

---

## 特 集 II

---

コロナ禍における推計（地域・世帯推計編）（その2）

# 「令和5年地域推計」からみた将来の地域別死亡数

菅桂太・小池司朗・藤井多希子・石井太

本稿では、「日本の地域別将来推計人口 令和5（2023）年推計」（国立社会保障・人口問題研究所（2024））における生残率仮定値を用いて、同推計と整合的な2020～2025年から2045～2050年の死亡数を都道府県別・市区町村別に推計した。また、同推計における参考推計（封鎖人口）と整合的な死亡数を推計し、将来の人口移動が死亡に及ぼす影響は半数の自治体において±2～3%であること等を示した。さらに「日本の地域別将来人口推計（平成30年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所（2018））と整合的な死亡数の推計誤差の評価として、推計実施から5年間の死亡数と実績値との比較を行い、総人口規模が1万人を超えると10%を超える誤差は稀になり10万人以上の9割の市区町村の誤差率は-5～+9%の範囲になるものの、幅をもってみる必要があることを指摘した。

キーワード：地域別将来人口，高齢化，人口減少，将来の死亡数，死亡の地域差

## 1. はじめに

本稿では「日本の地域別将来推計人口 令和5（2023）年推計」（国立社会保障・人口問題研究所（2024）），以降は「2020地域推計」における生残率仮定値を用いて、「2020地域推計」と整合的な将来の死亡数を推計することを目的とする。戦後わが国の死亡数は1947年の114万人（14.7%）から1970年代に年間70万人未満（6.0%）に減少したが、その後は人口高齢化と相まって長期的な上昇傾向にあり2003年に年間100万人（8.0%）を超え、2024年（令和6年人口動態統計）は161万人（13.3%）に増加している（括弧内は粗死亡率）。「日本の将来推計人口 令和5年推計」（出生中位（死亡中位）推計）（国立社会保障・人口問題研究所（2023）），以下、「2020全国推計」によれば、わが国における死亡数は2040年の年間167万人（14.8%）まで増加した後、人口減少のなかで緩やかに減少していくことが見通されている。一方、粗死亡率はその後も上昇を続け、2070年は17.5%に達する見込みである。今後の死亡数の動向への関心は高い。さらに、死亡水準には一定の地域差があることが知られている（菅 2016, 2018）。これまで国立社会保障・人口問題研究所は2000年国勢調査を基準とする将来人口推計以来5回の市区町村別の将来人口推計を実施しており、人口動態率の地域差を考慮して投影を行ってきた。その結果は、地域総合計画など幅広い領域に活用されてきた（西岡・山内・小池 2007）。

こうした状況を受け、菅ほか（2020）では平成27（2015）年を基準とした「日本の将来人口推計（平成29年推計）」および「日本の地域別将来人口推計（平成30年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所（2017，2018），以降はそれぞれ「2015全国推計」および「2015地域推計」）と整合的な2015～2020年から2040～2045年の都道府県別・市区町村別死亡数の推計を実施・公表した。この結果には地方自治体をはじめとして多くの反響があり、新しい推計結果が公表される際には引き続き地域別死亡数の推計値を算出してほしいという要望が多く寄せられた。このような背景を踏まえ、本稿は「2020地域推計」と整合的な2020～2025年から2045～2050年の市区町村別死亡数の推計を実施するものである。『人口問題研究』第81巻第4号に掲載されている小池ほか（2025）「令和5年地域推計」からみた将来の地域別出生数」と合わせて用いることで、今後の自然増減と社会増減の地域構造をみることができる。今回の地域別出生・死亡の将来推計によって地域人口構造について理解を深め、地域人口の将来見通しの質的な向上につながることを期待される。

死亡は年齢に強く依存するため、その水準は人口の年齢構造の影響を受ける。2020年の85歳以上人口割合は全国で4.86%という水準にあり、その地域較差は都道府県別レンジでみて埼玉県（3.65%）～秋田県（7.61%）の間の3.96%ポイント（四分位範囲は1.48%ポイント）、「2020地域推計」の推計対象についての市区町村別にみたレンジは東京都青ヶ島村（1.18%）～群馬県南牧村（19.86%）の間の18.68%ポイント（四分位範囲は3.91%ポイント）であり、大きな地域差がある。2050年には85歳以上人口割合は全国で9.18%に上昇し、その地域較差も都道府県別レンジでみて東京都（6.24%）～秋田県（14.93%）の間の8.69%ポイント（四分位範囲は2.11%ポイント）、市区町村別レンジでは東京都青ヶ島村（2.05%）～奈良県御杖村（31.99%）の間の29.94%ポイント（四分位範囲は6.49%ポイント）に拡大する。今後の全国的な高齢化にともなって人口に占める超高齢人口の割合が増加するとともに、とくに「団塊の世代」が85歳以上になる2035年以後には、超高齢人口における高齢化の度合いの地域差も拡大するものと見込まれる。85歳以上という超高齢者のなかでの高齢化の地域差も将来の死亡の地域差に何らかの影響を及ぼす可能性がある。

そこで本稿では、菅ほか（2020）と比べ65歳以上死亡率にかかる生存数の算出方法を変更するとともに、死亡率の最年長年齢階級である開放区間を95歳以上に拡張する。このような死亡数推計手法の変更が将来の死亡数にどのような影響を及ぼすのかをみるため、菅ほか（2020）と同じ方法で推計した死亡数と比較する。本稿の分析の結果を先取りすれば、85歳以上人口を細分化して将来の死亡数を推計することで超高齢人口の地域分布の見通しを精確に反映させることができるようになるものの、推計対象自治体の半数において、85歳以上人口を一括して計算した場合の総死亡数（市町村別年齢総数）からの差率は±2-3%の範囲内であった。そのほか、「2020地域推計」における参考推計（封鎖人口）と整合的な死亡数を算出し、将来の人口移動が死亡に及ぼす影響を評価するとともに、「2015地域推計」と整合的な死亡数の推計誤差の評価として、推計実施から5年間の死亡数と実績値との比較を行った。

なお、本稿で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第33条に基づき調査票情報を二次利用したものが含まれている。

## 2. 地域別将来の死亡数の推計手法

死亡数の推計手法についての基本的な考え方は菅ほか（2020）と同様である。ここでは、まず「2015地域推計」で設定された市区町村別 期間別 男女・コーホート別生残率仮定値から生命表・定常人口（ ${}_5L_x$ ）を逆算し、市区町村別 期間別 男女・年齢別死亡率を算出した。そして、年齢別死亡率と将来の人口から地域別の死亡数を算出し、「2015全国推計」の将来生命表を用いて同様に得た将来の全国の期間別 男女・年齢別死亡数に対して一律補正を行ったものを最終的な死亡数推計値とした。このほか、死亡率の最年長年齢階級を100歳以上とする場合の死亡数についても算出した。このため、「2015地域推計」では年齢5歳階級別に90歳以上を最年長とする将来の人口の推計を行っているが、菅ほか（2020）では一定の仮定の下で90歳以上の年齢を細分化して最年長を100歳以上に拡張する将来人口推計を実施した。

菅ほか（2020）と比べると、本稿の分析手法には3つの違いがある。まず、65歳以上死亡率の算出方法を変更する。次に、死亡率を推計する最年長年齢階級を85歳以上から95歳以上に拡張する。この最年長年齢階級のことを、以降は開放区間と呼ぶ。さらに、将来の人口移動が死亡数推計値に及ぼす影響をみるため、封鎖人口結果を用いた死亡数についても推計する。

まず、死亡率の開放区間の設定が重要な理由をみておこう。85歳以上一律に計算する場合と85歳以上の年齢階級を細分化して計算する場合を比べると、実際人口と定常人口の85歳以上年齢分布が同じならば差は生じない（菅ほか 2020）。しかしながら、「団塊の世代」や「団塊 Jr 世代」のように実際人口にコーホートサイズ変動があると、85歳以上という高齢人口においても実際人口の年齢分布は定常人口のものから乖離し、85歳以上の死亡率を一律に計算するか年齢別に細分化するかの死亡数推計の結果に差を生じる。年齢別死亡率は加齢にしたがって指数関数的に上昇する。年齢階級を細分化した死亡率を用いる推計は、95歳以上などの超高齢人口に見合った死亡率で実際の人口から生じる死亡数を推計する。一方で、85歳以上一律の死亡率は定常人口における85歳以上の平均的な死亡率をこれら超高齢人口にも適用してしまう。そのため、85歳以上人口のなかでも95歳以上などの超高齢人口の占める割合が上昇するとき、85歳以上一律の死亡率はこれら超高齢人口に低い死亡率を適用し、過小な死亡数を推計することになる。このようなメカニズムにより、定常人口と比べて実際人口の超高齢化が進むと85歳以上一律で計算した死亡数は85歳以上の年齢を細分化して計算する死亡数よりも少なくなる。

「2020地域推計」の将来人口推計の手法には「2015地域推計」と比べて、死亡数推計に関連する重要な変更があった。すなわち、年齢5歳階級別推計人口の開放区間を95歳以上に拡張した。そのため、市区町村別男女・コーホート別生残率仮定値の開放区間も、従来

の85歳以上→90歳以上から90歳以上→95歳以上へ拡張した。菅ほか（2020）では市区町村別男女・年齢別死亡率の開放区間を85歳以上とするものを基本としたが、生残率仮定値の開放区間を拡張したため、同じ手法の死亡数推計を行う場合においても今回は90歳以上とすることができる。さらに、菅ほか（2020）では定常人口（ ${}_5L_x$ ）を線型補完することで生存数（ $l_x$ ）を推定したが、後述の通り、65歳以上の死亡率の推定にかかる $l_x$ の算出方法を変更する。これにより、開放区間を95歳以上とする死亡数の推計を実施する。

