

## 新型コロナウイルス感染症が市区町村別死亡に及ぼす影響を踏まえた 2020-2025 年の男女・年齢別生残率の設定方法

菅 桂太

### 1. 課題

日本版死亡データベース（2022年版、以降 JMD と称す）<sup>1)</sup>によれば、新型コロナウイルスの感染が始まった2020年の平均寿命（日本全国）は、他の多くの国と異なり2019年と比べて男性で0.21年、女性で0.29年伸長した。新型コロナウイルス感染症が蔓延する前の30年間（1990-1991年から2018-2019年）に全国の平均寿命は1年あたり男女とも0.19年伸長しているため、女性では過去の趨勢をやや上回る平均寿命の改善（死亡率の低下）があったことになる。しかし、新型コロナウイルス感染症の蔓延が進んだ2020-2021年と2021-2022年の平均寿命は、男性で-0.09年と-0.42年、女性で-0.13年と-0.49年、それぞれ低下した。とくに男女とも2021年から2022年の低下が顕著であった。

表1. 全国の男女別平均寿命の推移

	男	女
2019	81.37	87.43
2020	81.58	87.72
2021	81.48	87.59
2022	81.06	87.10

出典：日本版死亡データベース（2022年版）。

「地域別将来人口推計」の実施にあたっては、男女・年齢5歳階級別生残率の仮定値を市区町村別に設定する必要がある。2022年の死亡には従来からの趨勢と比べて大きな変化がみられたため、2020-2025年生残率に適切に反映させる必要があるだろう。新型コロナウイルス感染症拡大以後の死亡状況の地域差の変化を適切に把握し、地域人口推計を実施するための2020-2025年生残率に適切に反映させるためには、従来が生残率仮定値設定においては大きな問題にならなかった課題が少なくとも3つある。

課題1. 新型コロナウイルス感染症はクラスターの発生によって感染が拡大したとされる。人と人の往来を媒介に感染が拡大するため、死亡への影響には大きな地域差がある（人の往来の範囲に感染拡大は限定される）ことが想定される。少なくとも新型コロナウイルス感染症の死亡への影響が、従来死亡率に比例して生じる（死亡率の高い地域において新型コロナウイルス感染症の影響も大きい）必然性はないため、全国や都道府県を単位として新型コロナウイルス感染症が蔓延した時期の死亡率の変化を一律にすべての市区町村に適用するのは適切ではない。推計対象自治体である約1,884市区町村・地域への個別の影響を測定することが望まし

い。その場合、総人口規模が 500 人を下回るような小人口の離島や山村についても男女・年齢別に生残率を設定する必要があるということになる。これらの小人口の地域では死亡数が整数でしか観測できないことによる観測誤差の影響を受けざるを得ないし、死亡の攪乱的な変動も増幅されて観測されることになる。

課題 2. 従来から「地域別将来推計人口」では、将来の生残率の設定にあたり都道府県については「都道府県別生命表」（厚生労働省）を、また市区町村については市区町村単位の死亡の地域差を測る唯一の資料である「市区町村別生命表」（厚生労働省）を用いてきた。通常、「市区町村別生命表」は国勢調査が実施される年次に、前後 3 年間の死亡状況を測定するものとして作成されている。そのため、2022 年について市区町村単位の死亡状況を測る公表資料は管見の限り存在しない。とくに死亡状況の顕著な変化があった 2022 年の死亡の地域差については、人口動態統計（死亡票）個票データを二次利用し統計表を得る必要がある。

課題 3. 国勢調査年次を中心とする前後 3 年の死亡についての資料のみを利用可能な状態において  $t-5 \sim t$  年の国勢調査間の期間の死亡状況を推定するには、男女・年齢別に算出した  $t-5$  年と  $t$  年の（ピリオドの）生命表生残率の平均値を用いることは効率的であった。しかし、2021 年や 2022 年についての市区町村別男女・年齢別人口を得ることができないことから 2022 年の死亡のリスク人口は現時点では利用不能であり、そもそも 2022 年の死亡状況を含む市区町村別のピリオドの生命表を利用（作成）することは困難である。2022 年 1～12 月の死亡状況を反映した市区町村単位の男女・年齢別生残率が得られたとして、2020-2025 年の期間にどのように反映するのかについても管見の限り先行研究は見当たらない。

本稿はこれらの課題に対応する手法を考案し、「地域別将来推計人口」の実施に必要な 2020-2025 年男女・年齢別生残率に、新型コロナウイルス感染症の拡大があった時期に対応する 2020 年国勢調査実施後から最新の人口動態統計データを利用可能な 2020 年 10 月から 2022 年 12 月について、死亡の地域差を市区町村単位に適切に反映させるための手法を考案し、提示することを目的とする。

