

死亡の市区町村較差に人口の配偶関係構造が及ぼす影響

菅 桂太

1. 課題

本稿にはおもに2つの課題がある。第一に、「地域人口推計」（国立社会保障・人口問題研究所 2024）における将来の生残率仮定値（市区町村別、男女・年齢5歳階級別生残率）の設定を念頭に、「市区町村別生命表」（厚生労働省）の平均寿命でみた死亡較差の地理的なパターンが大局的・局所的に概ね安定して時系列推移してきたことを示す。そのうえで、第二の課題として死亡の配偶関係較差に着目し、地域差の要因として地域人口の配偶関係構造が重要な説明力を有することを明らかにしようとするものである。

第一の課題については菅（2023）において、2000年10月～2005年9月から2010年10月～2015年9月の男女・市区町村別平均寿命のホットスポット分析を実施して、全国的な（大域的な）死亡の地域較差と各都道府県内における個別の（局所的な）市区町村の平均寿命が長寿であるのか短命であるのかに関する統計的な有意性とその時系列の安定性を検討した。本稿のホットスポット分析も分析手法は同様であり、Getis-Ordの $G_i^*(d)$ 指標（Getis and Ord 1992）を用い、標準化 $G_i^*(d)$ （Z値）が漸近的に正規分布することを利用して統計的な有意性を検証する。菅（2023）の分析結果を踏まえ、空間的ウェイト関数として指数関数を用いて、空間的ウェイトをゼロにする距離限界閾値 d も30 kmとした。菅（2023）と同様の分析を実施するものの、そこで挙げられた課題に対応しておもに2つの拡張を行っている。ひとつは、分析期間として、ここでは2015年10月～2020年9月も対象に加え、2000年10月～2005年9月から2015年10月～2020年9月の期間について死亡の地域較差のパターンの時系列の安定性を検討した。いまひとつは、2010年10月～2015年9月については東日本大震災の死亡を取り除く都道府県別生命表を利用した。また、分析結果として死亡の地域差の大域的なパターンだけでなく、局所的なパターンも視覚的に捉えるため、東京都心部及び大阪都心部に着目した地図を作成した。

第二の課題については、まずホットスポット分析の結果、市区町村別平均寿命が長寿/短命ないくつかの市区町村の配偶関係別人口ピラミッドを観察した。そのうえで、2019～2021年平均寿命への年齢別配偶関係割合の地域差の寄与を分解した。結論を先取りすると、平均寿命の地域差の要因分解の結果、地域人口の配偶関係構造（の地域差）の寄与が約3分の1、全般的な死亡水準（の地域差）の寄与が約3分の1、配偶関係別死亡率の年齢パターン（の地域差）の寄与が約3分の1を占めることがわかった。すなわち、地域人口の配偶関係構造は平均寿命の地域差の約3分の1を占める重要な要因であり、地域死亡研究にとって重要な出発点であることがわかった。

市区町村を単位とする死亡状況の把握は、社人研・地域推計に必要、かつ、それ自体に需要があり、出生等の地域人口研究を躍進させる可能性もある。たとえばJMDの方法論で生

命表を作成することができれば 1 月 1 日人口とリスク対応延べ人年が得られることから、毎年の市区町村別 TFR 推移等の算出が可能になる等により、地域人口研究一般の躍進につながる重要な課題である。さらに、配偶関係構造は最近のコーホート間の変化が急速であり、社会の有り様を劇的に変える可能性があるものである。このように地域死亡研究は、世帯推計や全国人口推計に対しても重要な含意を有する。

以下では、男女・市区町村別平均寿命のホットスポット分析、ならび、地域人口の配偶関係が死亡の地域較差に及ぼす影響について、それぞれ節を改めてみる。

II. 市区町村別平均寿命のホットスポット分析

ホットスポット分析は、局所的な変数値が大域的な平均値と比べて有意に高い/低いかなかを検定する統計的手法である。すなわち、変数値が特異な値を示すとき、変数の空間分布には特定の地域への集積がみられることを利用し、空間分布のなかで変数値が統計的に有意に高い/低い地域を特定する手法であると言える。ここでは、「地域人口推計」（国立社会保障・人口問題研究所 2024）における将来の生残率仮定値（市区町村別、男女・年齢 5 歳階級別生残率）設定のための基礎データとして作成した 2000 年 10 月～2005 年 9 月から 2015 年 10 月～2020 年 9 月の実績の市区町村別男女・年齢別期間生残率を用いる。詳細は国立社会保障・人口問題研究所（2024）を参照いただき、たとえば 55～59 歳→60～64 歳以下の年齢層では、どの都道府県においても生残率は 1 に非常に近く、地域差はほとんど存在しないため、55～59 歳→60～64 歳以下の年齢は市区町村別ではなく、都道府県単位に生残率を設定していること等に留意されたい。この市区町村別男女・年齢別期間生残率を用いて、地域別の死亡の水準を縮約する平均寿命を男女別に算出し、男女・市区町村単位の平均寿命データを用いて、死亡の大域的な地理的なパターンを可視化し、2000 年代以後の時系列変化の安定性を観察する。

死亡に地域較差があるならば、基本的には地理的に連続的な分布を示すと想定される。一部の例外的・突発的な事由（たとえば、東日本大震災）を除き、特定の市区町村の死亡率が周辺市区町村と比べて極端に高い/低いことは考えにくい（地域に固有な寿命を短くする要因があるなら、その地域に居住し続けるとは考えにくい）。したがって、平均寿命の地理的なパターンには、大域的にはゆるやかな正の相関がみられるはずであり、空間分布のなかで変数値が統計的に有意に高い/低いクラスターを後述 Getis-Ord $G_i^*(d)$ によって発見できるはずである。一方、大域的には長寿な地方のなかにあつて、短命である市区町村など、局所的に統計的に有意なホット・クールスポットが死亡の地理的なパターンにもあるのか、そして一時的なものではなく 2000 年代以後安定しているのかについても、統計的に検証する。

