
特 集

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

期待死亡率と実績死亡率の乖離に関する分析

—新型コロナウイルス感染症拡大以降2024年までの動向—

石井太*・別府志海・菅桂太・岩澤美帆・篠原恵美子**

本研究は、新型コロナウイルス感染症が2020年以降に感染拡大したことを踏まえ、2019年までの死亡動向に基づく期待値をモデル値として推計し、これと実績値の乖離を年次別・月別に観察することで、全死因および死因別の死亡動向を2024年まで分析することを目的とする。

本研究では、年次別・月次別の平均寿命及び死亡数の実績値と期待値を比較分析するとの手法を用いて、新型コロナウイルス感染症拡大以降の死亡動向と、感染拡大以前の傾向が続いたとした場合の仮想的な死亡動向との違いに関する詳細な分析を提示した。特に、一般的に用いられている超過死亡などにおける死亡数だけの観察からは得られない、死亡のタイミングを測定する平均寿命など、年齢構造の考慮によって観察が可能となる死亡動向の特性が明らかになるとともに、月次別の平均寿命の要因分解などを通じて、2024年において新型コロナウイルス感染症の新規感染者が増加した第10～12波のそれぞれの時期における死亡動向の違いを明らかにした。

キーワード：新型コロナウイルス感染症、死亡分析、死因、生命表、超過死亡

I. はじめに

本研究は、新型コロナウイルス感染症 (COVID-19, 以下、「新型コロナ」と略す) が2020年以降に感染拡大したことを踏まえ、2019年までの死亡動向に基づく期待値をモデル値として推計し、これと実績値の乖離を年次別・月別に観察することで、全死因および死因別の死亡動向を2024年まで分析することを目的とする。

新型コロナの拡大は日本でも死亡数の増加を招き、感染拡大後の死亡動向の評価の重要性が増しているが、その評価として、一般に「超過死亡」指標、すなわち過去のデータをもとに統計モデルから予測される期待死亡数と実際に観測された実績死亡数の差が用いられる。しかし、これは総死亡数での評価であって、年齢構造が考慮されていない。日本で

* 慶應義塾大学

** 東京大学

は極めて急速な高齢化が起きていることから、人口の年齢構造の変化が死亡動向に与える影響が大きいことに加え、人口学的には、死亡のタイミングを測定する平均寿命のような指標による評価も重要である。しかしながら、一般に、人口学で平均寿命の算出に用いられる生命表は暦年単位で作成されるため、時々刻々変化する死亡動向の評価には必ずしも十分ではない面があった。

そこで、石井他 (2025) では、日本版死亡データベース (JMD)¹⁾ に基づく年次別生命表と、これを月次別に拡張した生命表から得られる2019年までの年次別・月次別死亡率を Lee-Carter モデルを用いてモデリングし、新型コロナ感染拡大以前の死亡動向に基づく平均寿命・死亡数の期待値を推計して、この生命表に基づく平均寿命・死亡数の期待値と実績値の乖離について2023年までの実績値に基づく評価を行った。特に、月次別の要因分解などを通じて、新型コロナの新規感染者が増加した第7波、第8波、第9波のそれぞれの時期における期待値と実績値の乖離の違いを明らかにするとともに、総死亡数だけの観察によれば第8波における乖離が第7、9波より大きいものに対して、死亡のタイミングを測定する平均寿命での観察によると第7、9波の方がより大きい乖離が観察されることなどが示され、生命表に基づく死因別死亡率のモデリングを通じて、一般的に用いられている「超過死亡」などの総死亡数の観察からは得られない、年齢構造の考慮によって観察が可能となる死亡動向の特性を明らかにした。

本研究では、石井他 (2025) を延長し、2024年までの実績を踏まえた分析を提示することを目的とする。特に、石井他 (2025) において分析を行った、新型コロナ感染症の新規感染者が増加した第7～9波と比較しながら、2024年の第10～12波における死亡動向を分析する点が先行研究にはない新たな貢献である。

II. 先行研究と本研究の位置付け

日本版死亡データベース (Japanese Mortality Database, JMD) は、国際的な死亡データベース Human Mortality Database(HMD) と整合性をもち、わ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り、現在、国立社会保障・人口問題研究所「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」(令和2年度～)の一環として、構築・提供が行われている。

HMD では、新型コロナの拡大をきっかけとして、週単位の国際比較可能な死亡データを収集して提供する、Short-Term Mortality Fluctuations(STMF@HMD) というデータベースの開発を始めたが、この中では生命表は作成されていない。また、現在まで、HMD による月単位での生命表の作成も行われていない。一方、JMD については、菅他 (2022), Suga et al. (2022) において、既存の JMD を月別に拡張する研究を行い、全国の月別平均寿命及び特定死因を除去した平均寿命の延び、全国及び特定の都道府県に対す

1) 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」。

<https://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp> (2026年3月31日最終アクセス)

る死因分析などを提示した。ただし、この研究では、高齢部分の1月1日現在人口推計についてはJMDの方法論をそのまま適用したものの、若年部分は簡易的な方法を採用とともに、出生月分布は考慮していなかった。

一方、石井(2022)は、Islam et al.(2021)と同様、Lee-Carterモデルを用いた期待値によるトレンドと実績値を比較する手法を用い、新型コロナ拡大以降におけるわが国の死亡動向の特徴を年齢調整死亡率と生命表による指標を用いて分析した。ただし、石井(2022)では2021年までのデータに基づく年次別の分析のみが提示されており、月次別の分析は行われていない。

これらを踏まえ、石井他(2025)では、若年部分も含め、JMDの方法論を完全な形で適用するとともに、国勢調査の出生月統計と人口動態統計の月別出生数を用いることにより、出生月分布を考慮したJMDの完全な拡張である月別生命表を作成し、石井(2022)を拡張し、2023年までの実績に基づいて、年次別・月次別に分析を行った。

本研究は、石井他(2025)を延長し、2024年までの実績を踏まえた分析を提示することを目的とする。特に、石井他(2025)において分析を行った、新型コロナの新規感染者が増加した第7～9波と比較しながら、これまで同様の分析が行われていない2024年の第10～12波における死亡動向を分析する研究と位置付けることができる。

III. データと方法

1. データ

本節では、研究に用いるデータと方法について述べる。まず、基礎データとしては、国立社会保障・人口問題研究所の「日本版死亡データベース」による年次別・男女別・年齢各歳別生命表に加え、これと同様の方法を用いて作成した月次別の男女別・年齢各歳別の生命表を用いる(「日本版死亡データベース」の作成方法については、石井他(2026)、または石井(2015)参照)。

これらに対して、生命表期待値を推計するためのモデリングの対象として、新型コロナ拡大前の2000年(1月)～2019年(12月)の生命表を用いる。また、死因分析にあたっては、死因簡単分類に基づいて設定した以下の15項目からなる死因分類を用いる。すなわち、