以下では、死亡率の開放区間を95歳以上とする将来の地域別死亡数の推計手法を述べる。菅ほか（2020）と重複する部分も多いが、上述の拡張と変更を行ったため、改めて全体的な手順を掲載する。本稿では開放区間を95歳以上とする死亡数だけでなく、菅ほか（2020）と同じ方法により死亡率の開放区間を85歳以上とした場合の将来の地域別死亡数についても推計し、2つの手法による将来の死亡数にどのような違いが生じるのかについて考察する。なお、菅ほか（2020）では将来の市区町村別男女・年齢階級別人口（90–94歳、95–99歳、100歳以上）を報告しており、一定の需要があると考えられたため、今回も95歳以上人口を95–99歳、100歳以上に細分化し、これと整合的な死亡数の推計も実施した。その手法は菅ほか（2020）と同じであるため割愛する。いずれの推計結果も『人口問題研究』ウェブページからダウンロードできるようにした。

推計期間は、「2020地域推計」と同じ、2020～2025年から2045～2050年とする。推計の対象とする地域も、「2020地域推計」と同じで、2023年12月1日現在境域による1,883市区町村（福島県「浜通り地域」の13市町村を除く769市、736町、180村、および東京23区（特別区）、20政令指定都市の175区）および「浜通り地域」とする。

将来の死亡数を推計する手法の概略は表1の1～4の手順にわたることができる。以下、それぞれの項目について節を改めて述べる。

表1 市区町村別将来の死亡数推計の手順

手順1.	「2020地域推計」の市区町村別 期間別 男女・コーホート別生残率仮定値を用いて、生命表・定常人口（ ${}_5L_x$ ）を算出する。
手順2.	生命表・定常人口を用いて、市区町村別 期間別 男女・年齢別死亡率（ ${}_5m_x$ ）を算出する。
手順3.	市区町村 <i>i</i> 別 期間別 男女・年齢別死亡率を将来の人口（「2020地域推計」の結果）に適用して、死亡数（補正前 ${}_5\hat{D}_x^i$ ）を算出する。
手順4.	全国の将来生命表・定常人口を用いて、同様の考え方で算出した全国の将来の死亡数（ ${}_1\hat{D}_a^0$ ）に対し、期間別 男女・年齢別に補正する（地域別補正後死亡数 ${}_5\hat{D}_x^i$ ）。

## 2.1. 「2020地域推計」における生残率仮定値と、生命表・定常人口の計算

「2020地域推計」では、生命表生残率法による男女・期末年齢コーホート別生残率を2020～2025年から2045～2050年の期間について都道府県別・市区町村別に仮定値として設定している。すなわち、都道府県別には直近期間の各1年間における生命表における定常人口の比で男女・期末年齢コーホート別生残率を計算し、直近5年間分を男女・期末年齢

コーホート別に積み上げることによって当該期間の期間生残率を得ている。市区町村別には2000～2005年から2015～2020年の期間の期首・期末年次について作成された生命表の定常人口の比で男女・年齢別生残率を算出し、男女・年齢別の期首・期末年次の平均を期間生残率とみなす。60～64→65～69歳以上の年齢階級について、所属都道府県値に対する市区町村別男女・期末年齢別生残率の2000～2020年の平均的な較差を一定にして将来の都道府県別生残率に適用し、男女・期末年齢コーホート別生残率を市区町村別に投影する。詳細は、国立社会保障・人口問題研究所（2024）ならびに菅（2024）を参照されたい。

このような期間生残率が、ある生命表・定常人口の年齢パターンから算出された生命表・生残率であると考え、期末年齢コーホートの変化にともなう生残率のパターン $\{S_{\alpha}^{\tau}\}$ （年齢 $\alpha=x-5-x-1 \rightarrow x-x+4$ 歳（ $x=\{0,5,\dots,95\}$ ）；期間 $\tau=t-5 \sim t, t=\{2025,2030,\dots,2050\}$ 年）<sup>1)</sup>に対応する期間 $\tau$ の定常人口の年齢パターン $\{L_x^{\tau}\}$ （ $x=\{0,5,\dots,95\}$ は期間 $\tau$ の $\alpha=x-x+4$ 歳に対応； $\tau=t-5 \sim t, t=\{2025,2030,\dots,2050\}$ 年）<sup>2)</sup>を生残率から逆算することができる（表2）。なお、逆算される定常人口は、生残率仮定値と同じ期間（ $t-5$ 年10月～ $t$ 年9月）のものに対応することになる。また、生残率仮定値が男女別、市区町村別に設定されているため、年齢別定常人口も男女・市区町村別に算出されるが、簡略化のため記号からは男女・市区町村の別を割愛した（以下、同様の簡略化を行う）。基数（ $l_0$ ）には任意の数を用いればよいが、ここでは便宜上500,000を用いて計算した<sup>3)</sup>。

表2 生残率仮定値を用いた期間 $\tau$ の年齢別定常人口の計算

$$\begin{aligned}
 0\sim 4\text{歳}: & \quad {}_5L_0^{\tau} = l_0 \cdot S_{\text{出生}\rightarrow 0-4}^{\tau} \\
 5\sim 9\text{歳}: & \quad {}_5L_5^{\tau} = {}_5L_0^{\tau} \cdot S_{0-4\rightarrow 5-9}^{\tau} \\
 & \quad \vdots \\
 x\sim x+4\text{歳}: & \quad {}_5L_x^{\tau} = {}_5L_{x-5}^{\tau} \cdot S_{x-5-x-4\rightarrow x-x+4}^{\tau} \\
 & \quad \vdots \\
 90\sim 94\text{歳}: & \quad {}_5L_{90}^{\tau} = {}_5L_{85}^{\tau} \cdot S_{85-85\rightarrow 90-94}^{\tau} \\
 95\text{歳以上}: & \quad {}_{\infty}L_{95}^{\tau} = {}_5L_{90}^{\tau} \cdot \frac{S_{90+\rightarrow 95+}^{\tau}}{1 - S_{90+\rightarrow 95+}^{\tau}}
 \end{aligned}$$

## 2.2. 生命表・定常人口を用いた年齢別死亡率の推定

生命表の年齢 $x$ 歳の生存数（ $l_x^{\tau}$ ）と年齢 $x-x+n$ 歳の死亡数（ ${}_n d_x^{\tau}$ ）の間には、 ${}_n d_{x+n}^{\tau} = l_x^{\tau} - l_{x+n}^{\tau}$ という関係がある。この生命表・死亡数を当該年齢の生命表・定常人口で除すことで年齢別期間死亡率 $\{{}_5 m_x^{\tau}\}$ （ $x=\{0,5,\dots,95\}$ ）は期間 $\tau$ の年齢 $\alpha=x-x+4$ 歳に対応； $\tau=t-5 \sim t, t=\{2025,2030,\dots,2050\}$ 年）<sup>4)</sup>を計算する。生命表の年齢 $x-x+n$ 歳の定常人口（ ${}_n L_x^{\tau}$ ）と死亡数

1)  $\alpha=5-1 \rightarrow 0-4$ は「 $t-5 \sim t$ 年出生 $\rightarrow 0-4$ 歳」、 $a=90-94 \rightarrow 95-99$ は「90歳以上 $\rightarrow 95$ 歳以上」と読む。

2)  $x=95$ は「95歳以上」であり、 ${}_5 L_{95}^{\tau}$ は ${}_{\infty} L_{95}^{\tau}$ の意である。

3) ここでの基数（ $l_0$ ）を出生から0-4歳まで生きる人年、0-4歳から5-9歳まで生きる人年等に対応させるならば、男女別5年階級出生コーホート500,000人あたり（毎年平均出生数100,000人あたり）の人年が計算されているということになる。

4) ただし、 ${}_5 m_{95}^{\tau}$ は ${}_{\infty} m_{95}^{\tau}$ の意である。

$({}_n d_x^r)$ , 死亡者の平均生存年数  $({}_n a_x^r)$ , ちょうど年齢  $x$  歳になったときの生存数  $(l_x^r)$  の間には[1]式の関係がある<sup>5)</sup>。

$${}_n L_x^r = n \cdot l_{x+n}^r + {}_n a_x^r \cdot {}_n d_x^r, \quad {}_n d_x^r = l_x^r - l_{x+n}^r \cdots [1]式$$

したがって、別途  ${}_n a_x^r$  が得られれば、 $l_x^r$  と  ${}_n L_x^r$  を用いて  $l_{x+n}^r$  を[2]式のように逐次計算することができる。

$$l_{x+n}^r = \frac{{}_n L_x^r - {}_n a_x^r \cdot l_x^r}{n - {}_n a_x^r} \cdots [2]式$$