3.1. 分析手法

ホットスポット分析の統計的な手法は菅 (2023) と共通である。ホットスポット分析には、Getis-Ord の $G_i^*(d)$ 指標 (Getis and Ord 1992) を用い、標準化 $G_i^*(d)$ (Z 値) が漸近的に正規分布することを利用して統計的な有意性を検証した。

$$G_i^*(d) = \frac{\sum_{j=1}^N w_{ij}(d)x_j}{\sum_{j=1}^N x_j}$$

ここで、 N は市区町村数 (概ね 1,883 市区町村)、 $w_{ij}(d)$ は市区町村 i における j に対する空間的ウェイト行列であり、このうち d は空間的ウェイト行列の定式において市区町村 ij 間の距離が d を超えるとき空間的ウェイトをゼロにする距離限界閾値を表す。菅 (2023) の分析を踏まえて、空間的ウェイト関数には次のように指数関数 ($\delta = 0.05$) とした。また、距離限界閾値の設定のため増分空間的自己相関分析を実施し、多くの都道府県において市区町村別平均寿命についての Moran's $I(d)$ 指標が最大になることが多い $d = 30$ を用いた。

$$w_{ij}(d) = \begin{cases} \exp(-\delta d_{ij}) & \text{if for } \forall i, j, d_{ij} < d \text{ with } \delta > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

3.2. 分析結果

ホットスポット分析の結果として、男女別にみた市区町村別平均寿命の Getis-Ord の標準化 $G_i^*(d)$ (Z 値) の 2000.10~2005.9 から 2015.10~2020.9 の推移を図 1 に示す。また、図 2~図 3 には特徴的な局所的な地理パターンを示す東京都心部と大阪都心部について、2015.10~2020.9 の男性の平均寿命の Getis-Ord の標準化 $G_i^*(d)$ (Z 値) の地理的な分布を地図にしてみた。いずれの地図においても、階級値は箱ひげ図 (Box plot) の作成に用いるものであり、区分値は {75%値+四分位範囲の 1.5 倍、75%値、中央値、25%値、25%値-四分位範囲の 1.5 倍} である。地図にされた指標は Z 値であるため、絶対値が 1.96 を超えれば 5%水準で統計的に有意、2.58 を超えれば 1%水準で統計的に有意に周辺市区町村と比べて平均寿命が長い/短いようなクールスポット/ホットスポットであることを示す。すなわち、最も色の濃い青は特異に平均寿命が長い (死亡率が低い) 外れ値 (Outlier) の市区町村、最も色の濃い赤は逆に平均寿命が特異に短い (死亡率が高い) 市区町村に対応している。

図 1 から市区町村別平均寿命の地理的なパターンとその時系列の安定性について、以下の 4 点を指摘しておきたい。

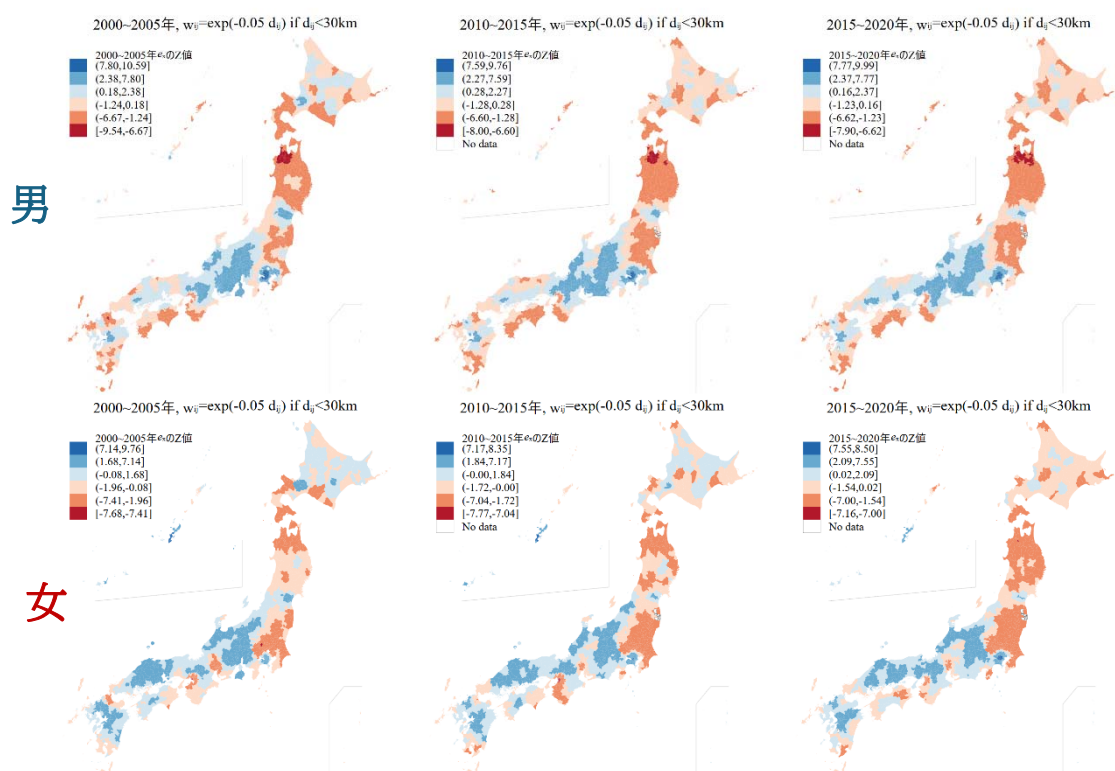
第一に、全国的な大域的パターンとして愛知県から石川県に至る東経 137° 前後の寿命が長く、北日本で寿命が短いことは男女に共通する。女性は西南日本も長寿だが、男性は紀伊半島南西部・四国南部・南九州・沖縄等において短命の地域が散見され、西南日本が長寿なわけではない。さらに、女性では北関東にクールスポットが生じる。

