報がない。説明力のある分析モデルをつくるためには、より詳細なデータが必要であろう。

表7 20-40歳の死亡リスクの分析

| | -30年以前 | 31-36年 | 37-40年 | 41-46年 | 47年以降 |
|---------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 職業 (ref. 農業) | | | | | |
| 上層ホワイト | -16.620 | -16.730 | 0.513 | -2.200 * | 0.595 |
| 上層ブルー | 0.331 | -0.207 | 0.872 | -0.079 | 0.415 |
| 下層ブルー | -0.253 | -0.089 | 0.053 | -0.285 | 0.487 |
| 農業 | -1.976 * | -0.096 | -0.575 | 0.928 * | 0.306 |
| | | | | | |
| 自営 | 0.478 | -2.169 * | 0.628 | -0.830 * | 0.317 |
| | | | | | |
| 製造業 | -0.124 | -0.670 | -1.121 | 0.184 | -0.167 |
| | | | | | |
| 300人未満 | -1.760 * | -0.540 | 0.099 | 0.401 | -0.108 |
| | | | | | |
| 学歴 (ref. 高小新中以下) | | | | | |
| 新高旧中 | 0.228 | -0.108 | 0.423 | 0.365 | 0.060 |
| 高専大学 | -0.148 | -0.274 | -0.349 | -0.583 * | -0.230 |
| | | | | | |
| 地域 (ref. 6大都市) | | | | | |
| 市部 | -0.186 | -0.301 | 0.620 | 0.544 | 0.014 |
| 郡部 | -15.969 | -0.078 | -0.032 | 0.102 | -1.289 |
| | | | | | |
| 長男 | 0.193 | 0.132 | -0.033 | 0.083 | 0.458 |
| | | | | | |
| 20-25歳 | -0.287 | 1.380 * | 0.750 | 0.574 * | -0.042 |
| | | | | | |
| 定数 | -4.040 ** | -4.841 ** | -5.412 ** | -4.626 ** | -6.341 ** |
| | | | | | |
| -2対数尤度 | 256.703 | 156.013 | 270.086 | 733.327 | 884.423 |
| Cox-Snell R ² | 0.004 | 0.008 | 0.003 | 0.006 | 0.001 |
| Nagelkerke R ² | 0.062 | 0.145 | 0.036 | 0.048 | 0.017 |
| パーソンピリオド数 | 4020 | 3407 | 3015 | 5530 | 24166 |
| N | 355 | 508 | 614 | 845 | 1294 |

**p<0.01, *p<0.05

亡リスクに影響を与えていたということである。1936年以前は、徴集される者はいたが、まだ多くはなく、また徴兵されても死亡リスクはアジア・太平洋戦争時よりは低かったはずである。それゆえ、1936年以前の死亡リスクへの職業の影響は、兵役によるものではない可能性が高い。職業による不平等の程度が大きかったことによるのかもしれない。職業（自営、企業規模）の違いが、職場環境、収入、生活環境の違いにつながり、死亡リスクにつながっているのかもしれない。

第二に、1941-46年の戦時中については、職業と学歴による不平等が存在していた。渡邊（2015 b）で明らかにしたように、職業によって兵役への徴集・召集の可能性は異なっていた。そうした兵役の不平等が結局、死亡リスクの不平等にもつながっており、一環した結果となっている。ただ渡邊（2015 b）とは異なり農業の死亡リスクが高かった点は新たな発見である。

第三に、戦後は、死亡リスクの階層差は、見られないということである。少なくとも20-40歳に関しては階層差がなくなる。戦後社会における、農地改革や財閥解体を含むGHQによる5大改革の実施は、平等化をもたらしたといえるだろう。職業や学歴による不平等が存在していたとしても、生死につながるほど大きな不平等ではないということだろう。

5. 結論

アジア・太平洋戦争の被害は、日本人に対して等しく与えられたのか。本稿では、この問いに対して、死亡リスクという観点から接近してきた。結論は、戦争による生死には、不平等が存在したということである。これまでもそうした不平等が指摘されてこなかったわけではない¹⁴⁾。徴集・召集では、軍隊で必要とされる技能を持つ者が召集

14) 学歴による不平等については、例えば高田（2008）が詳しい。

されやすいとか、軍隊内でどこに配属され、前線に送られるのはだれであるのかとか、空襲の被害は比較的貧しい地域であったとか、そういった話は少なくない。本稿では、さまざまな形で語られる不平等の存在を、実際の調査データから、明らかにしてきた。その点では、戦争被害に関する新たな研究の可能性を示すことができたのではないかと思う。

ただし、最初に述べたように、本稿のデータは選択バイアスがあり、必ずしも現実を反映していないかもしれない。その点において、結論については一定の留保が必要だということを確認しておいた方がいい。しかし仮にそうだとすると、本稿の結果は、十分に意義のある知見であろう。それは次のような理由による。