菅ほか (2020) では  ${}_n a_x^r = n/2$  を仮定し、さらに定常人口を線型補間することでちょうど年齢  $x$  歳になったときの生存数を  $l_x^r = \left( \frac{{}_n L_{x-n}^r + {}_n L_x^r}{2 \cdot n} \right)$  として求めた。この線型補間は、 $l_x^r$  を挟む2つの年齢階級の定常人口を線形補間しているだけのようにみえるが、実際には  $l_x^r$  の算出において  $\{ {}_n d_{x-n}^r, {}_n d_x^r, {}_n d_{x+n}^r \}$  という「隣り合った3つの年齢階級の  ${}_n d_x^r$  の線型性」<sup>6)</sup> を仮定している。[1]式による  $l_{x+n}^r$  の計算は適切な  ${}_n a_x^r$  を用いなければ低年齢で負の  ${}_n d_x^r$  生じるため、 ${}_n a_x^r$  が非常に小さな水準である低年齢の生存数を定常人口の線型補間で得ることは合理的である。しかし、ここでは各歳ではなく5歳階級の定常人口から生存数を得る必要があり、死亡率が一定以上の水準にあると「隣り合った3つの年齢階級の死亡率の線型性」の仮定は必ずしも妥当ではなくなる。そこで、「2020地域推計」においては死亡率が一定以上の水準になる60-64→65-69歳以上の年齢階級で市区町村別に仮定値を設定していること、実際に男性の65-69歳以上の死亡率は1%を超えて急速な上昇を開始することを鑑みて、65歳以上死亡率の推定には[2]式を用いることとする。 ${}_5 d_{65}^r = l_{65}^r - l_{70}^r$  であるため、 $l_x^r (x \geq 65)$  に[2]式の関係を用いる。菅ほか (2020) と比べると  ${}_5 m_x^r (x \geq 60)$  に違いが生じる。具体的な年齢別死亡率の計算式を表3に示す。

表3の年齢別死亡率を計算するためには  ${}_5 a_x^r (x = \{60, \dots, 90\})$  が必要になるが、市区町村別男女・年齢別生残率の仮定値設定にあたっては将来の生命表を作成していないため、直接  ${}_5 a_x^r$  を利用することはできない。ここでは「2022年版日本版死亡データベース<sup>7)</sup>」(以降はJMD)と「2020全国推計」の将来生命表(死亡中位推計)を用いて都道府県別に  ${}_5 a_x^r$  を設定した。

5) ただし、開放区間  $x(=95)$  における死亡数  $({}_x d_x)$  については、 ${}_x d_x = l_x$  である。

6)  $l_x^r = (1/2n) \cdot ({}_n L_{x-n}^r + {}_n L_x^r)$  を仮定すると、 ${}_n d_x^r = l_x^r - l_{x+n}^r = (1/2n) \cdot ({}_n L_{x-n}^r - {}_n L_{x+n}^r)$ 。  ${}_n a_x^r = n/2$  を仮定した [1]式の関係  ${}_n L_x^r = (n/2) \cdot (l_x^r + l_{x+n}^r)$  を用いると、 ${}_n d_x^r = (1/2n) \cdot (n/2) \cdot (l_{x-n}^r + l_x^r - l_{x+n}^r - l_{x+2n}^r) = (1/4) \cdot (l_{x-n}^r + l_x^r - l_{x+n}^r - l_{x+2n}^r)$  をえる。ここで  $l_x^r - l_{x+n}^r = {}_n d_x^r$ ,  $l_{x-n}^r - l_{x+2n}^r = {}_n d_{x-n}^r + {}_n d_x^r + {}_n d_{x+n}^r$  であるため、 ${}_n d_x^r = (1/4) \cdot ({}_n d_{x-n}^r + 2 \cdot {}_n d_x^r + {}_n d_{x+n}^r)$  となるが、この等式は  ${}_n d_x^r = (1/2) \cdot ({}_n d_{x-n}^r + {}_n d_{x+n}^r)$  のときのみ成立する。結局、[2]式を前提に、 $l_x^r = (1/2n) \cdot ({}_n L_{x-n}^r + {}_n L_x^r)$  とする仮定は  $\{ {}_n d_{x-n}^r, {}_n d_x^r, {}_n d_{x+n}^r \}$  の直線的な関係を仮定しているといえる。

7) <https://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/>

表3 定常人口を用いた期間 $\tau$ の年齢別生存数 ( $l_x^\tau$ ) と死亡率 ( ${}_5m_x^\tau$ ) の推定

生存数		死亡率	
0歳:	$l_0^\tau = 500,000$	0~4歳:	${}_5m_0^\tau = \frac{l_0 - l_5}{{}_5L_0^\tau}$
5歳:	$l_5^\tau = \frac{{}_5L_0^\tau + {}_5L_5^\tau}{10}$	5~9歳:	${}_5m_5^\tau = \frac{l_5 - l_{10}}{{}_5L_5^\tau}$
⋮	⋮	⋮	⋮
x歳:	$l_x^\tau = \frac{{}_5L_{x-5}^\tau + {}_5L_x^\tau}{10}$	x~x+4歳:	${}_5m_x^\tau = \frac{l_x - l_{x+5}}{{}_5L_x^\tau}$
⋮	⋮	⋮	⋮
60歳:	$l_{60}^\tau = \frac{{}_5L_{55}^\tau + {}_5L_{60}^\tau}{10}$	90~94歳:	${}_5m_{90}^\tau = \frac{l_{90} - l_{95}}{{}_5L_{90}^\tau}$
65歳:	$l_{65}^\tau = \frac{{}_5L_{60}^\tau - {}_5a_{60}^\tau \cdot l_{60}^\tau}{5 - {}_5a_{60}^\tau}$	95歳以上:	${}_\infty m_{95}^\tau = \frac{l_{95}}{{}_\infty L_{95}^\tau}$
⋮	⋮		
y歳:	$l_y^\tau = \frac{{}_5L_y^\tau - {}_5a_y^\tau \cdot l_y^\tau}{5 - {}_5a_y^\tau}$		
⋮	⋮		
90歳:	$l_{90}^\tau = \frac{{}_5L_{85}^\tau - {}_5a_{85}^\tau \cdot l_{85}^\tau}{5 - {}_5a_{85}^\tau}$		
95歳:	$l_{95}^\tau = \frac{{}_5L_{90}^\tau - {}_5a_{90}^\tau \cdot l_{90}^\tau}{5 - {}_5a_{90}^\tau}$		

注. 菅ほか (2020) の方法では $\{{}_5L_0^\tau, \dots, {}_5L_{85}^\tau\}$ を線形補間して $\{l_0^\tau, \dots, l_{85}^\tau\}$ を得たため、 ${}_\infty m_{85}^\tau = ({}_5L_{80}^\tau + {}_5L_{85}^\tau) / (10 \cdot {}_\infty L_{85}^\tau)$ とした。 ${}_\infty L_{85}^\tau = {}_5L_{85}^\tau + {}_5L_{90}^\tau + {}_\infty L_{95}^\tau$ である。

具体的には、1985年10月~1990年9月から2015年10月~2020年9月の都道府県別男女・年齢5歳階級別 ${}_5a_x^\tau$ の全国値に対する相対較差(比)を計算し、これら7期間のうち最大と最小を除く5期間の平均を固定した。そのうえで、「2020全国推計」の将来生命表(死亡中位推計)から計算した将来の男女・年齢5歳階級別 ${}_5a_x^\tau$ に相対較差を適用することで都道府県別 ${}_5a_x^\tau$ を投影し、各都道府県に所属する市区町村の値とした。

なお、JMDと「2020全国推計」では1年×1歳単位の生命表が作成されているが、このなかの $a_x^\tau$ と $d_x^\tau (= l_x^\tau - l_{x+1}^\tau)$ <sup>8)</sup>を用いて[3]式のように5歳階級にまとめた。

$${}_5a_x^\tau = \frac{\sum_{i=x}^{x+4} (i-x+a_i^\tau) \cdot d_i^\tau}{\sum_{i=x}^{x+4} d_i^\tau} \dots [3]式$$

ただし、「2020全国推計」の将来生命表には $a_x^\tau$ が掲載されていない。石井(2015)に則って、将来生命表の死亡確率( ${}_nq_x^\tau$ )、生存数( $l_x^\tau$ )、定常人口( ${}_nL_x^\tau$ )を用いて、0歳は男女別、その他の年齢は男女共通で次のように計算した。

8) ただし、105歳以上は ${}_\infty d_{105}^\tau = l_{105}^\tau$ である。

$$x=0: a_x^\tau = \alpha_s + \beta_s \left( \frac{-b - \sqrt{b^2 - 4ac}}{2a} \right)$$

$$x \in (0, 105): a_x^\tau = 0.5$$

$$x=105: a_x^\tau = \frac{{}_\infty L_{105}^\tau}{l_{105}^\tau}$$

ただし、 $a_0^\tau$  の計算には 0 歳死亡確率を用いており、各項は  $a = -\beta_s \cdot q_0^\tau$ ,  $b = q_0^\tau - \alpha_s \cdot q_0^\tau - 1$ ,  $c = q_0^\tau$  である。また、 $\{\alpha_s, \beta_s\}$  は男女によって異なるパラメータであり、男性は  $\{\alpha_M, \beta_M\} = \{0.242, 11.373\}$ 、女性は  $\{\alpha_F, \beta_F\} = \{0.239, 12.537\}$  である。このようにして得た  $a_x^\tau$  を [3] 式の関係で年齢 5 歳階級にまとめた。なお、将来の死亡数推計に実際に用いる  ${}_5 a_x^\tau$  は一部の年齢区間  $\{{}_5 a_{60}^\tau, \dots, {}_5 a_{90}^\tau\}$  のみである。