## 2. 将来の生残率設定の基本的な考え方

生残率の仮定値設定では「全国推計」から得られる全国の男女・年齢別生残率を利用する。ただし、生残率には明らかな地域差が存在するため、次のように仮定値を設定する。

55-59 歳→60-64 歳以下の年齢については、市区町村間の生残率の差は極めて小さいため、都道府県別に将来の生残率を仮定し、それを各都道府県に含まれる市区町村の仮定値とする。具体的には、まず、「日本版死亡データベース」（JMD）の全国及び都道府県別生命表を用いて、平成 27（2015）～令和 2（2020）年の都道府県別、男女・年齢別生残率を計算した。次に、この都道府県別、男女・年齢別生残率の全国値に対する相対的較差を計算し、令和 27（2045）～令和 32（2050）年の全国値との相対的較差が、平成 27（2015）～令和 2

(2020) 年における相対的較差の 2 分の 1 となるよう直線的に減少させた。その上で、この相対的較差と「全国推計」から得られる全国の男女・年齢別生残率を利用して、将来の生残率を設定した。

60-64 歳→65-69 歳以上については、同じ都道府県に属する市区町村間においても生残率の差が大きく、将来人口推計に対して生残率がおよぼす影響も大きくなるため、都道府県とそれに含まれる市区町村の較差を利用して生残率の仮定値を設定する。具体的には、まず、平成 12 (2000) 年から令和 2 (2020) 年の「市区町村別生命表」(厚生労働省) から平成 12 (2000) ~令和 2 (2020) 年の 5 年毎に 4 期間の市区町村別、男女・年齢別生残率を計算した。次に、平成 12 (2000) ~令和 2 (2020) 年の JMD を用いて当該市区町村が所属する都道府県の男女・年齢別生残率を計算した。これら生残率の相対的較差を令和 27 (2045) ~32 (2050) 年まで一定と仮定し、55-59 歳→60-64 歳以下と同じ方法で設定した都道府県別の将来の生残率を用いて、市区町村別の将来の生残率を設定する。

ただし、将来の生残率のうち令和 2 (2020) ~7 (2025) 年については、JMD による都道府県別生命表を用いて得た生残率、基準人口 (2020 年国勢調査における不詳補完結果 (参考表) の人口) と「人口動態統計」個票データを二次利用して得た死亡数による市区町村別、男女別、令和 2 (2020) 年国勢調査時年齢コーホート別の死亡率を用いて、令和 2 (2020) ~4 (2022) 年の死亡の地域差を以下のように反映させる。

まず、都道府県別生残率の設定にあたり、全国推計による将来の生命表 (死亡中位仮定) を用いて、男女・コーホート別に、2020.10~2022.12 と 2023.1~2025.9 の期間別に全国の将来の生残率を設定した。2020.10~2022.12 の期間については、2022 年版 JMD による 2020 ~2022 年都道府県別生命表を用いて、全国の将来生命表を用いた生残率と同じ方法で全国及び都道府県別、男女・年齢別生残率の実績を算出した。2023.1~2025.9 の期間については、将来の都道府県別生残率のために設定した都道府県別生残率の全国に対する相対的較差と 2023.1~2025.9 の全国の将来の生残率を用いた。最終的に、地域別人口の将来推計では全国推計結果と整合的な結果を得ること、地域別に設定された生残率と全国推計結果を用いて国際人口移動の推計を行うことを鑑み、このように設定した 2020.10~2022.12 と 2023.1~2025.9 の都道府県別、男女・コーホート別生残率を用いて 2025 年の封鎖人口を推計し、全国推計 (封鎖人口) 結果に合致するよう男女・年齢別に生残率を一律補正したものを 2020.10~2025.9 の都道府県別生残率とした。

その上で、市区町村別、男女・コーホート別に 2020.10~2022.12 と 2023.1~2025.9 の期間別に生残率を設定した。2020.10~2022.12 については、まず市区町村別、男女・コーホート別の 2020.10~2022.12 の死亡数を「人口動態統計」個票データの二次利用により得た。コーホート死亡数の 2020 年国勢調査不詳補完結果 (参考表) の人口に対する比を 1 から差し引いたものを生残率とすることを基本として市区町村別コーホート生残率を推定した (詳細は後述)。この市区町村別コーホート生残率の所属都道府県に対する比を、先に設定された都道府県別 2020.10~2022.12 生残率に男女年齢別に適用した。2023.1~2025.9 の

期間については、将来の市区町村別生残率のために設定した市区町村別生残率の所属都道府県に対する相対的較差と 2023.1~2025.9 の都道府県別生残率を用いた。