01: 感染症及び寄生虫症(01000), 02: 悪性新生物(02100), 03: 内分泌, 栄養及び代謝疾患(以下, 「内分泌系」と略す)(04000), 04: 精神及び行動の障害, 神経系の疾患(以下, 「精神・神経系」と略す)(05000, 06000), 05: 心疾患(09200), 06: 脳血管疾患(09300), 07: 肺炎(10200), 08: 新型コロナ(22201), 09: その他の呼吸器系(10100, 10300, 10400, 10500, 10600), 10: 消化器系(11000), 11: 腎尿路生殖器系(14000), 12: 老衰(18100), 13: 不慮の事故(20100), 14: 自殺(20200), 15: その他である²⁾。

2) 石井他(2025)では死因簡単分類に基づく14分類を使用した。が、乖離に占める「その他」の割合がやや高かったことから、「内分泌, 栄養及び代謝疾患」を新たに分類に加えるとともに、「腎不全」を「腎尿路生殖器系」に修正した。

また、本研究では、新型コロナが関係している死亡を分析する観点から、従来の死亡統計作成に使用されている死亡票に加え、原死因を特定する以前の複数の死因が記載されている死亡個票データを二次利用し分析に用いている。なお、公表されている死因統計はすでにコード化されたデータに基づく一方、その原データである死亡個票のデータはテキストデータであり、かつデータのクリーニング等はされていない。そこで死亡個票に記載されているテキストデータのコード化について、複合死因については ICD-10 対応標準病名マスターで定義されている病名交換用コードおよび ICD-10 コードに変換されたデータを用いた。なお、コード化の詳細については篠原 (2026) を参照頂きたい。

2. 方法

本研究における期待値と実績値の乖離分析は、石井他 (2025) と同様の方法に基づいている。分析は年次別・月次別に行われるが、それぞれまず全死因死亡率の推計を、その後死因別死亡率の推計が行われる。両者は概ね同様の方法に基づくが、詳細はやや違いが存在する。そこで、まず全死因の評価方法について述べ、その後、死因別での相違点を述べる。

(1) 全死因死亡率による評価

死亡率の期待値を得るためには、死亡率のモデリングが必要となる。全死因の死亡率については、男女別に、新型コロナ拡大前の2000年(1月)～2019年(12月)の年齢(x)別(0, 1, ..., $\omega - 1$ 歳, ω 歳以上 ($\omega = 110$)), 年次または月次(t)別の死亡率(${}_1m_{x,t}$)に Lee-Carter モデル (Lee and Carter 1992) を当てはめることによりモデリングを行う。Lee-Carter モデルは以下で表されるモデルである。

$$\log({}_1m_{x,t}) = a_x + b_x k_t + \epsilon_{x,t}$$

ここで、

$\log({}_1m_{x,t})$	: 対数死亡率
a_x	: 対数死亡率の標準的な年齢パターン
k_t	: 死亡水準(死亡指数)
b_x	: k_t が変化する時の年齢別死亡率の変化
$\epsilon_{x,t}$	: 平均 0 の残差項

ここで、 a_x は、2017～2019年(月次では2017年1月～2019年12月)の年齢別対数死亡率の平均値とする。

全死因の分析では、パラメータ推計にあたって、死亡率がゼロとなる場合でも推定可能となるよう、Wilmoth (1993) の方法に基づき、年次・月次別の年齢別死亡数構成割合をウェイトとして用いた加重付最小二乗法を用いた。また、Lee and Carter (1992) で行われているのと同様、各年の総死亡数と一致するように k_t を再推計するキャリブレーション

ンを行っている³⁾。

次に、推定された2000～2019年の年次別・月次別 k_t に対し、 β を東日本大震災の影響を表す2011年（3月）のみ1をとるダミー変数 A_t の係数として、

$$k_t = \beta A_t + X_t$$

によりモデリングを行う。ここで、 X_t は、年次別では $ARIMA(p, d, q)$ モデル、月次別では $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_m$ モデルに従う変数であり、月次別の場合を示すと以下の通りである。

$$\phi(B)\Phi(B)(1-B)^d(1-B^m)^D \left(X_t - \mu \frac{t^{(d+D)}}{(d+D)!} \right) = \theta(B)\Theta(B)\epsilon_t$$

ただし、

$$\phi(z) = 1 - \phi_1 z - \cdots - \phi_p z^p,$$

$$\Phi(z) = 1 - \Phi_1 z - \cdots - \Phi_P z^P$$

$$\theta(z) = 1 - \theta_1 z - \cdots - \theta_q z^q,$$

$$\Theta(z) = 1 - \Theta_1 z - \cdots - \Theta_Q z^Q$$

なお、モデリングには、R の forecast パッケージの `auto.arima` 関数を用いて、AIC によるモデル選択を行った⁴⁾。

このモデルを用いて、2020年（1月）～2024年（12月）の年次別・月次別 k_t の予測値を推計し、予測値に基づく生命表を推計して期待値とした。なお、 k_t の95%信頼区間を同時に推計し、この上限・下限の予測値を用いた生命表も推計した。全死因のモデリングの場合には、Lee-Carter モデルの k_t が死亡水準を表すと考えることができることから、これらを死亡率の95%信頼区間の上限・下限と解釈することが可能である。なお、死因別には必ずしも k_t が死亡水準を表すとは限らないため、このような解釈が適切でない場合があることに留意する必要がある。

次に、この方法で推計された2020年（1月）～2024年（12月）の生命表期待値を用い、年次別・月次別の平均寿命と死亡数に関して、石井他（2025）と同様の方法に基づいて期待値と実績値の比較を行うとともに、実績値の期待値に対する乖離（実績値 - 期待値）について、年齢階級別の寄与を評価する。

まず、平均寿命の乖離（実績値 - 期待値）については、Arriaga（1984）の方法に基づいて年齢階級別死亡率の寄与年数を推計する。具体的には以下による（石井 2025, p.136）。

実績値の生命表関数に（2）、期待値の生命表関数に（1）を付して表す時、

$$e_0^{(2)} - e_0^{(1)} = \sum_n \Delta_x \tag{1}$$

3) Lee-Carter モデルのパラメータ推定の詳細については、補遺第 I 節に示している。

4) `auto.arima` 関数のオプションについては、`ic = "aic"`, `max.order = 7`, `stepwise = FALSE`, `approximation = FALSE`, `parallel = TRUE`, `num.cores = 12`とし、さらに、年次別では、`seasonal = FALSE`, 月次別では、`seasonal = TRUE`とした。

ここで、 ${}_n\Delta_x$ は年齢区間 $[x, x+n)$ の死亡率が平均寿命の延びに与える寄与を表し、下式の第1項が直接効果、第2項が間接効果を表す。

$${}_n\Delta_x = \frac{l_x^{(1)}}{l_0} \left(\frac{{}_nL_x^{(2)}}{l_x^{(2)}} - \frac{{}_nL_x^{(1)}}{l_x^{(1)}} \right) + \frac{T_{x+n}^{(2)}}{l_0} \left(\frac{l_x^{(1)}}{l_x^{(2)}} - \frac{l_{x+n}^{(1)}}{l_{x+n}^{(2)}} \right) \quad (2)$$