第二に、東日本の大都市地域 (札幌市、仙台市、東京特別区部から横浜市) で長寿である

一方、大阪市（と福岡市）で短命なのは男女に共通する。名古屋市は女性で短命であった。

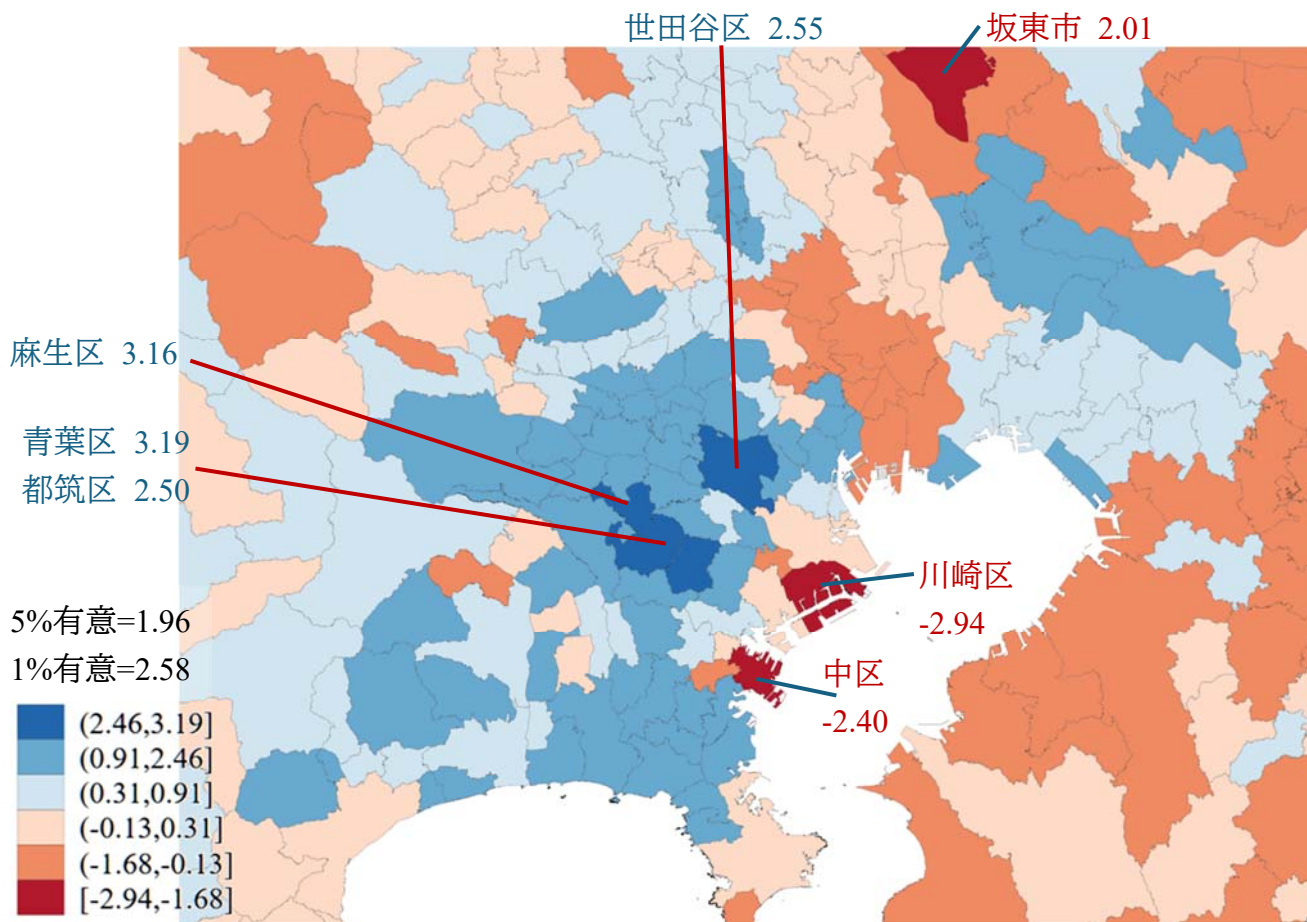
第三に、空間パターンの時系列変化については、男女別にみた平均寿命の地理的なパターンは 2000～2005 年から 2015～2020 年の間を通じ非常に安定している。

第 4 に、東京都心部と大阪都心部に注目すると、全般的に長寿な東京近郊に位置するなかで横浜市中区と川崎市川崎区において男性は短命であることは興味深い。東京都奥多摩町も男女とも短命であった。大阪は西成区等湾岸地域で男女とも短命である一方、京都市・神戸市や箕面市、吹田市に長寿区がある。これらは東京と大阪の大都市圏内において局所的にホットスポットとクールスポットを形成しているということになる。図 2～3 には 2015～2020 年のみを例示したが、東京と大阪の大都市圏内においてホットスポットとクールスポットが混在している状況は 2000～2005 年以來一貫している。平均寿命の空間パターンは（全国、都道府県のスケールで）多層であり、かつ地域によって極めて多様であるとともに空間パターンは時系列で安定していることがうかがわれる。