冒頭で指摘した3つの課題に対応させると、課題1については2020.10~2022.12の市区町村別コーホート生残率の所属都道府県に対する比を適切に推定することができるか、すなわち所属都道府県の水準から統計的に有意な差をすべての（とくに小人口の）市区町村について検出することができるかが鍵となる。ここでは菅（2018）を参考に、総人口規模が8万人未満の市区町村については男女・コーホート別、市区町村別にベイズ推定を行う。さらに、事前分布を設定する「地域」については、ポワソン回帰モデルを援用して男女・年齢構造を統御したうえで市区町村の全般的な死亡水準を識別し、(A) 2000~2022年の死亡確率の水準が似通った市区町村同士を組み合わせた総人口規模8万人以上のグループの死亡水準、(B) 当該市区町村と地理的に近接する市区町村を合算した総人口規模8万人以上のグループの死亡水準を比較し、グループB（当該市区町村周辺に2020.10~2022.12死亡率の地理的なホットスポット・クールスポットが生じている）を用いることが適切か検証して事前分布を設定する「地域」に用いた。詳細は4節で述べる。

課題2については都道府県別には2022年版JMDを用い、国勢調査年次（を中心とした前後3年）の死亡状況だけでなく国勢調査間の毎暦年の死亡状況を考慮する。国勢調査間の毎暦年の生命表生残率を積み上げることで課題3にも対応可能となる。市区町村別の生残率についても2020.10~2022.12（実績コーホート死亡率を援用）と2023.1~2025.9（平成12（2000）~令和2（2020）年の5年毎に4期間について得られる市区町村別、男女・年齢別生残率のJMDによる所属都道府県の値に対する相対的な較差を援用）の期間別に設定する必要があるが、具体的な算出方法（算出式）は、次に節を改めて述べる。

### 3. 2020.10~2022.12の都道府県別・市区町村別 死亡実績を反映させる方法

以下の記号を用いる。

$S_x^{p(i)}[t-5.10, t.9]$  : 市区町村*i*が所属する都道府県*p*の *t*-5年10月→*t*年9月における  $x-5 \sim x-1 \rightarrow x \sim x+4$  歳（ $x=0$ は出生→0~4歳、 $x=95$ は90歳以上→95歳以上）の生残率とする。便宜上、右肩の添え字は地域（と生残率の種類）を示し、 $p(i)=a$ は全国（JMD 実績）、 $p(i)=b$ は「全国推計」の将来生命表による生残率、 $p(i)=i$ は市区町村*i*を表記する。男女の別は省略する。

$P_{x,t}^{p(i)}$  : 市区町村*i*が所属する都道府県*p*の *t*年国勢調査における  $x \sim x+4$ 歳人口とする。右肩の添え字は  $S_x^{p(i)}$  と同じ表記を用いる。ただし、 $p(i)=b$ は全国推計（封鎖人口）結果を表すこととする。

$N_{p(i)}^{\square}$  : 都道府県*p*の市区町村数

年齢各歳別生命表に基づく生命表生残率（全国、都道府県）は、*t*-5.10~*t*.9の期間の死亡の1~9月割合  $\gamma[t-5.10, t.9]$  を用いて、暦年1~12月生命表を *t*-1.10~*t*.9に組み替え、

$S_x^{p(i)}[t - 1.10, t.9]$   
 $= \gamma[t - 5.10, t.9] \cdot S_x^{p(i)}[t - 1.1, t.12] + (1 - \gamma[t - 5.10, t.9]) \cdot S_x^{p(i)}[t.1, t.12]$   
 期首年齢コーホート別に  $t-5.10 \sim t-4.9$  から  $t-1.10 \sim t.9$  の 5 年間の生残率を積み上げる

$$\begin{aligned}
 S_x^{p(i)}[t - 5.10, t.9] \\
 &= S_{x-4}^{p(i)}[t - 5.10, t - 4.9] \cdot S_{x-3}^{p(i)}[t - 4.10, t - 3.9] \cdot S_{x-2}^{p(i)}[t - 3.10, t - 2.9] \\
 &\quad \cdot S_{x-1}^{p(i)}[t - 2.10, t - 1.9] \cdot S_x^{p(i)}[t - 1.10, t.9]
 \end{aligned}$$

という構造をしていることから、 $t-5.10 \sim t.9$  の生残率は次のように期間別生残率に分解できる(★式と呼ぶ)。

$$\begin{aligned}
 S_x^{p(i)}[t - 5.10, t.9] \\
 &= S_{x-3}^{p(i)}[t - 5.10, t - 3.9] \\
 &\quad \cdot \left( \gamma[t - 5.10, t.9] \cdot S_{x-3}^{p(i)}[t - 3.1, t - 3.12] + (1 - \gamma[t - 5.10, t.9]) \right. \\
 &\quad \left. \cdot S_{x-2}^{p(i)}[t - 2.1, t - 2.12] \right) \cdot S_x^{p(i)}[t - 2.1, t.9]
 \end{aligned}$$

2020.10~2025.9 以後の将来の都道府県別生残率は 2015.10~2020.9 の全国に対する相対的較差 $\delta_x^p$  ( $= (S_x^{p(i)}[2015.10, 2020.9] - S_x^a[2015.10, 2020.9]) / S_x^a[2015.10, 2020.9]$ )を用いて、

$$S_x^{p(i)}[t - 5.10, t.9] = \left( 1 + \left( 1 - \frac{t - 2020}{60} \right) \cdot \delta_x^p \right) \cdot S_x^a[t - 5.10, t.9]$$