最後の開放区間 $[\omega, \infty)$ については、

$${}_\infty\Delta_\omega = \frac{l_\omega^{(1)}}{l_0} \left(\frac{T_\omega^{(2)}}{l_\omega^{(2)}} - \frac{T_\omega^{(1)}}{l_\omega^{(1)}} \right) \quad (3)$$

とする。本研究では $n=1$ とし、死因別寄与分析と合わせるため $\omega=100$ として寄与を推計し、これを15歳階級で表示した。

一方、死亡数については、やや単純化した方法として、2020年以降のリスク対応生存延べ年数実績値に対して、実績及び期待死亡率を乗じて実績及び期待死亡数を算出し、年齢階級別に実績死亡数と期待死亡数の乖離を評価する。なお、厳密には、2020年以降の期待死亡率に基づく、リスク対応生存延べ年数が実績とは異なることを考慮する必要があるが、本研究では簡単のため上述の方法を採用した。

なお、本研究で用いている「実績値」は、期待値との比較の観点から、高齢部に平滑化などが行われている JMD ベースの死亡率を用い、再びリスク対応生存延べ年数を用いて死亡数などの再推定を行っていることから、人口動態統計の死亡数や JMD の年齢調整死亡率などの値とは必ずしも一致しないことに注意が必要である。

(2) 死因別死亡率による評価

死因別死亡率についても全死因と同様、Lee-Carter モデルによるモデリングを行う。原則として全死因と同様、男女別に、2000年(1月)～2019年(12月)の年齢(x)別(0, 1, ..., $\omega-1$ 歳, ω 歳以上($\omega=100$)), 年次または月次(t)別, 死因(c)別死亡率(${}_1m_{x,t,c}$)を対象としてモデリングを行うが、「その他の呼吸器系」については、誤嚥性肺炎の割合が2010年以降顕著に上昇し、2000年1月以降の全期間を対象としてモデリングを行うと月次別分析において季節パターンが小さくなる傾向が観察されたことから、年次・月次とも2010年(1月)以降のみを対象としている。

また、 a_x についても、全死因と同様、2017～2019年(月次では2017年1月～2019年12月)の年齢別対数死亡率の平均値とするが、「老衰」など、 a_x の対象期間における死亡数が0のため対数死亡率が算出できない年齢がある場合については、当該年齢はモデリングの対象から外し、全期間で死亡率のモデル値が0であるとした。パラメータ推計も全死因と同様、死亡率がゼロとなる場合でも推定可能となるよう、Wilmoth (1993) の方法に基づき、年次・月次別の年齢別死亡数構成割合をウェイトとして用いた加重付最小二乗法を用いたが、各年の総死亡数と一致させるように k_t を再推計するキャリブレーションは、一部の死因で収束しないことがあることから死因別には行わないこととした。

次に、男女別に推定された2000～2019年の年次または月次別・死因別 k_t を、全死因と同様、

$$k_t = \beta A_t + X_t$$

とし、 X_t について、年次別では $ARIMA(p, d, q)$ モデル、月次別では $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_m$ モデルによりモデリングする。また、ダミー変数については死因別に以下の通りとした。「不慮の事故」では、東日本大震災の影響2011年（3月）のみ1をとるダミー変数を説明変数に加えた。また、人口動態統計において、ICD-10の2013年版が2017年に適用されたことによる死因統計への影響として、「原死因を選択する考え方として、肺炎や誤嚥性肺炎を引き起こすと考えられる病態が追加されたことにより、肺炎、誤嚥性肺炎の死亡数が減少し、認知症やパーキンソン病、アルツハイマー病等の神経系の疾患、慢性閉塞性肺疾患、後述する心不全や骨折・損傷の後遺症等による死亡数が増加している。」⁵⁾とされていることから、「精神・神経系」「肺炎」「その他の呼吸器系」については、ICD改定の影響を考慮するため、2017年（1月）以降1をとるダミー変数を説明変数に加えた。

このモデルを用いて、2020年（1月）～2024年（12月）の年（月）次別・死因別 k_t の予測値を推計し、これに基づいて死亡率粗期待値 ${}_1\hat{m}_{x,t,c}^{(A)}$ を推計する。次に、各年（月）次ごとに、年齢別・死因別粗期待値の合計値が全死因の年齢別死亡率期待値に合うように比例配分を行って死亡率期待値 ${}_1\hat{m}_{x,t,c}$ とした。すなわち、全死因の年齢別死亡率期待値を ${}_1\hat{m}_{x,t}$ とするとき、

$${}_1\hat{m}_{x,t,c} = {}_1\hat{m}_{x,t} \frac{{}_1\hat{m}_{x,t,c}^{(A)}}{\sum_c {}_1\hat{m}_{x,t,c}^{(A)}}$$

として ${}_1\hat{m}_{x,t,c}$ を推計するものである。

なお、「新型コロナ」については、2019年以前には死因分類として存在していないことから、2020年（1月）以降の粗期待値・期待値はともにゼロとしている。また、「その他の呼吸器系」については2010年以降のみしかモデリングが行われていないことから、死因別のモデル値は全ての死因に対しても2010年以降のみの推計となる。

さらに、Arriaga (1984) の実績値－期待値の年齢別寄与分解結果を用いて、死因別の寄与を評価した（石井 2025, p.138）。具体的には、式（1）～式（3）による要因分解結果に対して、 ${}_n\Delta_x^j$: 年齢区間 $[x, x+n)$ の死因 j の死亡率が平均寿命の延びに与える寄与を、

$${}_n\Delta_x^j = {}_n\Delta_x \frac{{}_nR_x^{j(2)} {}_nm_x^{(2)} - {}_nR_x^{j(1)} {}_nm_x^{(1)}}{{}_nm_x^{(2)} - {}_nm_x^{(1)}} \quad (4)$$

とするものである。ただし、 ${}_nm_x^{(i)}$ は年齢区間 $[x, x+n)$ の人口 i の死亡率であり、

5) 厚生労働省「疾病及び関連保健問題の国際統計分類」第10回改訂分類（ICD-10）の一部改正の適用による死因統計への影響について」。 https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/icd_2013_eikyo.pdf（2026年3月31日最終アクセス）

${}_nR_x^{j(i)} = \frac{{}_nD_x^{j(i)}}{{}_nD_x^{(i)}}$, ${}_nD_x^{(i)}$ は、人口 i における年齢階級 $[x, x+n)$ の死亡数, ${}_nD_x^{j(i)}$ は、そのうち死因 j の死亡数である。なお、本研究では $n=1$ として寄与を推計し、年齢別寄与を合計して死因別の寄与とした。

また、死亡数については、全死因と同じ方法により評価を行う。

IV. 結果と考察

本節では前述の方法に基づいて得られた結果と考察について、特に2024年の状況を中心として述べる。最初に年次別の分析結果、次いで月次別の分析結果について述べる。

1. 年次別分析結果

(1) 全死因の分析結果

年次別の全死因の k_t のモデルについては、AIC に基づき、男女とも $ARIMA(4,1,0)$ w/drift が選択された。

この k_t の予測値に基づいて将来の生命表の期待値を推計し、そこで得られた平均寿命の期待値 (E) とその95%上下限、実績値 (A) を表 1 に示した。

表 1 平均寿命の実績値と期待値, 乖離 (実績値 – 期待値) への年齢階級別死亡率の寄与年数 (年次別)