### 2.3. 将来 (t-5 年 10 月～t 年 9 月) の市区町村別死亡数 (補正前) の推計

「2020 地域推計」による将来の市区町村  $i$  の男女年齢別人口  $\{P_a^{t,i}\}$  ( $a = \{0-4, 5-9, \dots, 95+\}$  歳;  $t = \{2020, 2025, \dots, 2050\}$  年 10 月 1 日) を用いて、t-5～t 年の生残率仮定値から逆算した定常人口による男女年齢別死亡率  $\{{}_5 m_x^\tau\}$  を、当該期間の期首・期末人口に年齢別に適用すれば、推計対象市区町村  $i$  について将来の男女年齢別死亡数 (補正前)  $\{{}_5 \tilde{D}_x^{\tau,i}\}$  ( $x = \{0, 5, \dots, 95\}$  は期間  $\tau$  の年齢  $a = x - x + 4$  歳に対応;  $\tau = t-5 \sim t, t = \{2025, 2030, \dots, 2050\}$  年)<sup>9)</sup> を計算することができる。なお、[4] 式の計算は、推計期間中の年齢別死亡率を同一年齢の期首・期末人口に適用するため、同期間・年齢において発生する人口移動の影響を考慮するものになっている。

$${}_5 \tilde{D}_x^{\tau,i} = \frac{1}{2} (P_a^{t-5,i} + P_a^{t,i}) {}_5 m_x^\tau \quad \forall i, x, t \quad (\tau \text{ は期間 } t-5 \sim t, a \text{ は年齢 } x-x+4 \text{ に対応}) \cdots [4] \text{ 式}$$

### 2.4. 「2020 全国推計」結果による死亡数を用いた市区町村別死亡数の補正

[4] 式で推計された市区町村別死亡数の合計は「2020 全国推計」の結果 (出生中位 (死亡中位) の男女年齢別人口及び死亡数) に必ずしも合致しない。このため、期間別・男女年齢別に一律に補正したものを最終的な死亡数推計値とする。なお、全国の将来の死亡数は、「2020 全国推計」における仮定値 (将来生命表の定常人口) を用いて、表 3 及び [4] 式と同様に計算している。おもな相違点として、「2020 全国推計」では将来の人口を各年・各歳で得ることから将来の死亡数も t-1 年 10 月～t 年 9 月における各歳で計算していること、将来生命表の開放区間は 105 歳以上になっていること等があげられる。全国の死亡数を「2020 地域推計」の推計期間・年齢階級に合わせて集計した上で、市区町村別の死亡数の期間別・男女年齢別に補正する。

9)  $x=95$  は「95 歳以上」であり、 ${}_5 \tilde{D}_{95}^{\tau,i}$  は  ${}_\infty \tilde{D}_{95}^{\tau,i}$  の意である。

## 2.5. 人口移動の死亡数への影響

将来の地域別死亡数に人口移動がどの程度の影響を及ぼすのかについて概観するため、2.3項の死亡数の推計において「2020地域推計」で公表されている参考推計（封鎖人口）の結果を用いた場合の死亡数を計算する。そのうえで、2020～2025年から2045～2050年の死亡数を合計し、人口移動を考慮する将来の人口を用いて計算した死亡数の封鎖人口の死亡数からの差率（人口移動を考慮する死亡数に対する比率）についての地域分布を都道府県別・市区町村別に観察する。

なお、「2020地域推計」では「2020全国推計」（出生中位（死亡中位））の結果に合致するよう一律補正を行ったものを最終的な結果としている。一方、参考推計（封鎖人口）では「2020全国推計」の条件付き推計（表 A-8）出生中位（死亡中位）推計（封鎖人口）に合致するよう一律補正を行っている。封鎖人口の死亡数の推計にあたっては2.4項の補正は「2020全国推計」の封鎖人口に対応する死亡数に合致するよう一律に補正する。

## 2.6. 「2015地域推計」死亡数の推計誤差

地域別の将来推計人口の精度評価に関する研究は多数行われているが（たとえば、鎌田ほか（2020））、地域別の死亡数推計値は事後的な実績値と比べた精度についての検証は行われていない。ここでは、菅ほか（2020）の地域別総死亡数（開放区間を85歳以上として推計したもの）の人口動態統計による2015年10月から2020年9月の死亡数からの差率（実績に対する比率）を市区町村の人口規模階級別に観察し、推計実施直後から5年間の地域別死亡数は実績とどの程度乖離するのかについての目安を示す。

検証の対象とする地域は47都道府県ならびに菅ほか（2020）の推計対象市区町村である。福島県は県を単位とし、福島県内の市町村は市区町村単位の比較からは除外する。同様に、菅ほか（2020）で推計の対象外となった政令市<sup>10)</sup>の区についても除外し、これら政令市については政令市を単位とする。比較対象自治体は、1,798市区町村（23特別区、12政令市の128区、8政令市、その他福島県の市町村を除く759市、712町、168村）である。

## 3. 分析結果

### 3.1. 年齢別死亡率の開放区間の違いが死亡数推計値に及ぼす影響

2節で指摘した通り、死亡率の開放区間の設定は超高齢の実際人口と定常人口の年齢分布が異なると、死亡数推計値に影響を及ぼす。冒頭でみたように、全国の85歳以上人口割合は2020年の4.86%から2050年には9.18%に上昇することが見込まれている。また、この割合に大きな地域差があることも冒頭で指摘した。2050年における85歳以上人口割合は最も高い地域において、都道府県単位には7.61%（秋田県）、市区町村単位には19.86%（群馬県南牧村<sup>なんもくむら</sup>）という水準になることが見込まれている。死亡率は加齢にしたがって指数関数的に上昇するため、人口以上に高齢に偏って開放区間の死亡数も多くなる。

10) さいたま市、相模原市、新潟市、静岡市、浜松市、堺市、岡山市、熊本市の8市は政令市単位とした。

表4は、推計期間全体の2020～2050年を累計した年齢別死亡数が総死亡数に占める割合の地域分布を都道府県別にみたものである。平均は60歳未満が3.6%、60～84歳が32.1%、85歳以上が64.3%を占める。85歳以上のレンジは58.5～67.6%、四分位範囲は62.8～65.7%であり、沖縄県と東京都を除く45道府県で6割を超えている。85歳以上の死亡は60～84歳の概ね2倍以上であり、地域差も大きい。さらに、95歳以上という超高齢の死亡も平均的に死亡総数の22.8%を占め、最も割合の高い島根県では26.0%で、死亡者の4人に1人以上が95歳以上であることがわかる。2050年においても全国の95歳以上人口割合は1.82%に過ぎないことと比べれば、死亡の年齢パターンは高齢に強く偏っていることがわかる。

表4 2020～2050年の年齢別死亡数が総死亡数に占める割合の地域分布：都道府県

順位	年齢区分			
	0～59歳	60～84歳	85歳以上	(再掲)95歳以上
1	沖縄県 5.9	沖縄県 35.6	島根県 67.6	島根県 26.0
2	東京都 5.5	東京都 35.3	長野県 67.6	長野県 25.5
3	千葉県 4.4	埼玉県 34.7	大分県 67.1	高知県 25.4
4	埼玉県 4.4	青森県 34.7	熊本県 67.0	熊本県 24.8
5	神奈川県 4.4	栃木県 34.5	奈良県 67.0	鳥取県 24.6
∴	∴	∴	∴	∴
12	滋賀県 3.7	群馬県 33.5	鳥取県 65.7	香川県 23.8
∴	∴	∴	∴	∴
24	岡山県 3.4	佐賀県 31.9	石川県 64.8	長崎県 23.0
∴	∴	∴	∴	∴
36	和歌山県 3.2	鳥取県 31.1	群馬県 62.8	三重県 21.7
∴	∴	∴	∴	∴
43	奈良県 3.0	奈良県 30.1	愛知県 61.3	茨城県 20.6
44	徳島県 3.0	大分県 29.8	大阪府 61.3	愛知県 20.5
45	高知県 2.9	熊本県 29.8	埼玉県 60.9	栃木県 20.3
46	山形県 2.9	島根県 29.3	東京都 59.2	埼玉県 20.2
47	秋田県 2.9	長野県 29.3	沖縄県 58.5	青森県 20.0
平均：	3.6	32.1	64.3	22.8
標準偏差：	0.6	1.6	2.1	1.5
四分位範囲：	0.5	2.4	2.9	2.1

出典：著者算出。

表5は、2020～2050年の年齢別死亡数が総死亡数に占める割合の地域分布を市区町村別にみたものである。市区町村別にみた死亡の85歳以上割合の平均は65.4%で都道府県平均と大きく変わらないが、標準偏差は4.6ポイント、四分位範囲は62.6～68.4%の5.8ポイントであり、どちらも都道府県でみた場合の2倍以上の大きさであり地域差は大きくなる。長野県栄<sup>さかえむら</sup>村のように死亡者の8割以上が85歳以上というところもあれば、東京都の離島や大阪市の港湾部のように半分未満のところもある。このように死亡の年齢パターンは人口の年齢パターンと異なって、高齢の死亡が多く地域差も大きいことから、開放区間の設定が死亡数推計の精度を左右する重要な要素であることが示唆される。

表5 2020～2050年の年齢別死亡数が総死亡数に占める割合の地域分布：市区町村

順位	年齢区分							
	0～59歳		60～84歳		85歳以上		(再掲) 95歳以上	
1	大阪市西区	10.2	東京都青ヶ島村	76.5	長野県栄村	81.2	長野県栄村	42.8
2	東京都小笠原村	9.7	東京都御蔵島村	52.4	長野県麻績村	78.8	北海道新篠津村	39.5
3	大阪市中央区	9.4	大阪市西成区	49.5	徳島県上勝町	78.7	高知県本山町	38.6
4	東京都港区	8.4	沖縄県北大東村	45.6	北海道新篠津村	78.2	高知県大川村	38.3
5	東京都中央区	8.4	大阪市浪速区	44.9	長野県天龍村	78.2	長野県麻績村	38.0
⋮	⋮		⋮		⋮		⋮	
471	栃木県大田原市	3.9	大阪府八尾市	33.7	広島県府中市	68.4	北海道足寄町	25.6
⋮	⋮		⋮		⋮		⋮	
942	愛媛県砥部町	2.9	鹿児島県大崎町	31.5	大阪府富田林市	65.6	福島県塙町	23.4
⋮	⋮		⋮		⋮		⋮	
1413	三重県紀宝町	2.1	山梨県北杜市	29.4	愛知県豊明市	62.6	福井県坂井市	21.4
⋮	⋮		⋮		⋮		⋮	
1880	和歌山県北山村	0.0	長野県天龍村	21.6	大阪市浪速区	48.1	北海道占冠村	13.9
1881	島根県知夫村	0.0	徳島県上勝町	20.6	大阪市西成区	48.1	山梨県丹波山村	13.8
1882	岡山県新庄村	0.0	北海道新篠津村	20.4	東京都御蔵島村	47.6	東京都利島村	13.2
1883	高知県大川村	0.0	長野県麻績村	20.4	東京都小笠原村	45.4	東京都御蔵島村	9.5
1884	鹿児島県三島村	0.0	長野県栄村	18.5	東京都青ヶ島村	23.5	東京都青ヶ島村	0.0
平均：		3.1		31.5		65.4		23.7
標準偏差：		1.4		3.6		4.6		3.5
四分位範囲：		1.8		4.3		5.8		4.2