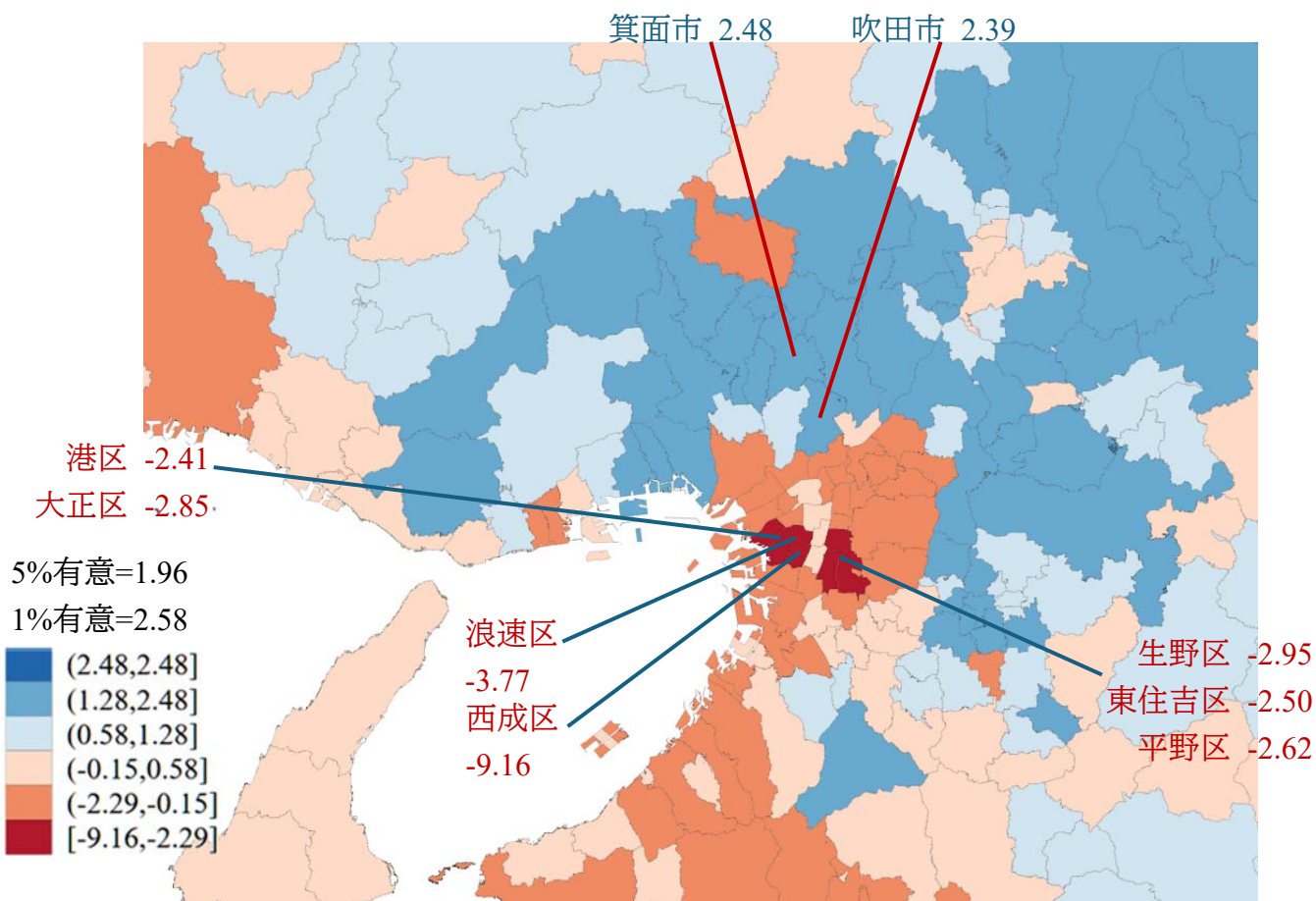
注)空間的ウェイト関数として、 $w_{ij} = \{d_{ij} \leq 30\text{km}$ のとき $\exp(-0.05 \cdot d_{ij})$, $d_{ij} > 30\text{km}$ のとき 0}を用いた。

図 1. 市区町村別平均寿命の $G_i^*(d)$ 指標の Z 値：2000-05 年、2010-15 年、2015-20 年の男 (上段) 及び 女 (下段)



注)空間的ウェイト関数として, $w_{ij}=\{d_{ij}\leq 30km$ のとき $\exp(-0.05\cdot d_{ij})$, $d_{ij}>30km$ のとき $0\}$ を用いた.

図2. 東京都心部における 市区町村別平均寿命の Gi*指標の Z 値: 2015~20 年 男



注)空間的ウェイト関数として, $w_{ij}=\{d_{ij}\leq 30km$ のとき $\exp(-0.05\cdot d_{ij})$, $d_{ij}>30km$ のとき $0\}$ を用いた.