(単位:年)													
	年	平均寿命					乖離への年齢階級別寄与年数						
		実績値 (A)	期待値 (E)	95%信頼区間		乖離 (A-E)	0-14	15-29	30-44	45-59	60-74	75-89	90+
				下限	上限								
女性	2020	87.74	87.60	87.37	87.82	0.14	0.01	-0.04	-0.01	-0.01	0.00	0.08	0.10
	2021	87.60	87.79	87.53	88.05	-0.19	0.00	-0.05	-0.02	-0.03	-0.05	-0.07	0.03
	2022	87.11	87.91	87.60	88.22	-0.80	0.00	-0.06	-0.05	-0.06	-0.15	-0.35	-0.13
	2023	87.16	88.04	87.72	88.36	-0.88	-0.03	-0.08	-0.04	-0.07	-0.17	-0.37	-0.12
	2024	87.15	88.17	87.85	88.48	-1.02	-0.05	-0.10	-0.05	-0.07	-0.20	-0.42	-0.12
男性	2020	81.58	81.58	81.37	81.79	0.00	0.01	-0.03	-0.03	-0.04	-0.01	0.04	0.05
	2021	81.48	81.82	81.59	82.05	-0.33	-0.01	-0.04	-0.03	-0.09	-0.09	-0.11	0.03
	2022	81.06	81.95	81.67	82.22	-0.89	-0.01	-0.04	-0.06	-0.13	-0.24	-0.38	-0.05
	2023	81.10	82.13	81.84	82.41	-1.03	-0.03	-0.05	-0.09	-0.16	-0.27	-0.40	-0.03
	2024	81.09	82.29	82.00	82.57	-1.19	-0.03	-0.04	-0.10	-0.17	-0.33	-0.50	-0.02

資料:「人口動態調査」(厚生労働省),「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所) にもとづき筆者作成

これによれば、平均寿命の期待値は、2020年については女性で0.14年実績値を上回り、男性ではほぼ実績値と同じであるのに対して、2021年以降では実績値を下回っており、女性では2022年以降、男性では2021年以降で、実績値は期待値の95%信頼区間の下限を下回っている。実績値から期待値を引いた乖離の絶対値は2021年以降拡大を続けており、2023年に女性で-0.88年、男性で-1.03年であったものが、2024年では女性で-1.02年、男性で-1.19年まで拡大した。

また、表 1 には、この乖離に対する年齢階級別死亡率の寄与年数も示している。これによれば、2024年では男女とも75～89歳の寄与年数の絶対値が最も大きく、女性では-0.42年、男性では-0.50年と、男女とも全体の42%を占める。また、2023年と2024年を比較すると、女性では全年齢、男性では15～29歳、90歳以上を除く全ての年齢階級で寄与年数の絶対値が増加していることがわかる。

次に死亡数を観察する。表 2 は、男女計の死亡数の実績値と期待値を示したものである。2020年では実績値が期待値を下回ったが、2021年以降は実績値が上回っている。2024年の乖離（実績値－期待値）は15.0万人で、2023年の12.9万人よりもさらに拡大した。

表 2 死亡数の実績値と期待値、年齢階級別乖離（実績値－期待値）(年次別)

(単位:万人)												
年	死亡数					年齢階級別死亡数乖離						
	実績値 (A)	期待値 (E)	95%信頼区間		乖離 (A-E)	0-14	15-29	30-44	45-59	60-74	75-89	90+
			下限	上限								
2020	137.3	140.8	138.1	143.5	-3.4	0.0	0.1	0.1	0.2	0.0	-1.5	-2.2
2021	144.0	142.3	139.2	145.4	1.7	0.0	0.1	0.1	0.3	0.8	1.3	-0.9
2022	156.8	144.0	140.3	147.9	12.7	0.0	0.1	0.2	0.6	2.1	6.9	2.9
2023	157.6	144.7	140.8	148.6	12.9	0.0	0.1	0.2	0.7	2.4	7.2	2.3
2024	160.6	145.6	141.8	149.6	15.0	0.0	0.1	0.2	0.7	2.7	8.9	2.2

資料:「人口動態調査」(厚生労働省),「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所) にもとづき筆者作成

表 2 には、この死亡数の実績値と期待値の乖離について、年齢階級別にも示している。これによれば、2024年の実績値と期待値の乖離15.0万人のうち、75～89歳は8.9万人と全体の概ね 6 割を占めている。この乖離を2023年と比較すると、90歳以上が減少した一方、90歳未満のすべての年齢階級で増加していることが観察される。また、平均寿命の寄与年数と異なり、死亡数の乖離では30歳未満の乖離が全体に占める割合がより小さい。死亡数で見ると30歳未満の乖離が小さいように見えるが、平均寿命における乖離は必ずしも小さいものではないことが理解できる。

(2) 死因別の分析結果

次に、年次別の死因分析結果について述べる⁶⁾。平均寿命の乖離（実績値－期待値）への死因別死亡率の寄与年数を図 1，図 2，表 3 に示した。

まず、女性については、2024年の平均寿命の乖離-1.02年に最も寄与年数が大きいのは新型コロナ（-0.141年）で悪性新生物（-0.139年）と同程度であり、その他を除くとこれに老衰（-0.12年）が続く。2023年と比べると、新型コロナの絶対値が減少した一方で、悪性新生物の絶対値が増加している。男性については、2024年の平均寿命の乖離-1.19年に最も寄与年数が大きいのは新型コロナの-0.20年で、その他を除くと、心疾患（-0.17年）、悪

6) 年次別・死因別の k_t のモデルパラメータは、補遺第III節に掲載している。

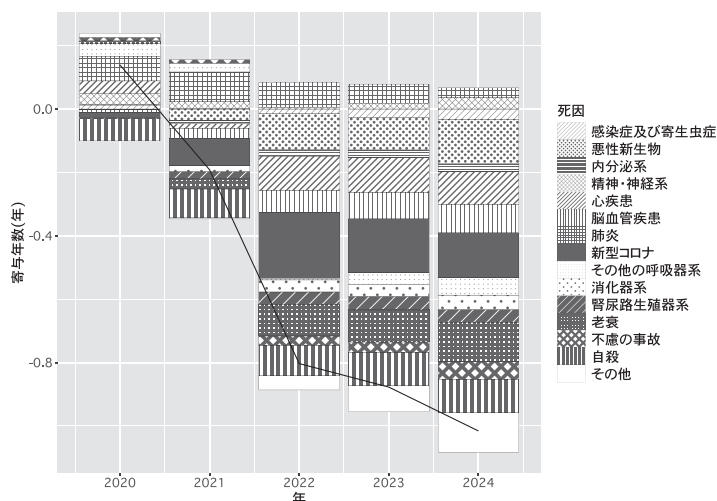


図1 平均寿命の乖離（実績値－期待値）への死因別死亡率の寄与年数（女性・年次別）

資料:「人口動態調査」(厚生労働省),「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所) にもとづき筆者作成