出典：著者算出。

表6は、菅ほか（2020）と同じ方法により85歳以上一律に推計した死亡数の85歳以上を細分化して推計した死亡数に対する比（以降は、開放区間設定に関する死亡数の比）について、2020～2050年の総死亡数及び60～84歳と85歳以上の死亡数を都道府県別にみたものである。60～84歳死亡数は生存数の計算に[2]式を用いることの影響をみるものである。都道府県別にみるとレンジは99.1～101.1の範囲でほとんど影響がないといってよい。総死亡数への影響については、四分位範囲は99.2～100.1、レンジは98.2～101.9であった。85歳以上死亡数への影響については、四分位範囲は98.7～100.2、レンジは97.1～103.8であった。たとえば、推計期間を通じた2020～2050年の85歳以上死亡数の場合、85歳以上一律で推計した死亡数は85歳以上を細分化した年齢別死亡率を用いて推計した死亡数と比べて、沖縄県では3.8%大きい島根県では2.9%小さいというように推計方法による差が生じている。しかしながら、このような差は大部分の都道府県で総死亡数の1%未満、85歳以上死亡数の1.5%程度の相対的変化にとどまる（中央値99.6±1%ポイントと中央値99.3±1.5%ポイントの範囲に約8割の都道府県が収まる）<sup>11)</sup>。

表7は、開放区間設定に関する死亡数の比について、2020～2050年の総死亡数及び60～84歳と85歳以上の死亡数を市区町村別にみたものである。60～84歳死亡数については、四分位範囲は99.5～100.6、レンジは95.8～105.0であり、推計期間を通じた2020～2050年の

11) 開放区間設定に関する死亡数の比について、2020～2050年の総死亡数では中央値99.6±1%ポイントの範囲に39都道府県が収まる。2020～2050年の85歳以上死亡数では中央値99.3±1.5%ポイントの範囲に37都道府県が収まる。

表6 85歳以上一律に推計した死亡数の85歳以上の年齢を細分化して計算した死亡数に対する比(%)：都道府県

順位	年齢区分		
	総数	60～84歳	85歳以上
1	沖縄県 101.9	滋賀県 101.1	沖縄県 103.8
2	滋賀県 101.0	長野県 100.9	神奈川県 101.4
3	神奈川県 100.9	山形県 100.8	埼玉県 101.4
4	埼玉県 100.8	福井県 100.8	滋賀県 101.1
5	宮城県 100.6	奈良県 100.7	宮城県 100.9
∴	∴	∴	∴
12	兵庫県 100.1	三重県 100.3	茨城県 100.2
∴	∴	∴	∴
24	三重県 99.6	山梨県 100.1	京都府 99.3
∴	∴	∴	∴
36	香川県 99.2	東京都 99.8	富山県 98.7
∴	∴	∴	∴
43	秋田県 98.7	茨城県 99.5	山口県 98.0
44	山口県 98.6	北海道 99.5	秋田県 97.8
45	高知県 98.3	愛媛県 99.4	高知県 97.6
46	島根県 98.2	青森県 99.3	和歌山県 97.5
47	和歌山県 98.2	沖縄県 99.1	島根県 97.1
平均：	99.7	100.1	99.5
標準偏差：	0.7	0.5	1.2
四分位範囲：	0.9	0.5	1.5

出典：著者算出。

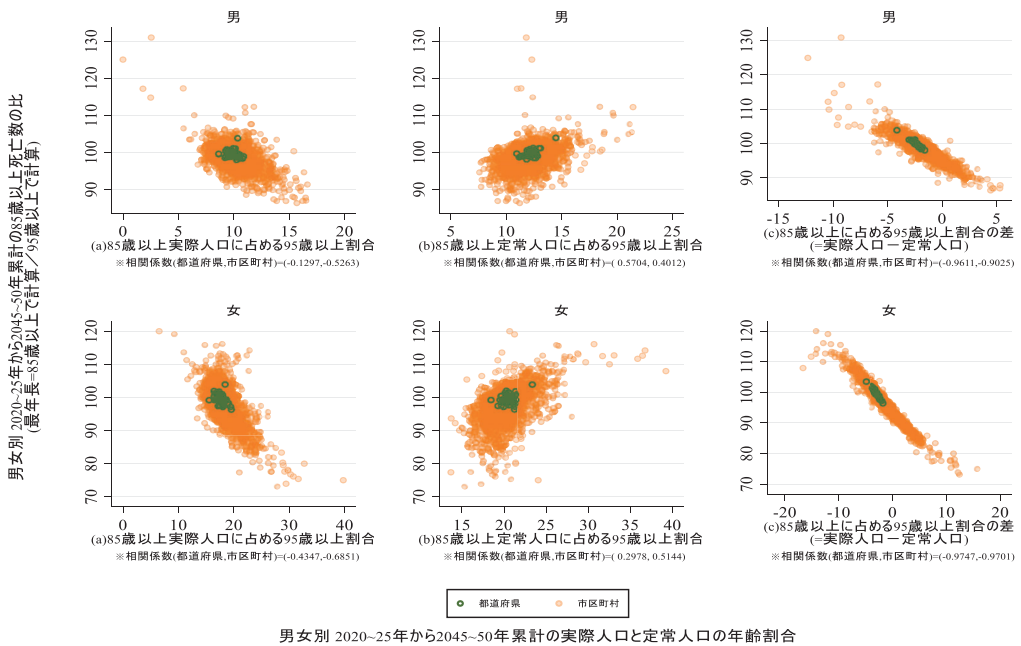
表7 85歳以上一律に推計した死亡数の85歳以上の年齢を細分化して計算した死亡数に対する比(%)：市区町村

順位	年齢区分		
	総数	60～84歳	85歳以上
1	東京都青ヶ島村 117.6	高知県大川村 105.0	東京都青ヶ島村 175.0
2	東京都御蔵島村 107.1	熊本県五木村 104.5	東京都御蔵島村 115.0
3	沖縄県北中城村 106.9	岡山県西粟倉村 104.3	沖縄県北中城村 113.3
4	兵庫県三田市 106.4	大阪府豊能町 103.6	沖縄県南風原町 112.3
5	埼玉県三芳町 106.4	奈良県黒滝村 103.4	埼玉県三芳町 111.7
∴	∴	∴	∴
471	岐阜県瑞浪市 100.4	北海道赤井川村 100.6	広島県大竹市 100.6
∴	∴	∴	∴
942	千葉県香取市 99.0	沖縄県宜野湾市 100.0	長野県小川村 98.4
∴	∴	∴	∴
1413	和歌山県那智勝浦町 97.1	北海道俱知安町 99.5	北海道乙部町 95.7
∴	∴	∴	∴
1880	長野県泰阜村 86.5	東京都奥多摩町 96.7	山口県上関町 82.0
1881	東京都檜原村 85.4	山梨県早川町 96.7	東京都檜原村 81.9
1882	高知県東洋町 84.7	和歌山県北山村 96.2	高知県東洋町 80.1
1883	北海道新篠津村 84.2	東京都三宅村 96.0	北海道新篠津村 80.1
1884	長野県麻績村 83.2	鹿児島県三島村 95.8	長野県麻績村 78.6
平均：	98.6	100.1	98.0
標準偏差：	2.9	1.0	4.6
四分位範囲：	3.2	1.2	4.9

出典：著者算出。

死亡数に5%の差を生じる人口規模が小さな自治体もあるものの、生存数に[2]式を用いることには全般的に大きな影響はないといっていよう。85歳以上死亡数についての比は、四分位範囲は95.7~100.6、レンジは78.6~175.0であり、都道府県を単位に見る場合よりも大きな散らばりがあるものの、開放区間の設定に関する85歳以上死亡数の比は半数の自治体において98.4±2.5%ポイントの範囲に収まる<sup>12)</sup>。また、75パーセント値が100程度であり、全体の4分の3ほどの自治体において100を下回り、85歳以上一律に推計する死亡数は85歳以上の年齢を細分化して推計する死亡数を下回る自治体が多いことがわかる。85歳以上に一律に死亡率を適用した場合、95歳以上など超高齢者に低すぎる死亡率を適用するため、85歳以上人口のなかで高齢化が進むと死亡数推計値は過小になるという見方と整合的である。

このことを確認するため、図1は2020~2050年累計の85歳以上死亡数について開放区間設定に関する死亡数の比を縦軸にとり、実際人口と定常人口の85歳以上に占める95歳以上割合との関係を男女別にみたものである。パネル(b)の定常人口の年齢割合とは緩やかな正の相関、パネル(a)の実際人口の年齢割合とは相対的に強い負の相関、そしてパネル(c)