と設定するので、将来の期間分解(★式)された全国生残率を用いれば、将来の期間分解された都道府県別生残率(封鎖人口推計補正前)が以下で算出される。

$$S_x^{p(i)}[t - 5.10, t.9] = B \cdot (M_b + M_a) \cdot A$$

ただし、 $RT = 1 + \left( 1 - \frac{t-2020}{60} \right) \cdot \delta_x^p$

$$B = S_{x-3}^a[t - 5.10, t - 3.9] \cdot RT^{\frac{2}{5}}$$

$$M_b = \gamma[t - 5.10, t.9] \cdot S_{x-3}^a[t - 3.1, t - 3.12] \cdot RT^{\frac{1}{5}}$$

$$M_a = (1 - \gamma[t - 5.10, t.9]) \cdot S_{x-2}^a[t - 2.1, t - 2.12] \cdot RT^{\frac{1}{5}}$$

$$A = S_x^a[t - 2.1, t.9] \cdot RT^{\frac{2}{5}}$$

$t = 2025$  について、2020.10~2022.12 の部分 ( $B$  及び  $M_b$ ) に 2022 年版 JMD による都道府県別生残率(実績)を用いれば、都道府県別、男女・年齢別生残率に 2020.10~2022.12 の実績を反映させることができる。ただし、全国推計の将来生命表による生残率と比べ、2022 年生残率は低下している。地域別将来人口推計では全国推計結果と整合性をとったものを最終的な結果とすること、地域別の生残率を用いて国際人口移動を推計するため、生残率の水準自体が全国推計と整合的であることが望ましい。そのため、2020.10~2022.12 実績そのものではなく、2020.10~2022.12 の期間の都道府県別生残率の全国値に対する比を、「全国推計」による将来の生残率に適用することにした。さらにその上で、全国推計(封

鎖人口) 結果に対し都道府県別生残率を一律補正した。これらにより、実際には以下で 2020.10~2025.9 の都道府県別生残率(封鎖人口推計補正後)を設定した。なお、下式で  $S_{x-3}^b[t-5.10, t-3.9]$  (S の右肩に b) は「全国推計」による将来の生残率を表す。

$$B = S_{x-3}^b[t-5.10, t-3.9] \cdot \left( \frac{S_{x-3}^{p(i)}[t-5.10, t-3.9]}{S_{x-3}^a[t-5.10, t-3.9]} \right) \cdot AF^{\frac{2}{5}}$$

$$M_b = \gamma[t-5.10, t.9] \cdot S_{x-3}^b[t-5.10, t-3.9] \cdot \left( \frac{S_{x-3}^{p(i)}[t-5.10, t-3.9]}{S_{x-3}^a[t-5.10, t-3.9]} \right) \cdot AF^{\frac{1}{5}}$$

$$M_a = (1 - \gamma[t-5.10, t.9]) \cdot S_{x-2}^a[t-2.1, t-2.12] \cdot (AF \cdot RT)^{\frac{1}{5}}$$

$$A = S_x^a[t-2.1, t.9] \cdot (AF \cdot RT)^{\frac{2}{5}}$$

$$AF = P_{x,t}^b / \left( \sum_{p=1}^{47} P_{x-5,t-5}^p \cdot S_x^p[t-5.10, t.9] \right)$$

ここでAFは男女年齢別封鎖人口推計の一律補正係数(=全国推計(封鎖人口)結果÷封鎖人口補正前生残率<sup>3</sup>)を用いて算出した都道府県別封鎖人口の全国合計)である。

55-59歳→60-64歳以下の年齢は以上の都道府県別生残率(封鎖人口推計補正後)を将来の生残率とする。60-64歳→65-69歳以上の年齢については、市区町村別、男女別に、2020年国勢調査時年齢コーホート別、2010.10~2022.12死亡数の2020年国勢調査不詳補間結果(参考表)による人口に対する比(以下、市区町村i別、男女・コーホートx別死亡率 $D_x^i$ )を用いることを基本とする(コーホート死亡率の算出についての詳細は、4節の通り)。

都道府県別、男女年齢別生残率(封鎖人口推計補正後)が2020.10~2022.12と2023.1~2025.9の期間に分解されているため、市区町村別生残率の所属都道府県に対する相対的較差( $\theta_x^p$ 、所属都道府県値に対する比の2000~2005年から2015~2020年の4期間平均)を用いれば、市区町村別に期間分解された将来の生残率が以下で算出される。

$$S_x^i[t-5.10, t.9] = B \cdot (M_b + M_a) \cdot A$$

$$B = S_{x-3}^{p(i)}[t-5.10, t-3.9] \cdot (\theta_x^p)^{\frac{2}{5}}$$

$$M_b = \gamma[t-5.10, t.9] \cdot S_{x-3}^{p(i)}[t-3.1, t-3.12] \cdot (\theta_x^p)^{\frac{1}{5}}$$