図3. 大阪都心部における 市区町村別平均寿命の Gi*指標の Z 値: 2015~20 年 男

Ⅲ. 人口の配偶関係構造が平均寿命の市区町村較差に及ぼす影響

3.1. 死亡の配偶関係較差

配偶関係別死亡率について、死亡率が一定以上の水準になる年齢についてみると、概ね離別と未婚で高く、有配偶は低いという較差が安定してみられる（石井 2024）。図 4 は 2019～2021 年の配偶関係別、男女・年齢 5 歳階級別の死亡率と有配偶を 1 としたときの配偶関係別死亡率の比をみたものである。

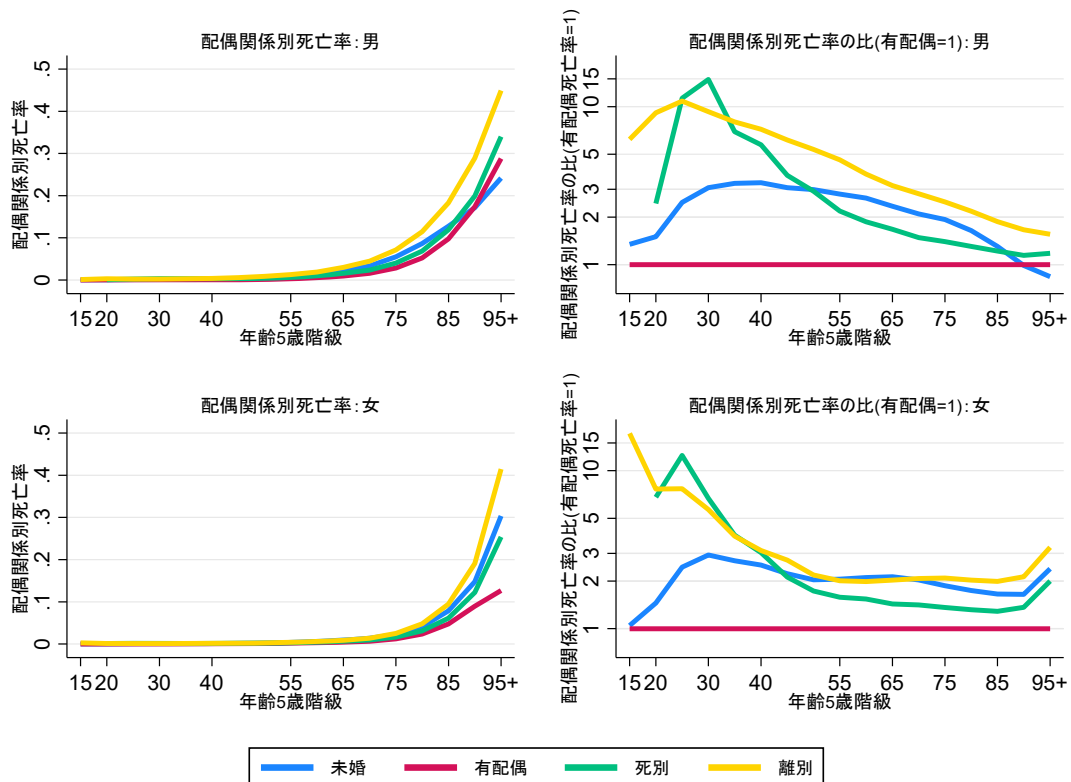
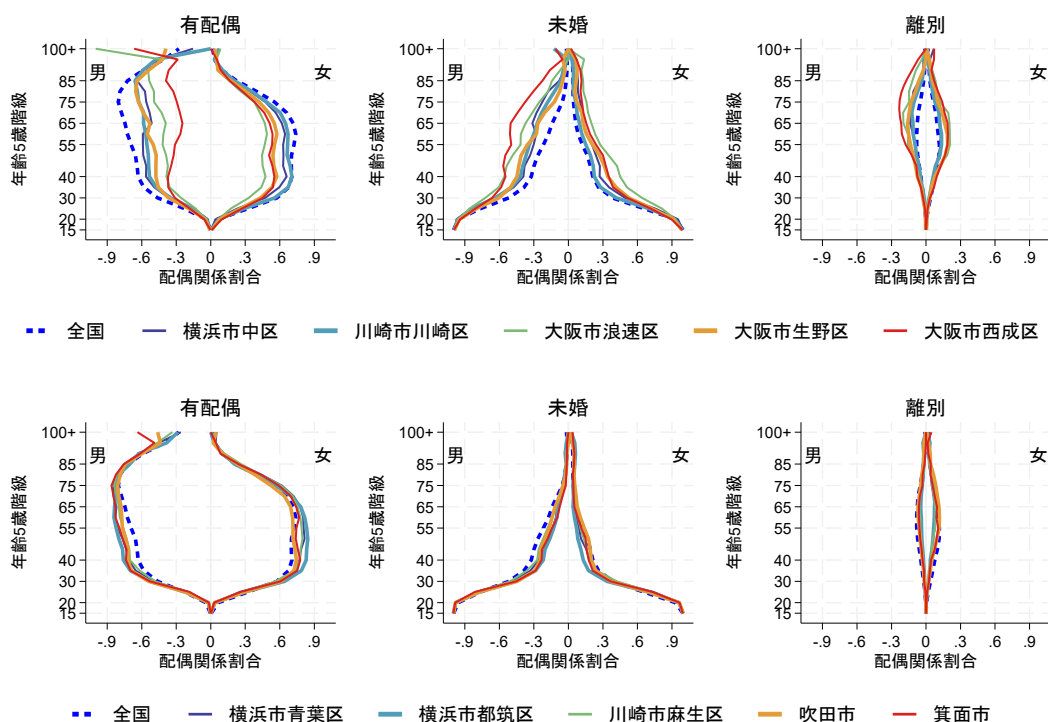