出典：著者作成。

図1 男女別にみた2020~2050年累計の85歳以上死亡数の比（開放区間95歳以上に対する85歳以上の比）と実際の累計85歳以上人口に占める95歳以上年齢割合、85歳以上定常人口の累計に占める95歳以上の年齢割合、実際人口年齢割合の定常人口年齢割合からの差の関係

12) 開放区間設定に関する死亡数の比を推計対象1,884市区町村についてみると、2020~2050年の総死亡数では中央値99.0±1.7%ポイントの範囲に987(52.4%)の市区町村が収まる。2020~2050年の85歳以上死亡数では中央値98.4±2.5%ポイントの範囲に968(51.4%)の市区町村が収まる。

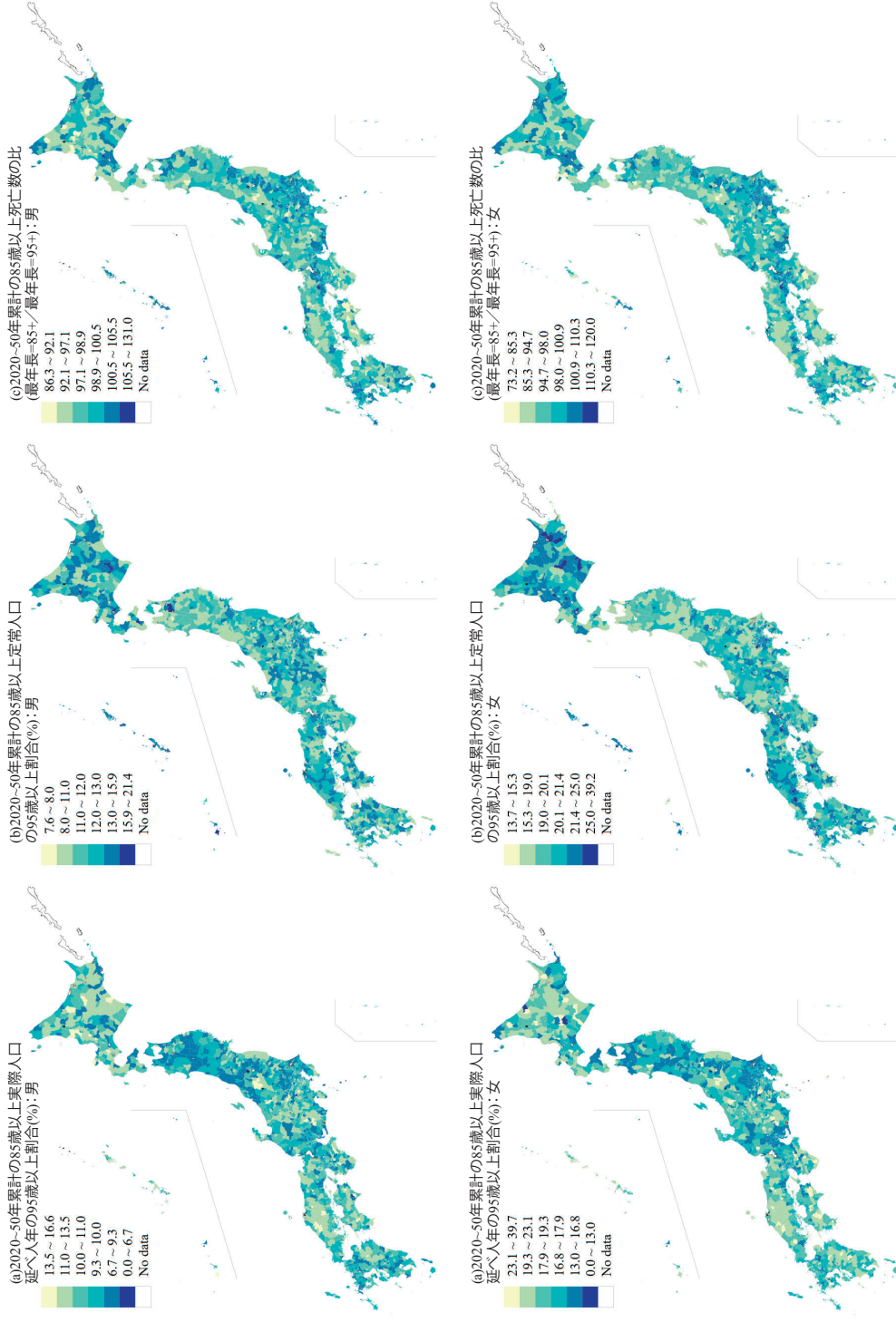
の実際人口の定常人口からの差との関係には男女とも非常に強い負の相関関係が見られることがわかる。パネル(b)の85歳以上定常人口に占める95歳以上割合が高い市区町村とは長寿化が進んだ地域であり、長寿化は85歳以上の実際人口のなかの超高齢化を進めることにもなる。長寿化だけでなくコーホート変動も将来の超高齢化に影響するが、これには基準時点における「団塊の世代」等の居住地の地域分布や将来の人口移動の状況も影響することになる。市区町村別にみるとパネル(b)よりも(a)の方が相対的に強い相関があるため、このような実際人口の超高齢化の地域差は長寿化の地域差よりも強い影響を及ぼすことがわかる。これらの複合的な結果として85歳以上一律の死亡率で計算するか、年齢階級別に細分化して計算するかの差は生じる。

図2では、図1と同じデータを市区町村別の地図にして地理的な分布をみた。平均寿命の地理的分布として次のパターンが知られている。①全国的な大域的パターンとして愛知県から石川県に至る東経137度前後の寿命が長く、北日本で寿命が短いことは男女に共通している。②女性は西南日本も長寿だが、男性は紀伊半島南西部・四国南部・南九州・沖縄等において短命の地域が散見され西南日本が長寿なわけではない。③男女ともに東日本の大都市地域（札幌、仙台、東京～横浜）で長寿だが、逆に大阪と福岡では短命である。名古屋では女性は短命である。図1でみた通り、開放区間設定に関する85歳以上死亡数の比は、市区町村の長寿化の状況とゆるやかな正の相関があったため、大都市圏で大きな値を示すなど平均寿命の地理的な分布と重なる部分も多い。しかし、85歳以上実際人口に占める95歳以上割合が小さな北日本において85歳以上死亡数の比が大きくなっている地域が散見されるなど、平均寿命にはみられない地理的なパターンもあることがわかる。先述の通り、このような開放区間の設定の85歳以上死亡数への影響は、3%を超える変化を生じる市区町村は半分未満なのだが、2020年の総人口規模10万人の市区町村についてみても、90.5（京都市中京区<sup>なかぎょうく</sup>）～111.1（兵庫県三田市<sup>さんだし</sup>）という差が生じている。大都市圏のなかでも開放区間の設定が死亡数に対しプラスの影響を及ぼす地域もあればマイナスの影響を及ぼす地域もあって、地域の多様な状況の影響が示唆される。人口の高齢化の地域差をより正確に投影する推計手法の改善は潜在的に重要といえよう。

### 3.2. 人口移動が死亡数推計値に及ぼす影響

人口移動が死亡数推計に及ぼす影響をみるため、表8は推計期間全体の2020～2050年の死亡数を合計し、人口移動を考慮する死亡数の封鎖人口の死亡数からの差率（人口移動を考慮する死亡数に対する比率、以降は人口移動差率と呼ぶ）をみた。都道府県別にみると、47都道府県中32道府県で人口移動差率はプラスであり、将来の人口移動は死亡数を増やす地域が多い。四分位範囲は-0.3～+1.2であり、人口移動が今後の死亡数に1%以上の影響を及ぼす地域は4割に満たない<sup>13)</sup>。最も大きい群馬県で+2.6%、最も小さい東京都では-4.4%であり、都道府県別にみれば人口移動が死亡に大きな影響を及ぼすとはいえないだろう。

13) 都道府県別にみた人口移動差率は、0±1%ポイントの範囲に32道府県が収まる。



出典：著者算出。

図2 2020~2050年の実人口の85歳以上延べ人口の95歳以上割合、85歳以上定常人口に占める95歳以上割合、ならびに、開放区間設定に関する85歳以上死亡数の比