$$M_a = (1 - \gamma[t-5.10, t.9]) \cdot S_{x-2}^a[t-2.1, t-2.12] \cdot (AF \cdot \theta_x^p \cdot RT)^{\frac{1}{5}}$$

$$A = S_x^a[t-2.1, t.9] \cdot (AF \cdot \theta_x^p \cdot RT)^{\frac{2}{5}}$$

$$RT = 1 + \left( 1 - \frac{t-2020}{60} \right) \cdot \delta_x^p$$

上式のうち、 $t=2025$ について、2020.10~2022.12の部分(B及び $M_b$ )には、それぞれ当該期間に対応するコーホート生残率についての各市区町村の所属都道府県に対する相対的較差(比)を用いて、市区町村別、男女・年齢別生残率に2020.10~2022.12の実績を反映

させた。すなわち、 $B$ 及び $M_b$ は以下とした。

$$B = S_{x-3}^{p(i)}[t-5.10, t-3.9] \cdot \left( \frac{1-D_x^i}{1-D_x^{p(i)}} \right)^{\frac{2}{3-\gamma[t-5.10, t.9]}}$$

$$M_b = \gamma[t-5.10, t.9] \cdot S_{x-3}^{p(i)}[t-3.1, t-3.12] \cdot \left( \frac{1-D_x^i}{1-D_x^{p(i)}} \right)^{\frac{1}{3-\gamma[t-5.10, t.9]}}$$

#### 4. 2020.10～2022.12の市区町村別の男女・年齢別コーホート死亡率 $D_x^i$ の算出方法

2節で述べた通り、55-59→60-64歳以下の年齢では死亡率水準が低く市区町村間較差も限定的であるため都道府県を対象に2020～2022年の死亡率補正を行うこととし、都道府県単位の男女年齢別生残率を所属する市区町村に一律に適用するため、市区町村別の死亡率を推定する必要はない。

60-64→65-69歳以上の年齢階級では都道府県内においても一定の死亡の市区町村間較差があることから市区町村別に男女・コーホート別の2020.10～2022.12死亡率実績を反映させる必要がある。ただし、繰り返しとなるが、人口規模が小さな自治体では確率的な攪乱によって生残率が不安定な挙動を示す場合があることから、(A)都道府県・政令指定都市内で死亡水準が似通った自治体、もしくは(B)(都道府県境に関わらず)近隣の自治体をまとめて、一定の人口規模(2015年総人口規模が8万人以上)となるグループを設定し、ベイズ推定の方法を援用して男女・コーホート別、市区町村別に2020.10～2022.12のコーホート死亡率(生残率)実績を推定する。具体的には、概ね4-1項から4-4項による4つの手順で推定した。4-2項、4-3項、4-4項ではポワソン回帰モデルを援用するが、詳細は5節に譲る。

なお、死亡率をある程度安定に推定できる「一定の人口規模」として、菅(2018)によれば、2015年の日本人の男女年齢分布と死亡確率(全国)の水準を前提とすると、99%の確率で平均寿命が0.1年ずれることはないという精度に必要な総人口規模は約80～92万人である。ここでは5歳階級で、2.25年間(2020年10月から2022年12月)の死亡数の平均的な水準で推定すればよいので、リスク(延べ)人口は概ね11.25倍になると考えられる。そのため、必要な総人口の規模としては、約7.1～8.1万人ということになる。そこで、「一定の人口規模」として、2015年総人口が8万人以上か否かを基準とした。

##### 4-1. 2015年国勢調査による総人口が8万人以上自治体のコーホート死亡率の推定

2015年国勢調査による総人口が8万人以上自治体は、当該市区町村の観測値を用いて、コーホート死亡率=2020.10～2022.12のコーホート死亡数÷2020年国勢調査不詳補間結果(参考表)による人口とする。なお、2020.10～2022.12実績(コーホート死亡率)を算出することが目的であるため、観測された死亡数がゼロの市区町村・男女・コーホートでは

2020.10～2022.12 生残率は1とした。

#### 4-2. 2015年国勢調査による総人口規模が8万人未満の自治体のコーホート死亡率をベイズ推定するための事前分布の「地域」の特定

2015年国勢調査による総人口規模が8万人未満の自治体には、男女・コーホート別、市区町村別にベイズ推定を行う。事前分布を設定する「地域」は以下のように選択した。まず、2015年総人口規模が8万人未満のすべての自治体について、(A)～(B)の基準によるグループを設定した。

- (A) 所属都道府県・政令市の2015年総人口規模8万人未満市区町村について、2000～2022年の死亡確率の水準が似通った市区町村同士を組み合わせ、対象市区町村を分割した2015年総人口規模が合計8万人以上になる地域グループ。
- (B) 60歳以上人口の人口重心間の距離でみて、(都道府県の境界に関わらず)当該市区町村と地理的に近接する市区町村を合算した2015年総人口規模が合計8万人以上になる市区町村のグループ。