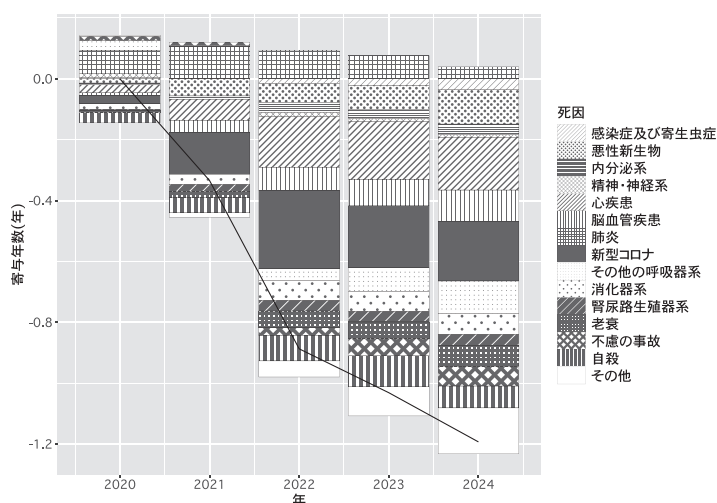


図2 平均寿命の乖離（実績値－期待値）への死因別死亡率の寄与年数（男性・年次別）

資料:「人口動態調査」(厚生労働省),「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所) にもとづき筆者作成

性新生物（-0.113年），その他の呼吸器系（-0.106年）が続く．2023年と比べると，新型コロナウイルスが概ね横ばいであった一方，プラスに寄与している肺炎の乖離が減少し，マイナスに寄与している悪性新生物の乖離の絶対値が増加した．また，男女とも，その他の呼吸器系の絶対値が2023年に比べて増加している（女性：-0.04年→ -0.06年，男性：-0.08年→ -0.11年）との特徴が観察される．

表3 平均寿命の実績値と期待値、乖離（実績値－期待値）への死因別死亡率の寄与年数（年次別）

（単位：年）

	年	平均寿命			乖離への死因別寄与年数														
		実績値	期待値	乖離	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15
女性	2020	87.74	87.60	0.14	0.01	0.00	0.00	0.04	0.04	-0.01	0.08	-0.02	0.04	0.00	0.00	0.01	0.01	-0.07	0.01
	2021	87.60	87.79	-0.19	0.00	-0.04	-0.01	0.02	-0.01	-0.03	0.09	-0.09	0.03	-0.02	-0.02	-0.03	0.01	-0.09	0.00
	2022	87.11	87.91	-0.80	-0.01	-0.11	-0.02	0.01	-0.11	-0.07	0.08	-0.21	-0.01	-0.04	-0.04	-0.10	-0.03	-0.10	-0.04
	2023	87.16	88.04	-0.88	-0.03	-0.10	-0.02	0.02	-0.11	-0.08	0.06	-0.17	-0.04	-0.04	-0.04	-0.10	-0.03	-0.10	-0.08
	2024	87.15	88.17	-1.02	-0.03	-0.14	-0.03	0.04	-0.10	-0.09	0.03	-0.14	-0.06	-0.05	-0.04	-0.12	-0.06	-0.10	-0.13
男性	2020	81.58	81.58	0.00	0.01	-0.01	-0.01	0.01	-0.03	-0.01	0.08	-0.03	0.03	-0.02	0.00	-0.01	0.01	-0.03	0.00
	2021	81.48	81.82	-0.33	0.00	-0.06	-0.01	0.00	-0.07	-0.04	0.10	-0.14	0.00	-0.03	-0.02	-0.02	0.01	-0.05	-0.01
	2022	81.06	81.95	-0.89	-0.01	-0.06	-0.03	-0.01	-0.17	-0.08	0.09	-0.26	-0.04	-0.06	-0.04	-0.05	-0.03	-0.08	-0.05
	2023	81.10	82.13	-1.03	-0.02	-0.08	-0.03	-0.01	-0.19	-0.09	0.08	-0.20	-0.08	-0.07	-0.03	-0.06	-0.06	-0.10	-0.10
	2024	81.09	82.29	-1.19	-0.04	-0.11	-0.04	-0.01	-0.17	-0.10	0.04	-0.20	-0.11	-0.07	-0.04	-0.07	-0.06	-0.07	-0.15

注：表頭の番号はIII.1の死因分類番号であり、01：感染症及び寄生虫症、02：悪性新生物、03：内分泌系、04：精神・神経系、05：心疾患、06：脳血管疾患、07：肺炎、08：新型コロナ、09：その他の呼吸器系、10：消化器系、11：腎尿路生殖器官系、12：老衰、13：不慮の事故、14：自殺、15：その他を示している。

資料：「人口動態調査」（厚生労働省）、「日本版死亡データベース」（国立社会保障・人口問題研究所）にもとづき筆者作成

一方、死亡数の実績値と期待値の乖離について、死因別に示したものが図3と表4である。これによれば、2024年の実績値と期待値の乖離15.0万人のうち、新型コロナが3.6万人で最も多く、全体の約4分の1を占める。次いで老衰の2.4万人、心疾患の1.9万人の順となっている。2023年と比べると、肺炎の乖離が-1.8万人から-1.3万人へと0.6万人増加、悪性新生物の乖離が1.2万人から1.7万人へと0.5万人増加、老衰の乖離が2.0万人から2.4万人へ0.4万人増加した一方で、心疾患の乖離が2.2万人から1.9万人に0.3万人減少、新型コロナの乖離が3.8万人から3.6万人へと0.2万人減少している。

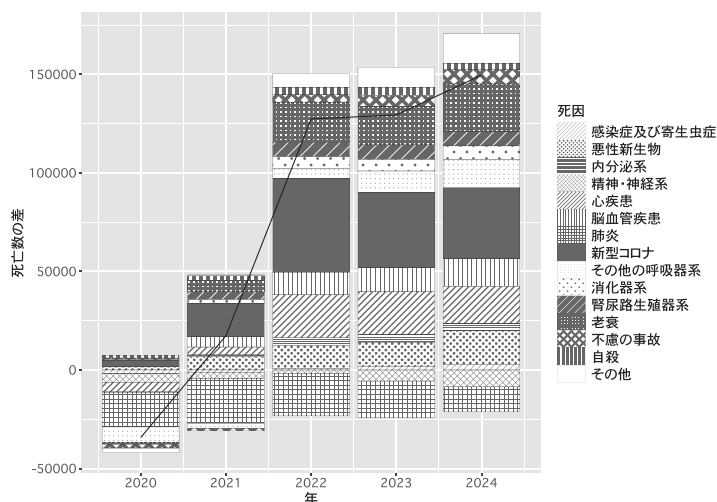


図3 死亡数の実績値と期待値の死因別乖離（男女計・年次別）

資料：「人口動態調査」（厚生労働省）、「日本版死亡データベース」（国立社会保障・人口問題研究所）にもとづき筆者作成

表4 死亡数の実績値と期待値の死因別乖離 (男女計・年次別)