死者が多い階層は、今回のデータサンプルから欠落する可能性が高い。それゆえ、仮に低階層の者の死亡リスクが高いとしたならば、本データでは、低階層の死亡リスクの高さを検出することができないかもしれない。しかし、本分析からは、アジア・太平洋戦争時における上層ホワイト死亡リスクの低さと農業の死亡リスクの高さが確認できた。偏りがあるデータであったとしても、職業階層による死亡リスクの違いが見られた。また学歴についても影響が確認できた。この事実は大きいはずだ。

さらに分析上の課題について述べておきたい。第一に、欠損値の処理について再分析の余地がある。多重代入法などを利用することで欠損値の推定を、より多くの情報からおこなうことができる。第二に、兄弟データの扱いについて、本稿では独立なものとして扱っている。しかし当然のことながら、兄弟データは相関している。それゆえ、データ間の相関を考慮した分析をおこなう必要がある。第三に、1965年データから1940年代を推定している。それゆえ、過去の分布を推定するためには、新たな方法が必要となるだろう。

もちろんこうした精緻化は必要だろう。しかし、あまりそこにこだわるつもりはない。データにはそもそも限界があるからである。いくら精緻

に分析しても、やはりあくまでも1965年の男性データなのである。このデータの限界はどうにもならない。

最後に一言述べておきたい。本稿が明らかにしたのは、正確に言えば、戦時中の死亡リスクであり、「なぜ」、「どのように」死んだのかについては、何もわからない。兵士として死んだのか、民間人として死んだのか、すらわからない¹⁵⁾。それゆえ、死亡リスクの高さは、さまざまな解釈が可能である。おそらく、徴集・召集の影響であるだろうという推測はできるが、本当かどうかはわからない。1965年SSM調査データの分析でできるのは、ここまでである。戦争が何をもたらしたのか、より詳細な影響を明らかにするためには、別のデータや研究の知見を参照していくことで、疑録を積み重ねていく必要があるだろう。

参考文献

- 藤原彰. 2001. 『餓死した英霊たち』青木書店.
- 橋本健二. 2008. 「1965年SSM調査 家族・兄弟データについて」(mimeo).
- . 2013. 『「格差」の戦後史—階級社会 日本の履歴書—』河出書房新社.
- 編著. 2010. 『家族と格差の戦後史—1960年代日本のリアリティー—』青弓社.
- 編著. 2014. 『戦後日本社会の形成過程に関する計量歴史社会学的研究』(科学研究費補助金 基盤研究(B) 研究成果報告書).
- 編著. 2015. 『戦後日本社会の誕生』弘文堂.
- 広田純. 1992. 「太平洋戦争におけるわが国の戦争被害」『立教経済学研究』45(4): 1-20.
- 小林和正・大淵寛編. 1994. 『生存と死亡の人口学』大明堂.
- 厚生省社会・援護局援護50年史編集委員会. 1997. 『援護50年』ぎょうせい.
- 小山仁示. 1989. 『改訂 大阪大空襲 大阪が壊滅した日』東方出版.
- 熊谷光久. 1994. 『日本軍の自適制度と問題点の研究』国書刊行会.
- 森岡清美. 1991. 『決死の世代と遺書』新地書房.
- 高田里恵子. 2008. 『学歴・階級・軍隊』中公新書.
- 渡邊勉. 2014 a. 「誰が兵士になったのか (1) —兵役に

15) 兄弟の主な職業を「兵士」と回答しているサンプルもある。これらは兵役中に死亡したことがわかるが、兵役前の職業がわからない。

おけるコーホート間の不平等—」『関西学院大学社会学部紀要』119：1-18.

———. 2014 b. 「誰が兵士になったのか (2) - 学歴

・職業による兵役の不平等—」『関西学院大学社会学部紀要』119：19-36.

吉田裕. 2002. 『日本の軍隊』岩波新書.

Inequality in Mortality Risk during the Asia-Pacific War

ABSTRACT

This paper examines inequality in mortality risk during the Asia-Pacific War in Japan. We elucidate the changes in mortality since 1900 and the mortality in Asia-Pacific War by analyzing the Social Stratification and Mobility Survey (SSM Survey) conducted in 1965. The results of the analysis are as follows. First, there are differences in pre- and post-war mortality. Second, during the war, the mortality in 20-40 year age range is very high. Third, occupational and educational background affects mortality risk during the war. Mortality risk of those who are upper-class, engaged in agriculture, and highly educated is low. During the war, the inequality of mortality was between social classes.

Key Words: Asia-Pacific War, mortality risk, discrete-time logit model, inequality