都道府県・政令市内で2000～2022年の死亡確率の水準が似通っていることの判断にはポワソン回帰モデルを援用する。具体的な方法は5-1項で述べる。

#### 4-3. 2015年総人口規模8万人未満の自治体のコーホート死亡率をベイズ推定するための事前分布の「地域」の選択

2015年総人口規模8万人未満市区町村の事前分布を設定する「地域」として、60-64→65-69歳以上の年齢階級における市区町村別の将来の生残率の設定にあたり、所属都道府県に対する当該市区町村の長期的な較差を2020～2050年を通じて一定とすることを鑑み、死亡率水準が似通ったグループAを用いることを基本とするが、グループBのなかで当該市区町村の死亡率が平均的な水準であり、グループAとBの2020.10～2022.12死亡率が異なる場合にはグループBを用いた。すなわち、グループAとBのどちらを用いるかの選択基準は次の通りとした。2000～2005年から2015～2020年国勢調査間と2020年10月から2022年12月についての市区町村別、男女年齢別コーホート死亡率に関するポワソン回帰モデル分析を行い、(1)グループBのなかで当該市区町村の死亡水準が1%水準で統計的に有意には異なるない、かつ(2)グループAとBの2020.10～2022.12死亡率が1%水準で統計的に有意に異なる場合の2つの条件を満たすときにはグループBを用いた。ここでもポワソン回帰モデルを援用する。詳細は5-2項の通りである。

都道府県別にグループAを構成する市区町村は、各都道府県内の8万人未満市区町村について死亡水準が同程度の市区町村である。また、2015年の総人口規模が8万人未満市区町村についてのグループBは地理的に近接した一定の人口規模が確保できる集団であり、ベイズ推定を行う際の事前分布の「地域」にグループBを用いる市区町村は2020.10～2022.12死亡率に統計的に有意な地理的ホットスポット・クールスポットが生じた市区町村



ということになる。グループ A を構成する市区町村、グループ B を用いる市区町村がどこのか自体に関心があると思われるものの、紙幅の関係で割愛する。

#### 4-4. 2020 年総人口規模が 1 万 5 千人未満の自治体についてのベイズ推定を行う際の事前分布の「地域」のパラメータの推定

日本のように死亡率が極めて低水準であると、死亡数が 1 人単位でしか観測できないことによる誤差の影響を、小人口の市区町村でとくに強く受ける。そこで小人口の市区町村として 2020 年総人口規模が 1 万 5 千人未満の自治体については（すべての男女・コーホートにおいて）、ベイズ推定を行う際の事前分布の「地域」のパラメータを算出するための 2020.10~2022.12 コーホート死亡数にはポワソン回帰モデルによる（当該市区町村における男女年齢別 2020.10~2022.12 の期間に対応する）予測死亡数を用いることとした。具体的なポワソン回帰モデルについては 5-3 項で扱う。

8 万人未満市区町村のグルーピングには 2015 年総人口を基準としたが、ここでモデル予測死亡数を用いる基準に 2020 年総人口で判断するのは、2020.10~2022.12 コーホート死亡数（が 1 人単位である観測誤差）の問題に対処することが目的であるためである。

また、とくに小人口の市区町村の総人口規模として 1 万 5 千人を基準とするのは次の理由による。死亡数が、男女年齢別に全国の死亡率を生起確率とする二項分布に従うと想定する。リスク延べ人口 (Exposure、2020.10~2022.12 は期首人口) が大きくなれば死亡数ゼロを観測する確率は下がることになる。市区町村別に生残率の仮定値設定が必要な 60-64 → 65-69 歳以上の年齢階級についてみると、（生起確率を男女年齢別全国の死亡率とした場合）総人口規模が概ね 1~1.5 万人あれば、男女年齢別リスク延べ人口の規模も一定以上になり、死亡数がゼロ回以下となる（死亡数ゼロしか観測できない）確率は 1% を下回る。

なお、死亡率のベイズ推定式 ( $= \frac{\alpha + D_x^i}{\alpha + \beta + Exposure}$ 、 $\alpha$  と  $\beta$  は男女年齢別事前分布を設定する

「地域」別のパラメータ) のコーホート死亡数  $D_x^i$  にも予測死亡数を用いる余地があるが、死亡数は 1 人単位でしか観測できないような誤差を含む小規模な人口集団で測定される率の偶発変動や不安定性に対処するためベイズ推定を行っていること、男女・コーホート別の 2020.10~2022.12 死亡率実績を反映させることがここでの目的であることを鑑みて、ベイズ推定式のコーホート死亡数には実績（観測値）を用いた。

#### 5. 市区町村別男女・年齢別死亡率についてのポワソン回帰モデル

2000.10~2005.9 から 2015.10~2020.9 及び 2020.10~2022.12 の期間についてのコーホート死亡率に関するポワソン回帰モデルを

$$\xi_j = X_j \beta + Exposure_j$$
$$f(D_j) = -e^{-\exp(\xi_j)} e^{\xi_j D_j} / D_j!$$