表 8 2020～2050年累計の人口移動を考慮する総死亡数の封鎖人口・死亡数からの差率：  
都道府県、人口規模別に見た市区町村

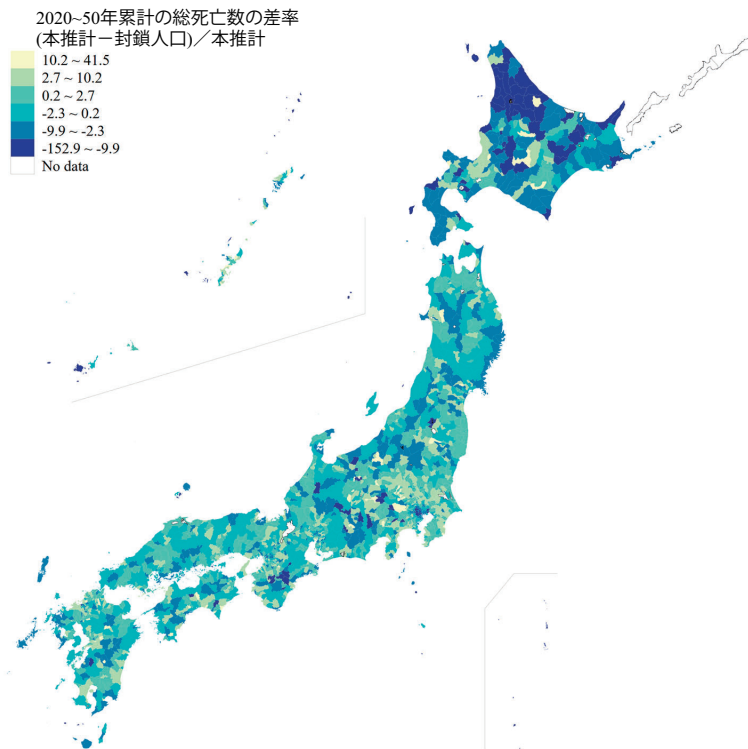
順位	都道府県	順位	2020年の総人口規模別市区町村					
			総数		10万人未満		10万人以上	
1	群馬県 2.6	1	東京都奥多摩町 41.5	東京都奥多摩町 41.5	東京都奥多摩町 41.5	東京都青梅市 14.2		
2	茨城県 2.4	2	東京都日の出町 40.0	東京都日の出町 40.0	東京都日の出町 40.0	千葉県印西市 9.1		
3	奈良県 2.3	3	東京都檜原村 35.2	東京都檜原村 35.2	東京都檜原村 35.2	さいたま市緑区 8.7		
4	長野県 1.8	4	北海道西興部村 32.4	北海道西興部村 32.4	北海道西興部村 32.4	札幌市清田区 8.1		
5	沖縄県 1.6	5	北海道新篠津村 30.9	北海道新篠津村 30.9	北海道新篠津村 30.9	名古屋市守山区 7.6		
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		
12	静岡県 1.2	471	北海道士幌町 2.7	静岡県松崎町 2.8	静岡県松崎町 2.8	長野県松本市 2.0		
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		
24	愛媛県 0.4	942	静岡県富士市 0.2	愛知県弥富市 0.1	愛知県弥富市 0.1	愛知県安城市 0.4		
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		
36	三重県 -0.3	1413	福岡県みやま市 -2.3	兵庫県三木市 -2.7	兵庫県三木市 -2.7	川崎市多摩区 -1.4		
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		
43	大阪府 -0.6	1880	沖縄県北大東村 -50.0	沖縄県北大東村 -50.0	沖縄県北大東村 -50.0	東京都杉並区 -15.9		
44	福井県 -0.7	1881	東京都小笠原村 -51.7	東京都小笠原村 -51.7	東京都小笠原村 -51.7	東京都渋谷区 -16.6		
45	宮城県 -0.8	1882	北海道音威子府村 -56.7	北海道音威子府村 -56.7	北海道音威子府村 -56.7	東京都豊島区 -18.6		
46	長崎県 -1.9	1883	東京都御蔵島村 -88.1	東京都御蔵島村 -88.1	東京都御蔵島村 -88.1	大阪市西区 -20.2		
47	東京都 -4.4	1884	東京都青ヶ島村 -152.9	東京都青ヶ島村 -152.9	東京都青ヶ島村 -152.9	東京都目黒区 -20.5		
平均：	0.4	平均：	-0.4	-0.5	-0.5	-0.1		
標準偏差：	1.2	標準偏差：	8.2	9.0	9.0	4.0		
四分位範囲：	1.5	四分位範囲：	5.0	5.5	5.5	3.5		

出典：筆者算出。注：市区町村別に見た表側は2020年の総人口規模総数でみた場合の順位。10万人未満の市区町村数は1,482、10万人以上の市区数は402であり、これらのなかの分布の四分位数と上位/下位5自治体を示す。

市区町村別に見ると、人口移動差率の四分位範囲は-2.3～+2.7%、レンジは-152.9～+41.5%に広がる<sup>14)</sup>。地理的な分布を確認するため、図3に市区町村別の地図を示した。人口移動差率が最も小さな東京都青ヶ島村では、2020～2050年の総死亡数は人口移動を考慮する場合には17人、封鎖人口の総死亡数は43人であり、人口規模が小さいために不安定な差率になっていることも考えられるが、北海道や離島、紀伊半島の間部、南アルプスや中央アルプス周辺の自治体でマイナス幅が大きくなる傾向がみられ、医療機関等の施設の立地やアクセスの悪さにより高齢者の転出が多いことと関連する可能性がある。また、人口規模10万人以上の市区町村においても、人口移動差率のレンジは-20.5～+14.2%であり、人口移動は大都市圏の中心の区で20%を超える死亡数を減少させ、逆に大都市圏の中心や郊外地域において10%以上死亡数を増加させる場合もある<sup>15)</sup>。このように人口移動差率の地理的なパターンは多様であり、大都市圏の内部でも人口移動が死亡数を増やす地域もあれば、逆に減らす地域も混在していて、極めてミクロな地域の事情に左右されていることが示唆される。市区町村を単位とすると、人口移動は死亡数に対し重要な影響を及ぼす場合もあり、今後分析を深めることが重要であろう。

14) 1,884市区町村別に見た人口移動差率は、0±2.5%ポイントの範囲に931(49.4%)の市区町村が収まる。

15) ただし、2020年総人口規模10万人以上の402市区の人口移動差率は、0±2.5%ポイントの範囲に262(65.2%)が収まり、表8からもわかるように人口規模が大きいと散らばりは小さくなる。



出典：著者算出。注：「本推計」とは人口移動を考慮する死亡数，「封鎖人口」は封鎖人口の死亡数を指す。

図3 2020～2050年累計の人口移動を考慮する総死亡数の封鎖人口・死亡数からの差率

### 3.3. 「2015地域推計」死亡数の推計誤差

表9では「2015地域推計」と整合的な地域別の2015～2020年総死亡数の実績死亡数からの差率（実績に対する比率，以降は死亡誤差率）を都道府県別，および市区町村の2015年総人口規模階級別にみた。この表は推計実施から5年間の死亡数は実績と比べてどの程度乖離するのかについての目安を示すものである。都道府県別にみた死亡誤差率のレンジは-2.9～+3.2%，四分位範囲は-1.3～+0.9%であった。都道府県単位には，半数近くの地域で概ね±1%程度の差に収まる。死亡誤差率の絶対値が2%を超えるのは新潟県（-2.9%），福井県（-2.2%），東京都（+2.4%），兵庫県（+3.2%）の4都県のみであった。

市区町村別にみると，とくに人口規模が小さな自治体で死亡誤差率の散らばりは大きくなり，北海道おといねっぶむら音威子府村（+67.8%），東京都おがさわらむら小笠原村（+51.8%）では50%以上になっている。市区町村単位にみた死亡誤差率の四分位範囲は比較対象としたすべての自治体では-4.8～+2.7%だが，5千人未満や5千～1万人の四分位範囲（それぞれ-10.4～+4.3%と-9.2～+1.1%）は全体よりも広い。死亡率の投影方法に問題がなかったとしても，小地域では偶発的な変動により，誤差分散は大きくなりがちであることを反映しているとみられる。人口規模が大きくなると死亡誤差率の四分位範囲は縮小する傾向がみられ，10万人以

上の市区町村では死亡誤差率の四分位範囲は-0.8～+4.3%， 9割の市区町村で-4.3～+8.7%の範囲になる<sup>16)</sup>。ただし，10万人以上の市区町村においても，大阪市西成区（-20.6%）～大阪府箕面市（+14.7%）のように10%を大きく超える死亡誤差率が生じる場合があることには注意を要する。また，総人口規模5千人以上の自治体において，人口規模が大きくなると死亡誤差率の中央値や平均値はマイナスからプラス方向に大きくなる傾向がみられ，「2015地域推計」の場合には，人口規模の大きな自治体で死亡数は過大推計になる傾向があったことが示唆される。

表9 「2015地域推計」における2015～2020年総死亡数推計値の実績からの差率の地域分布：都道府県，人口規模階級別市区町村

		都道府県	2015年の総人口規模階級別 市区町村					
			総数	5千人未満	5千～1万人	1～3万人	3～10万人	10万人以上
最小		-2.9	-28.1	-28.1	-24.2	-16.2	-11.4	-20.6
パーセンタイル	1	-2.9	-19.6	-26.0	-18.9	-14.2	-9.5	-7.0
	5	-2.0	-12.3	-20.7	-16.0	-10.8	-7.1	-4.3
	25	-1.3	-4.8	-10.4	-9.2	-5.6	-3.5	-0.8
	50	-0.6	-1.0	-3.4	-4.7	-2.5	-0.8	1.4
	75	0.9	2.7	4.3	1.1	1.1	2.1	4.3
	95	2.0	9.5	19.7	9.1	7.4	8.8	8.7
	99	3.2	18.7	45.2	15.2	14.1	12.5	12.3
最大		3.2	67.8	67.8	19.1	20.6	19.3	14.7
平均		-0.3	-1.1	-2.3	-3.9	-2.0	-0.4	1.7
標準偏差		1.3	7.2	13.2	7.5	5.7	4.7	4.2
四分位範囲		2.2	7.5	14.8	10.3	6.7	5.6	5.1
自治体数		47	1,798	249	230	429	521	369