(単位:年)

年	死亡数			死因別乖離														
	実績値	期待値	乖離	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15
2020	137.3	140.8	-3.4	-0.2	0.2	0.0	-0.5	-0.5	0.0	-1.8	0.3	-0.8	0.0	0.1	-0.1	-0.2	0.1	-0.2
2021	144.0	142.3	1.7	-0.1	0.7	0.1	-0.3	0.4	0.5	-2.3	1.7	-0.3	0.2	0.4	0.6	-0.1	0.2	0.0
2022	156.8	144.0	12.7	0.1	1.2	0.4	-0.2	2.2	1.1	-2.2	4.8	0.5	0.6	0.7	2.0	0.4	0.4	0.7
2023	157.6	144.7	12.9	0.2	1.2	0.4	-0.6	2.2	1.2	-1.8	3.8	1.1	0.6	0.7	2.0	0.5	0.4	1.0
2024	160.6	145.6	15.0	0.3	1.7	0.4	-0.8	1.9	1.4	-1.3	3.6	1.5	0.7	0.7	2.4	0.7	0.3	1.5

注: 表頭の番号はIII.1の死因分類番号であり, 01: 感染症及び寄生虫症, 02: 悪性新生物, 03: 内分泌系, 04: 精神・神経系, 05: 心疾患, 06: 脳血管疾患, 07: 肺炎, 08: 新型コロナ, 09: その他の呼吸器系, 10: 消化器系, 11: 腎尿路生殖生殖器系, 12: 老衰, 13: 不慮の事故, 14: 自殺, 15: その他を示している。

資料: 「人口動態調査」(厚生労働省), 「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所) にもとづき筆者作成

また, 平均寿命の寄与年数と異なり, 死亡数の乖離では自殺が全体に占める割合がより小さいものとなっており, ここでも死亡数と平均寿命に対する違いが見て取れる。

2. 月次別分析結果

(1) 全死因の分析結果

次に月次別の分析結果について述べる。全死因の月次別 k_t のモデルについては, AICに基づき, 男女とも $ARIMA(1,0,0)(0,1,1)_{12}$ w/drift が選択された。

この k_t の予測値に基づいて将来の生命表の期待値を推計し, そこで得られた平均寿命を実績値と合わせて示したものが図4である⁷⁾。

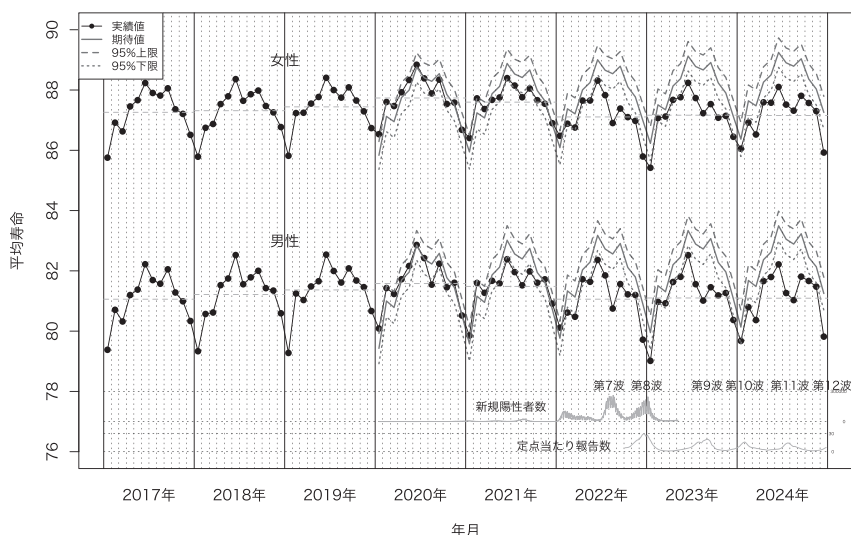


図4 平均寿命の実績値と期待値 (月次別)

注: 新規陽性者数は日単位, 定点当たり報告数は週単位である。

資料: 「人口動態調査」(厚生労働省), 「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所) にもとづき筆者作成

7) 具体的な数値については, 補遺-表1に示している。

石井他 (2025) で行った2023年までの分析においても、新型コロナの新規陽性者数や定点当たり報告数が増加した第7～9波に対応する時期で、実績値が期待値を大きく下回っていたが、2024年でも第10～12波に対応する時期で実績値が期待値を大きく下回る傾向が観察される。

図5、図6の折れ線グラフは、月別の平均寿命の乖離（実績値－期待値）を示している⁸⁾。これによれば、マイナスの乖離幅の絶対値が1を超える（乖離が-1を下回る）のは、女性では2022年8～10月、12月、2023年7～10月、2024年6～9月、2024年12月で第7、8、9、11、12波に対応、男性では2022年8～9月、12月、2023年7～10月、2024年3月、2024年6～9月、2024年12月で第7、8、9、10、11、12波に対応している。

また、これらの時期の中で、乖離の絶対値が最も大きくピークとなっている月は、男女とも、第7波:2022年8月、第8波:2022年12月、第9波:2023年8月、第10波:2024年3月、第11波:2024年8月、第12波:2024年12月となっている。乖離幅の絶対値のピークは女性では第7波が最も大きい、第9、11波も同程度、男性では第11波が最も大きい、第7、9波も同程度となっている。特に、2024年に限定して見ると、男女とも第11波が最も大きく、次いで第12波、第10波の順となっている。

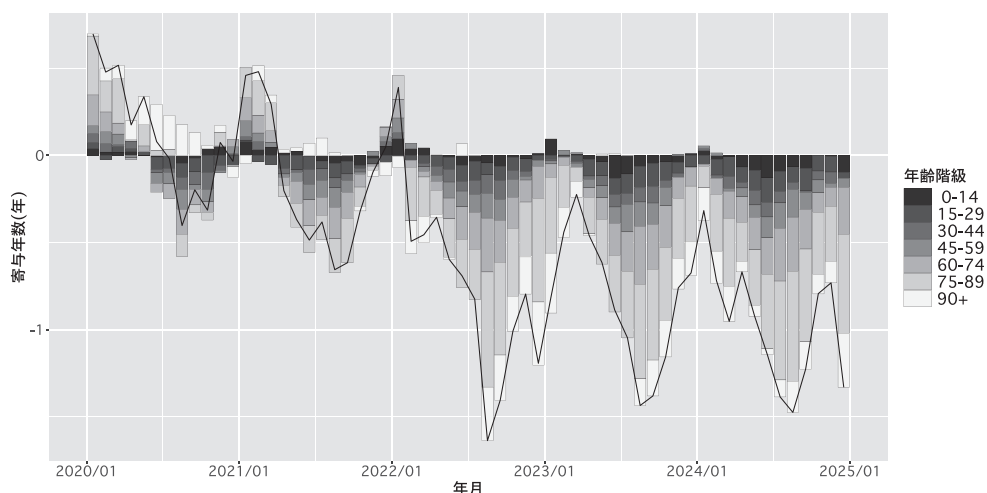


図5 平均寿命の乖離（実績値－期待値）への年齢階級別死亡率の寄与年数（女性・年次別）

資料:「人口動態調査」(厚生労働省),「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所) にもとづき筆者作成