と表す。この分析で関心があるパラメータは当該市区町村 (=1) の二項変数（もしくはグ

ループを構成する市区町村カテゴリー変数、カテゴリー数に応じた数の二項変数)の係数である。すべてのモデルにおいて男女(準拠カテゴリーは男)、年齢5歳階級(準拠カテゴリーは60-64→65-69歳)並びに男女と年齢5歳階級の交叉項を統御した。その上で、期間に関する共変量( $X_j$ )として線型(期末年-2000)を用いる場合(Model 1)と(2010.10~2015.9を準拠カテゴリーとする)5つの二項変数を用いる場合(Model 2)の2種類の定式を行い、AICが小さい定式を採用した。

#### 5-1. 市区町村の全般的死亡水準についてのポワソン回帰モデルとグループAの特定

グループAの特定には、都道府県別に2015年の総人口が8万人未満の市区町村の2000.10~2005.9から2015.10~2020.9及び2020.10~2022.12の期間別、男女・年齢5歳階級別コーホート死亡数を対象として推定したポワソン回帰モデルの係数を用いた。共変量として用いたのは、市区町村カテゴリー、期間に関する線型(Model 1)もしくはカテゴリー(Model 2)変数、男女、年齢5歳階級並びに男女と年齢5歳階級の交叉項である<sup>4</sup>。推定された市区町村の係数は、都道府県別にみた8万人未満市区町村の死亡水準を測ると考えられることから、この係数の大きい順(小さい順)に8万人以上を構成するグループ分けを行う。具体的には概ね次のような4段階の手順により行った。

- ①ポワソン回帰モデルの市区町村カテゴリーの係数(以下、この注では係数と略記)が最も大きい、小さい順に2015年総人口を足し上げ、8万人を超える市区町村までを1つのグループとする。
- ②係数が大きい/小さい順に構成したグループが排他的なら、係数が最も大きい/小さいグループを除いて、残された市区町村について再度①のグループ構成を行う。
- ③排他的なグループを除外できなくなるか、残された市区町村の2015年総人口規模が8万人以上16万人未満になるまで②を繰り返す。
- ④2015年総人口の合計が8万人以上16万人未満となる市区町村が残ったら1つのグループとする。または、特定の市区町村が係数の大きい順に構成したグループに含まれ、かつ小さい順に構成したグループにも含まれる状態になった場合、残された市区町村の2015年総人口の合計が16万人以上であっても1つのグループとした。

#### 5-2. 2015年総人口規模8万人未満の自治体のコーホート死亡率をベイズ推定するための事前分布の「地域」グループAかBの選択に用いるポワソン回帰モデル

2015年総人口規模8万人未満市区町村の事前分布を設定する「地域」として、グループAとBのどちらを用いるかの選択基準として、(1)グループBのなかで当該市区町村の死亡率が平均的な水準であり、(2)グループAとBの2020.10~2022.12死亡率が異なる場合にグループBを用いるという2つの条件があった。

前者の「(1)グループBのなかで当該市区町村の死亡水準が1%水準で統計的に有意には異なる」ことは、グループBを構成する市区町村(の期間別、男女・年齢5歳階級別

コーホート死亡数) を対象として推定したモデルの当該市区町村 (=1) の二項変数についての係数の統計的な有意性によって検証した。

後者の「(2)グループ A と B の 2020.10～2022.12 死亡率が 1%水準で統計的に有意に異なる」ことは、当該市区町村を含むグループ A の市区町村のコーホート死亡数を期間別、男女・年齢 5 歳階級別に合計したデータに、当該市区町村を含むグループ B の市区町村のコーホート死亡数を期間別、男女・年齢 5 歳階級別に合計したデータをプールしたデータセットを用いて推定するポワソン回帰モデルについて、グループ B の場合に 1 を取る二項変数と期間に関する変数の交叉項のうち 2020.10～2022.12 の期間に対応する係数の統計的な有意性によって検証した。

5-3. 2020 年総人口規模が 1 万 5 千人未満の自治体についてのベイズ推定を行う際の事前分布の「地域」のパラメータ (予測死亡数) を得るためのポワソン回帰モデル

2020 年総人口規模が 1 万 5 千人未満の自治体について、ベイズ推定を行う際の事前分布の「地域」のパラメータを算出するための 2020.10～2022.12 コーホート死亡数は、グループ A もしくは B を構成する市区町村の 2000.10～2005.9 から 2015.10～2020.9 及び 2020.10～2022.12 の期間別、男女・年齢 5 歳階級別コーホート死亡数を対象として推定したポワソン回帰モデルの係数を用いて予測した。共変量として用いたのは、市区町村カテゴリー、期間に関する線型 (Model 1) もしくはカテゴリー (Model 2) 変数、男女、年齢 5 歳階級並びに男女と年齢 5 歳階級の交叉項である。予測値は市区町村別、期間別、男女・年齢 5 歳階級別に得られるが、2020.10～2022.12 の期間に対応するものを用いた。