図 4. 全国の配偶関係別死亡率：2019-2021 年

図 4 をみると、すべての年齢で有配偶の死亡率が最も低い。低年齢の死別や離別の人口は少ないため不安定な挙動を示す場合もあるが、一定の規模を成す 20～50 歳代の未婚の死亡率も有配偶と比べて 2～3 倍になっている。50 歳代以上の離別は女性では未婚と大きくは変わらないが、男性離別は未婚よりも死亡率が高い。50 歳代以上の死別の死亡率は概ね未婚よりも低い、有配偶の 1.5 倍以上の年齢が多い。

このように死亡には配偶関係間較差があるため、未婚者や離別者が多い市区町村の全配

偶関係の死亡率は有配偶が多い市区町村と比べて高くなることが予測される。図 6 は前節の分析において平均寿命の $G_i^*(d)$ 指標が統計的に有意ないくつかの自治体について、2020 年国勢調査による配偶関係別の人口ピラミッドをみたものである。図 5 は横軸に配偶関係割合をとっており、有配偶・未婚・離別人口の人口ピラミッドをみた。上段の 3 枚のパネルに平均寿命がホットスポットを成した（短命な）区、下段にクールスポットを成した（長寿な）市区を掲げた。また、比較に資するため、上段・下段の両方に全国のパターンを示している。



資料：総務省統計局『令和 2 年国勢調査に関する不詳補完結果』。

図 5. 平均寿命の $G_i^*(d)$ 指標が統計的に有意な自治体の配偶関係別人口ピラミッド：2020 年

図 5 から、平均寿命がホットスポットに特定された区において顕著に未婚・離別が多く、有配偶が少ないことがわかる。とくに市区町村別の平均寿命が日本で最も短い大阪市西成区における男性の有配偶の割合は全国的に 6～7 割を超える年齢層において 3 割を下回り、当該の年齢においてとくに未婚や離別が多いことがわかる。逆に、（ホットスポットの区と比べると）全国との差は相対的には大きくはないものの、クールスポットに特定された市区では概ね有配偶割合が全国よりも大きく、未婚割合は全国よりも小さくなっていることがわかる。このような地域人口の配偶関係構造の差は、死亡の配偶関係較差を通じて、全配偶関係の地域人口の死亡率に差を生じることになる。配偶関係構造の差は、死亡の地域差をどの程度説明するだろうか。次節では要因分解を実施する。

3.2. 平均寿命の地域差に及ぼす配偶関係の地域差の寄与についての要因分解

2 種類の方法で全国の 2019～2021 年の男女・年齢別配偶関係別死亡率を固定（間接標準化）した場合に各市区町村の配偶関係分布に依存した期待死亡率を用いて生命表を構築する。そのうえで、これらの標準化平均寿命が、2019～2021 年の市区町村別男女・年齢別死亡率に基づく平均寿命 e_0 の地域差（データ全体の散らばり）をどの程度説明できるか調べることで、男女・年齢別の配偶関係割合の地域差が平均寿命の地域差に及ぼす寄与を分解する。

第一の方法では、全国の男女・年齢別配偶関係別死亡率を固定し（間接標準化）、各市区町村の男女・年齢別にみた配偶関係分布を用いて配偶関係総数の男女・年齢別期待死亡率を計算する。この期待死亡率を用いて生命表を作成し、標準化平均寿命 $std^{(1)}e_0$ をえる。第二の方法では、男女・市区町村別にみた年齢別配偶関係分布によらない全般的な死亡水準（市区町村別男女・年齢別配偶関係別死亡率を説明するポワソン回帰モデルにおける市区町村の固定効果）を加味した男女・年齢別期待死亡率を計算する。この期待死亡率を用いて生命表を作成し、標準化平均寿命 $std^{(2)}e_0$ をえる。このようにして得た 2019～2021 年の市区町村別男女・年齢別死亡率に基づく平均寿命 e_0 を、期待死亡率に基づく標準化平均寿命 $std^{(1)}e_0$ と $std^{(2)}e_0$ に相互に線形回帰して係数及びその 95%信頼区間と決定係数を調べ、パス解析を行う。

第一の方法では、全国の男女・年齢別配偶関係別死亡率を固定し、男女・年齢別に各市区町村の配偶関係分布で重し付け平均することによって、男女・年齢別配偶関係分布の地域差が反映された男女・年齢別に配偶関係総数の期待死亡率を計算した。この期待死亡率を用いて生命表を作成してえた標準化平均寿命が $std^{(1)}e_0$ である。第二の方法では、標準化平均寿命を計算するための期待死亡率の算出にポワソン回帰モデルを援用する。具体的な計算方法は次の通りである。推定に用いるデータレコードの単位は、市区町村別、男女・年齢 5 歳階級（15-19 歳から 90-94 歳と 95 歳以上）別、配偶関係（4 区分）（別の死亡数と日本人人口）である。推定は男女別に行うので、以後男女の別は省略する。市区町村別、年齢別、配偶関係別の死亡数を M_i 、市区町村別、年齢別、配偶関係別の日本人人口を P_i と書く。 x_i を共変量、 β をパラメータとして、ポワソン回帰モデルは次の確率密度関数によって定式化される。

$$f(M_i) = \frac{\exp(-\exp(\mu_i)) \cdot \exp(\mu_i)^{M_i}}{M_i!}$$

$$\mu_i = x_i\beta + \ln(P_i)$$

$\ln(P_i)$ は係数を 1 に固定したオフセット項と呼ばれ、これを含めることによって、死亡数を説明するモデルは死亡率を説明するモデルと解釈することができる。推定は、全国と特定の 1 つの市区町村のみに限定したデータに対して行う。共変量として用いるのは、年齢 5 歳階級（に対応する 16 個の二項変数）、配偶関係 4 区分（に対応する 3 つの二項変数）とこれらの交叉項、全国をゼロ・特定の市区町村の場合に 1 をとる二項変数（市区町村固定効果と