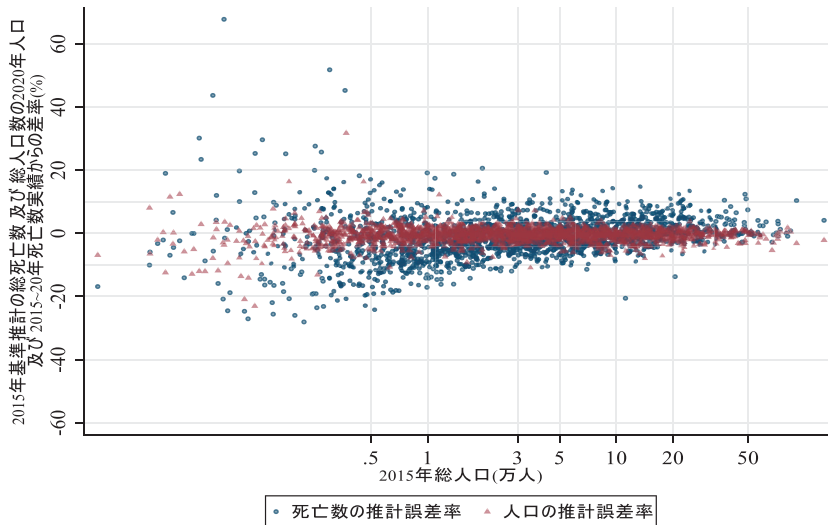
出典：著者算出。

図4では，この2015～2020年総死亡数の誤差率と「2015地域推計」による2020年総人口の国勢調査人口からの差率（国勢調査人口に対する比率，以降は人口誤差率）と総人口規模との関係を見た。小規模自治体において実績との乖離が大きくなる場合があることは人口誤差率でも同じであり，5千人未満の自治体のレンジは-23.0～+31.7%であった。しかし，人口誤差率は人口規模が大きくなると比較的急速に縮小し，総人口規模が5千人を超えると5%を超える人口誤差率は稀になる<sup>17)</sup>。死亡誤差率の方が分布の裾野は広く総人口規模1万人を超えると10%を超える誤差は稀になる<sup>18)</sup>。先述の通り，死亡誤差率は10万人

16) 1,798市区町村別にみた死亡誤差率は， $0 \pm 4\%$ ポイントの範囲に914(50.8%)， $0 \pm 5\%$ ポイントの範囲に1,102(61.3%)の市区町村が収まる。2015年の総人口規模別にみると，1万人未満の479市町村では $0 \pm 5\%$ ポイントの範囲に収まるのは178(37.2%)だが，10万人以上の369市区では $0 \pm 5\%$ ポイントの範囲に285(77.2%)が収まる。

17) 人口誤差率が $0 \pm 5\%$ ポイントの範囲に収まる市区町村を2015年の総人口規模別にみると，5千人未満の249市町村では204(81.9%)だが，5千人以上の1,549市区町村では1,510(97.5%)となる。

18) 死亡誤差率が $0 \pm 10\%$ ポイントの範囲に収まる市区町村を2015年の総人口規模別にみると，1万人未満の479市町村では328(68.5%)だが，1万人以上の1,319市区町村では1,240(94.0%)となる。



出典：著者作成.

図4 「2015地域推計」の総人口及び総死亡数の2020年総人口及び2015～2020年死亡数実績からの差率(%)と2015年総人口規模の関係

以上の9割の市区町村の死亡誤差率は-4.3～+8.7%の範囲にあるものの、-20%を下回る誤差を生じることもあり、幅をもってみる必要がある。

### 3.4. 地域別将来の死亡数推計結果

菅ほか(2020)では、死亡数推計結果の概況として、①今後多くの市区町村で人口減少とともに死亡数も減少することや、②2015年の高齢人口割合が高い自治体に死亡数のピーク年次が早い自治体が多いこと、③死亡数のピーク年次が早い自治体に死亡数の今後の減少が大きな自治体が多いこと、を指摘している。「2015地域推計」における2040～2045年年総死亡数推計値(開放区間は85歳以上)と今回の推計値(開放区間95歳以上)の相関係数は都道府県単位には0.9995、市区町村単位には0.9947であり、線型に近い相関関係がある。そのため、菅ほか(2020)で紹介した死亡数の概況は細かな数字には若干の変化が生じるが、先に指摘した①～③の要点はそのまま今回の推計においてもあてはまる。紙幅の関係で将来の死亡数の推移の全般的な傾向の紹介は割愛するが、菅ほか(2020)をあわせて参照されたい。

## 4. まとめ

本稿では「2020地域推計」における生残率仮定値を用いて、同推計と整合的な2020～2025年から2045～2050年の死亡数を都道府県別及び市区町村別に推計した。菅ほか(2020)では「2015地域推計」と整合的な2015～2020年から2040～2045年の都道府県別・

市区町村別死亡数を推計したが、そこでの手法と比べて本推計では65歳以上死亡率にかかる生存数の算出方法を変更するとともに、死亡率の開放区間を従来の85歳以上から95歳以上に拡張した。このような死亡数推計手法の変更が将来の死亡数にどのような影響を及ぼすかを検証するため、菅ほか（2020）と同じ方法による死亡数についても推計し比較した。その結果、85歳以上人口を細分化して将来の死亡数を推計することで超高齢人口の地域分布の見通しを精確に反映させることができるようになるものの、推計対象自治体の半数において、従来の方法による85歳以上死亡数の今回の推計値に対する比は $98 \pm 2 \sim 3\%$ ポイントの範囲内であった。

そのほか、「2020地域推計」における参考推計（封鎖人口）と整合的な死亡数を算出し、将来の人口移動が死亡に及ぼす影響についても検証した。また、「2015地域推計」における死亡数の推計誤差の評価として、推計実施から5年間の死亡数と実績値との比較も行った。人口移動の影響については、推計対象の半数の自治体において $\pm 2 \sim 3\%$ ほどであるが、総人口規模10万人超の自治体においても20%を超える死亡数の減少を来す場合があった。死亡数推計の誤差については、総人口規模が1万人を超えると10%を超える誤差は稀になり10万人以上の9割の市区町村の誤差率は $-4 \sim +9\%$ の範囲になるものの、10万人以上の自治体においても $-20\%$ を下回る誤差を生じることがあり幅をもってみる必要があることを指摘した。

本稿の分析のうち開放区間の設定に関する結果は、将来の死亡数の推計にあたり85歳以上人口を細分化せず85歳以上一律に設定した死亡率を用いても死亡の地域差を理解するにあたって実務的に大きな問題は生じないことを示唆する。しかしながら、これは死亡の地域構造の分析において85歳以上を一括して扱ってよいということを意味するわけではない。都道府県別の85歳以上人口割合は2050年においても6%以上15%未満である一方で、2020～2050年の総死亡数に占める85歳以上人口からの死亡数の割合は概ね6割以上になっており、分母人口の小さな集団の率を高精度で把握する必要がある。市区町村単位にみれば、高齢化と人口減少は小規模自治体で相対的に顕著に進むことが見通されており、小地域での超高齢死亡率の測定はますます困難を伴うものとなる。今後、全国的な高齢化と人口減少のなかで、まだしばらくは増加する死亡について、地域較差を理解することはますます重要になるだろう

## 謝辞

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（JPMH20AA2007及びJPMH23AA2005、研究代表者：小池司朗）による助成を受けた。

## 参考文献

石井太（2015）「日本版死亡データベースの構築に関する研究」『人口問題研究』第71巻第1号，pp. 3-27.

鎌田健司・小池司朗・菅桂太・山内昌和（2020）「地域別将来推計人口の精度評価—回帰モデルによる推計誤差

- の空間的特性の検証—』『人口問題研究』第76巻第1号, pp.41–66.
- 小池司朗・菅桂太・藤井多希子 (2025) 「令和5年地域推計」からみた将来の地域別出生数』『人口問題研究』第81巻第4号, pp.273–282.
- 菅桂太 (2016) 「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.
- 菅桂太 (2018) 「寿命の地域差」日本人口学会編『人口学事典』丸善出版, pp.100–101.
- 菅桂太 (2024) 「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』『ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究 令和5年総括研究報告書 (研究代表者小池司朗)』(厚生労働科学研究費 JPMH23AA2005), pp.65–76.
- 菅桂太・小池司朗・鎌田健司・石井太・山内昌和 (2020) 「日本の地域別将来推計人口からみた将来の死亡数』『人口問題研究』第76巻第1号, pp.20–40.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2017) 『日本の将来推計人口 (平成29年推計)』(人口問題研究資料第336号)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2018) 『日本の地域別将来推計人口 (平成30年推計)』(人口問題研究資料第340号)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2023) 『日本の将来推計人口 令和5年推計』(人口問題研究資料第347号)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2024) 『日本の地域別将来推計人口 令和5 (2023) 年推計』(人口問題研究資料第349号)
- 西岡八郎・山内昌和・小池司朗 (2007) 「地方自治体における人口および世帯数の将来推計の実施状況と社人研推計の利用状況—都道府県の場合—」『人口問題研究』第63巻第2号, pp.57–66.

## Regional Deaths Projections Consistent with the “2023 Regional Population Projections”

SUGA Keita, KOIKE Shiro, FUJII Takiko, and ISHII Futoshi

Using the survival rate assumptions employed in *Regional Population Projections for Japan: 2023 Projection* (National Institute of Population and Social Security Research, 2024), this study projects the number of deaths for the periods from 2020–2025 through 2045–2050 at both the prefectural and municipal levels, in a manner fully consistent with the 2023 regional population projection. In addition, projections of deaths consistent with the reference (closed-population) variant of the regional population projection are produced, showing that the effects of future population migration on the number of deaths are within  $\pm 2$ –3 percent for approximately half of all municipalities.

Furthermore, to assess projection errors in the projected numbers of deaths derived from *Regional Population Projections for Japan: 2018 Projection* (National Institute of Population and Social Security Research, 2018), the projected deaths are compared with observed deaths for the five-year period following the 2018 projection. The results indicate that once total population size exceeds 10,000, projection errors greater than 10 percent become uncommon, and that for 90 percent of municipalities with populations of 100,000 or more, error rates fall within a range of  $-5$  to  $+9$  percent. At the same time, the findings underscore the importance of interpreting projected deaths with an explicit allowance for uncertainty.

Keywords: Regional population projections; population aging; population decline; future number of deaths; regional differences in mortality