## 6. 今後の課題

他の多くの国と異なり、新型コロナウイルス感染症の流行が始まった 2020 年の日本の平均寿命は伸長した (死亡率は低下した) が 2021 年以後死亡率は高まり、とくに 2022 年の死亡は従来からの趨勢と比べて顕著に大きくなっていった。新型コロナウイルス感染症は人と人の往来を媒介に感染が拡大するとされ、死亡への影響には大きな地域差がある (人の往来の範囲に感染拡大は限定される) ことが想定されるため、地域人口変動の理解には新型コロナウイルス感染症拡大以後の死亡状況の地域差の変化を適切に把握することが重要である。本稿では、「地域人口推計」を実施するため、基準となる国勢調査以後の 2020 年 10 月から最新の人口動態統計データが得られる 2022 年 12 月の実績を 2020-2025 年生残率に反映させるための方法を考案し、提案した。とくに、「地域人口推計」を実施するためには、総人口規模が 500 人を下回るような小人口の離島や山村についても男女・年齢別に生残率を設定する必要があるのだが、これらの小人口の地域では死亡数が整数でしか観測できないことによる観測誤差の影響を受けざるを得ないし、死亡の攪乱的な変動も増幅されて観測されるという問題に対処する必要がある。本稿で提案した方法は、種々のポワソン回帰モデルを援用して市区町村別男女・年齢別にコーホート死亡率のベイズ推定を行う

ことで、このような問題に対処し、小人口の市区町村についても新型コロナウイルス感染症拡大後の死亡状況の地域差の変化を適切に把握することと期待されるものである。

本稿執筆時点では2023年の死亡状況については十分なデータを利用することができないが、月別死亡数の推移を見る限り、(2022年から)引き続き従来の趨勢よりも大きな死亡数の水準で推移しているようである。新型コロナウイルス感染症は死亡の地域パターンを変化させ、その変化は継続している可能性がある。本稿は方法論の検討に特化し、2000~2005年から2015~2020年の死亡の地域パターンと比べて、2020年以後の死亡の地域パターンに違いがあるのか、どのような違いなのかといった実証結果や、新型コロナウイルス感染症拡大前と比べ2020.10~2022.12死亡率に統計的に有意な地理的ホットスポット・クールスポットが生じた市区町村を示さなかったが、新型コロナウイルス感染症の地域死亡への影響として強い関心があるものと思われる。引き続き地域死亡の継続的なモニタリングを実施し、より精緻な分析へ深化することが不可欠であり、ますます重要になっている。

#### 謝辞

『日本の地域別将来推計人口推計（令和5（2023）年推計）』における生残率の設定にあたり、石井太氏（慶應義塾大学）と別府志海氏（社人研）から膨大なデータの提供と詳細なアドバイスを受けた。心より感謝申し上げたい。

- 
- <sup>1</sup> <https://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp>。日本版死亡データベースは国際的な死亡データベースである Human Mortality Database と整合性をもち、我が国の生命表を死亡研究に最適化して総合的に再編成したデータベースである。高齢層の死亡のリスク人口を人口動態統計の死亡数を積み上げることにより得ているため、新たな死亡実績データが利用可能になると若干数字が変化する。詳細は、石井ほか（2024）を参照されたい。
  - <sup>2</sup> 国勢調査間で固定する。2015~2020年以前の実績については、期首・期末国勢調査年を含む6年間について1~12月の全国の死亡の1~9月割合を算出し、6つを平均した。2020年国勢調査基準推計の場合、2020.10~2021.9以後は0.738113387201793で固定する。
  - <sup>3</sup> 2020.10~2022.12の部分（ $B$ 及び $M_b$ ）は2020.10~2022.12の期間の都道府県別生残率の全国に対する比を、全国推計による将来の生残率に適用したもの。
  - <sup>4</sup> データとしては、男女・年齢パターンの市区町村間の違いや、男女・年齢パターンの期間変化を識別する余地がある。市区町村カテゴリーについての係数の大きさが（期間と男女・年齢を一定にした）「市区町村の死亡水準」を表すが、期間効果と男女・年齢パターンを $\xi_j$ で線型に分離するというモデル定式に依存する。

#### (参照文献)

- 石井太・別府志海・菅桂太・堀口侑（2024）「日本版死亡データベース（ver.004\_004）構築の方法論とその応用」『超長寿社会における人口・経済・社会のモデリングと総合分析2023年度報告書』所内研究報告 No.107, pp.11-45.
- 菅桂太（2018）「市区町村別生命表作成の課題—小地域における死亡数の攪乱的変動とベイズ推定における事前分布のパラメータを設定する「地域」区分が平均寿命へ及ぼす影響—」『人口問題研究』第74巻第1号, pp.3-28.