呼ぶ)である。データレコードが男女別にみて、全国と特定の市区町村の年齢5歳階級別、配偶関係(4区分)別の死亡数であり、共変量として年齢と配偶関係及びこれらの交叉項を統御するため、(全国と特定の市区町村の平均的な)配偶関係別死亡率の年齢パターンを記述することになる。市区町村固定効果は、配偶関係別死亡率の年齢パターンを0のときに全国の水準に、1のときに当該市区町村の死亡水準にシフトさせる役割を果たす。このモデルの予測値として得られる期待死亡率は、市区町村固定効果が0の場合には全国の配偶関係別死亡率の年齢パターンに非常に近いものになり、1のときには全国と比べた当該市区町村の全般的な死亡水準の違いが反映された配偶関係別死亡率の年齢パターンとなる。後者の予測死亡率を、男女・年齢別に当該市区町村の配偶関係分布で重し付け平均することによって、当該市区町村の全般的な死亡率水準の違いと人口の男女・年齢別配偶関係分布の地域差が反映された男女・年齢別に配偶関係総数の期待死亡率を計算した。この期待死亡率を用いて生命表を作成してえた標準化平均寿命が $std^{(2)}e_0$ である。

このようにして得られた平均寿命には次のような地域差が含まれると考えることができる。市区町村別男女・年齢別死亡率に基づく平均寿命 e_0 の平均からの差(地域差)には、いま要因分解しようとする死亡の地域差として、①人口の配偶関係構造の地域差の寄与、②当該地域の全般的な死亡水準の寄与、③配偶関係別死亡率の年齢パターンの地域差の寄与(配偶関係別死亡率の年齢パターンが全国と異なることの寄与)が含まれる。期待死亡率に基づく標準化平均寿命 $std^{(1)}e_0$ は全国の男女・年齢別配偶関係別死亡率を固定し、人口の配偶関係構造の違いによってのみ変化するものであるため、①のみを抽出したものとみることができる。標準化平均寿命 $std^{(2)}e_0$ は、①に加えて全国と比べた当該市区町村の全般的な死亡水準の違い(地域差)を考慮するものであるため、①と②のみによる地域差を含む。そのため、 e_0 の平均からの差を $std^{(1)}e_0$ の平均からの差に回帰すれば、係数は人口の配偶関係構造の違いが1年平均寿命の地域差を変化させるときに平均寿命全体を何年変化させるかを測り、決定係数は平均寿命 e_0 の地域差を人口の配偶関係構造の違いがどの程度説明できるかに対応することになる。同様に、 e_0 の平均からの差を $std^{(2)}e_0$ の平均からの差に回帰したとき、決定係数から人口の配偶関係構造の違いと当該地域の全般的な死亡水準の違いが平均寿命 e_0 の地域差をどの程度説明できるかがわかる。最後に、 $std^{(2)}e_0$ の平均からの差を $std^{(1)}e_0$ の平均からの差に回帰した結果を用いれば、 e_0 の平均からの差を $std^{(2)}e_0$ の平均からの差に回帰した結果から人口の配偶関係構造の影響を除去しうる。

以上の考えに基づいて2019～2021年の市区町村別男女・年齢別死亡率に基づく平均寿命 e_0 を、期待死亡率に基づく標準化平均寿命 $std^{(1)}e_0$ と $std^{(2)}e_0$ に相互に線形回帰して得た係数と決定係数を図1に示した。また、これらの関係をパス図にしたのが図2である。

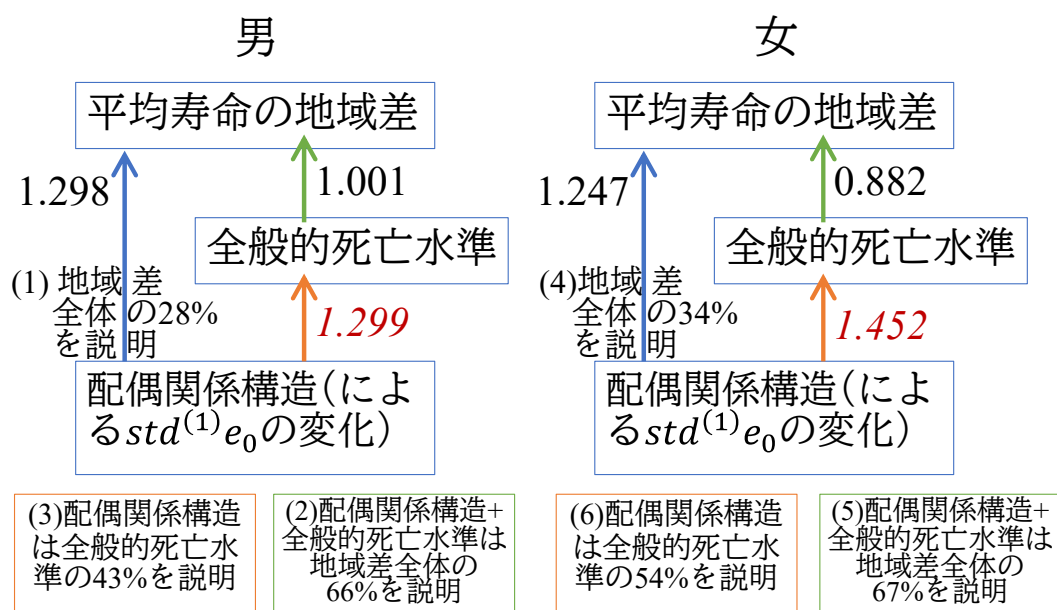
表1の決定係数に着目すると、平均寿命の地域差のうち男性で28.3%、女性の33.9%は人口の配偶関係の地域差で説明できる(番号1及び4)。さらに、市区町村の全般的な死亡水準を考慮すると、平均寿命の地域差のうち男性で65.6%、女性の66.7%が説明される。