図5、図6の積上げ棒グラフは、乖離への年齢階級別死亡率の寄与年数を示している。ここで、マイナスの乖離幅の絶対値が1を超える（乖離が-1を下回る）時期を観察すると、女性では、75歳以上の割合は、2023年までは第7波で6割程度、第8波で8割超、第9波で4～5割前後であったが、2024年では第11波は4～5割前後であるのに対し、第10、12波は6割超となっている。一方男性では、2023年までは第7波で5割弱、第8波で約7

8) 具体的な数値については、補遺-表2、表3に示している。

割，第9波で2～5割であったが，2024年では第11波は3～4割前後であるのに対し，第10波は5割，第12波は6割となっており，2024年では男女とも，第10，12波において高齢層での乖離が大きいことがわかる。

次に死亡数を観察する．図7は，男女計の死亡数の実績値と期待値を示したものである⁹⁾．平均寿命同様，2022年以降で，新型コロナの新規陽性者数や定点当たり報告数が増加した第7～12波に対応する時期で，実績値が期待値を大きく上回っていることが観察さ

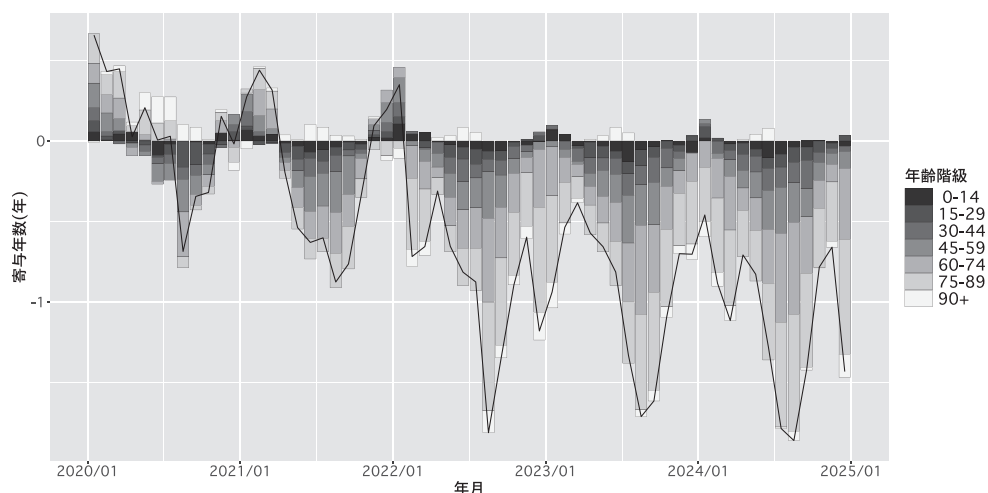


図6 平均寿命の乖離(実績値－期待値)への年齢階級別死亡率の寄与年数(男性・年次別)

資料:「人口動態調査」(厚生労働省),「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所)にもとづき筆者作成

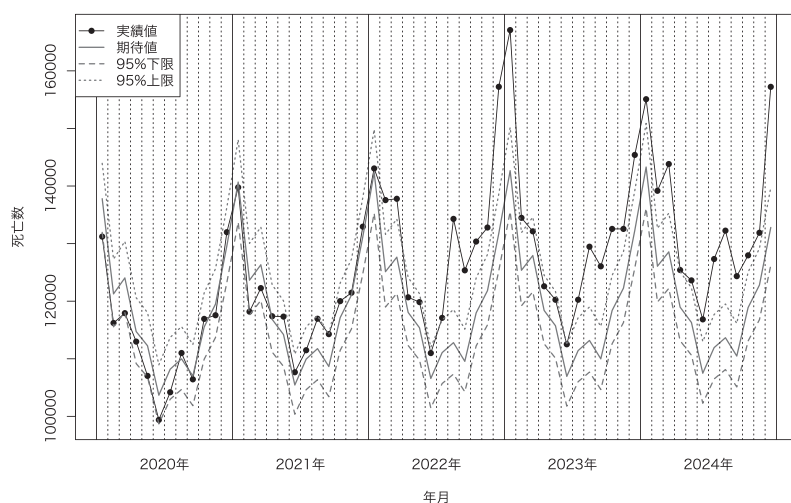


図7 死亡数の実績値と期待値(男女計・月次別)

資料:「人口動態調査」(厚生労働省),「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所)にもとづき筆者作成

9) 具体的な数値については，補遺-表4に示している。

れる。

図8の折れ線グラフは、月別の死亡数の乖離（実績値－期待値）を示している¹⁰⁾。これによれば、月別の乖離幅が最も大きいのは第8波の時期に対応する2022年12月（2.54万人）で、これに次いで第12波の2024年12月（2.44万人）となっている。特に2024年に限定して見ると、第12波が最も大きく、第11波、第10波と続いているが、これは、2024年における平均寿命の乖離幅の絶対値が、第12波よりも第11波の方が大きかったこととは異なる結果となっている。

図8の積上げ棒グラフは、この乖離を年齢階級別に示したものである。これによれば、第8波の時期に対応し、最も乖離幅が大きい2022年12月では90歳以上の乖離が0.98万人と全体の乖離2.54万人の39%を占めているが、次に乖離幅が大きい第12波の2024年12月でも、90歳以上の乖離は0.79万人と、全体の乖離2.44万人の32%となっている。一方で、2024年で平均寿命の乖離の絶対値が大きかった第11波では、ピーク月の2024年8月における90歳以上の乖離は0.28万人と、全体の乖離1.86万人の15%に留まっている。

一般に、死亡数は現在の日本のような高齢化した年齢構成の下では高齢死亡率に敏感に反応するのに対し、平均寿命は死亡のタイミングを測定し、期待される生存期間を表す指標であることから、若くして死亡すると期待される生存期間を多く失うことになるため、若年死亡率により敏感に反応するという特性がある。第11波と第12波において、平均寿命の乖離幅の絶対値と死亡数の乖離の大小関係が逆になっていることは、乖離に占める高齢層の割合がその背景にある可能性が示唆される。