表 1. 2019～2021 年の市区町村別男女・年齢別死亡率に基づく平均寿命 e_0 を、期待死亡率に基づく標準化平均寿命 $std^{(1)}e_0$ と $std^{(2)}e_0$ に相互に線形回帰して係数及びその 95%信頼区間と決定係数

番号	男女	被説明変数	説明変数	係数推定値	95%CI 下限	95%CI 上限	決定係数	参考) 相関係数
1	男	e_0	$std^{(1)}e_0$	1.298	1.205	1.391	0.283	0.532
2		e_0	$std^{(2)}e_0$	1.001	0.968	1.034	0.656	0.810
3		$std^{(2)}e_0$	$std^{(1)}e_0$	1.299	1.232	1.366	0.434	0.659
4	女	e_0	$std^{(1)}e_0$	1.247	1.169	1.326	0.339	0.583
5		e_0	$std^{(2)}e_0$	0.882	0.854	0.910	0.667	0.816
6		$std^{(2)}e_0$	$std^{(1)}e_0$	1.452	1.391	1.513	0.536	0.732

資料：筆者推定. 注) 各変数は中心化したうえで線形回帰推定を行ったため、定数項推定値はゼロ。 $std^{(1)}e_0$ は(全国との差は)地域別配偶関係の年齢パターンが平均寿命をどれだけ変化させるかを測る。 $std^{(2)}e_0$ は配偶関係構造に加えて年齢と配偶関係によらない地域固有効効果の寄与を測る。

表 2. 2019～2021 年の市区町村別男女・年齢別死亡率に基づく平均寿命 e_0 、期待死亡率に基づく標準化平均寿命 $std^{(1)}e_0$ と $std^{(2)}e_0$ の関係に関するパス図



資料：表 1 を用いて筆者作成。

したがって、平均寿命の地域差を、①人口の配偶関係構造の地域差の寄与、②当該地域の全般的な死亡水準の寄与、③配偶関係別死亡率の年齢パターンの地域差の寄与（配偶関係別死亡率の年齢パターンが全国と異なることの寄与）の3つにわけてみると、男女とも約3分の1が①の人口の配偶関係の地域差の寄与、約3分の1が②の全般的な死亡水準の地域差の寄与、約3分の1は以上の回帰分析では説明されない③の配偶関係別死亡率の年齢パターンの地域差の寄与と考えることができる。ここでの分析は2019～2021年のみを対象とし、分析手法としても単純化した分析ではあるものの、人口の配偶関係は市区町村単位の死亡の地域差の重要な要因である可能性を指摘することはできよう。

IV. 結語

本稿では、2000年10月～2005年9月から2015年10月～2020年9月の市区町村単位の平均寿命でみた死亡の地域差について、ホットスポット分析を行い、全国的な大域的パターンについても、東京都心部と大阪都心部等の局所的なパターンについても分析期間を通じて一貫した地理的なパターンがあることを指摘した。このような市区町村単位の平均寿命で見た死亡の地域差の要因として、人口の配偶関係構造の地域差に着目し、局所的に短命なホットスポットを形成する区では顕著に未婚・離別が多く、有配偶が少ないことを配偶関係別の人口ピラミッドで模式的に示した。また、2019～2021年の期間の場合、人口の配偶関係構造の地域差は、市区町村単位の平均寿命で見た死亡の地域差の約3分の1を説明する主要な要因であることをあきらかにした。これは、地域人口の配偶関係構造が、地域死亡研究にとって重要な出発点であることを示唆する。冒頭でも指摘した通り、市区町村を単位とする死亡状況の把握は、社人研・地域推計に必要、かつ、それ自体に需要がある。また、JMDの方法論で市区町村単位の生命表を作成することができれば1月1日人口とリスク対応延べ人年を得ることができ、死亡研究のみならず出生等の地域人口研究を躍進させ、地域人口研究一般の躍進につながる重要な課題である。さらに、配偶関係構造は最近のコーホート間の変化が急速であり、社会の有り様を劇的に変える可能性があるものである。このように地域死亡研究は、世帯推計や全国人口推計に対しても重要な含意を有する。本稿で指摘した人口の配偶関係構造を手がかりに、市区町村やさらにミクロな町長字等の小地域の死亡の実態を解明することはますます重要な課題になっている。

参考文献

- 石井太（2024）「結婚の多相生命表：基礎的概念と手法」『人口問題研究』第80巻第Ⅲ号、pp.301-325.
- 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2(2020)～32(2050)年— 令和5年推計』人口問題研究資料第349号.

- 菅桂太 (2023)「都道府県別及び市区町村別 男女年齢別生残率の地域較差と将来見通し」厚生労働科学研究費補助金「長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究」(研究代表者・小池司朗), pp.203-243 (2023.3)
- Getis, A., and J. K. Ord (1992) “The analysis of spatial association by use of distance statistics,” *Geographical Analysis*, 24(3), pp.189-206.