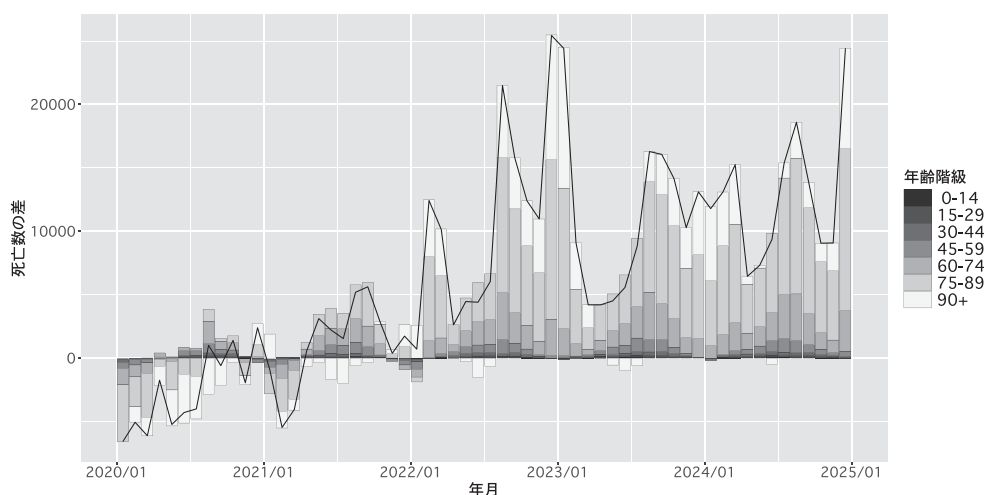


図8 死亡数の実績値と期待値の年齢階級別乖離（男女計・月次別）

資料:「人口動態調査」(厚生労働省)、「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所) にもとづき筆者作成

10) 具体的な数値については、補遺-表5に示している。

(2) 死因別の分析結果

次に、死因別の分析結果を述べる¹¹⁾。

平均寿命の乖離（実績値－期待値）への死因別死亡率の寄与年数を示したものが、図9、図10である¹²⁾。

これによれば、男女とも、第7，8波のピーク月で3割以上であった新型コロナの寄与年数の割合は、第9波以降は1～2割前後へと減少している。2024年における乖離の絶対値を、第10～12波のピーク月で観察すると、2024年3月（第10波）については、女性では老衰（-0.18年）が最も大きく、次いで新型コロナ（-0.16年），悪性新生物（-0.11年）の順となっている。一方，男性では新型コロナ（-0.21年）が最も大きく，2番目が心疾患（-0.18年）であり，これに次いで脳血管疾患（-0.103年），自殺（-0.099年），悪性新生物（-0.096年）が概ね同程度で並んでいる。

また，2024年8月（第11波）の乖離の絶対値を見ると，男女とも新型コロナが最も大きく（女性：-0.25年，男性：-0.35年），女性ではこれに次いで悪性新生物（-0.24年），老衰（-0.19年）の順，男性では心疾患（-0.27年），悪性新生物（-0.20年）の順となっている。

一方，2024年12月（第12波）については，女性では老衰（-0.24年），その他の呼吸器系疾患（-0.15年），心疾患（-0.14年），新型コロナ（-0.12年）の順，男性では心疾患（-0.30年），その他の呼吸器系疾患（-0.22年），新型コロナ（-0.17年）の順となっており，第10，11波では1番目か2番目であった新型コロナが，女性では4番目，男性では3番目まで順位を低下させている。

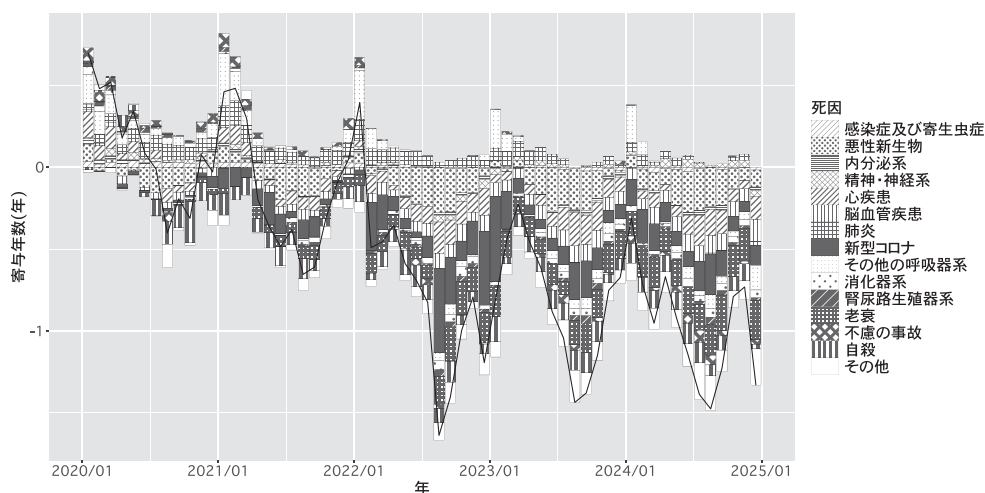


図9 平均寿命の乖離（実績値－期待値）への死因別死亡率の寄与年数（女性・月次別）

資料：「人口動態調査」（厚生労働省），「日本版死亡データベース」（国立社会保障・人口問題研究所）にもとづき筆者作成

11) 月次別・死因別の k_t のモデルパラメータは，補遺第IV節に掲載している。

12) 具体的な数値については，補遺-表6，表7に示している。

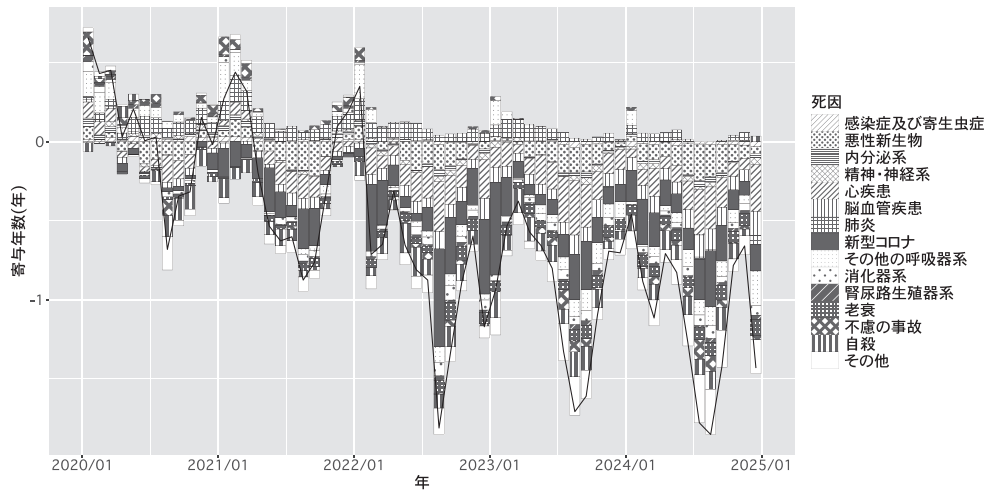


図10 平均寿命の乖離（実績値－期待値）への死因別死亡率の寄与年数（男性・月次別）

資料：「人口動態調査」（厚生労働省）、「日本版死亡データベース」（国立社会保障・人口問題研究所）にもとづき筆者作成

一方、死亡数の実績値と期待値の乖離について、死因別に示したものが図11である¹³⁾。死亡数の乖離に占める死因別割合は、第7，8波のピーク月では新型コロナが4割前後であったのに対し、第9波以降は1～2割前後へと減少している。また、2024年における乖離を第10～12波のピーク月で観察すると、2024年3月（第10波）では、新型コロナ（0.36

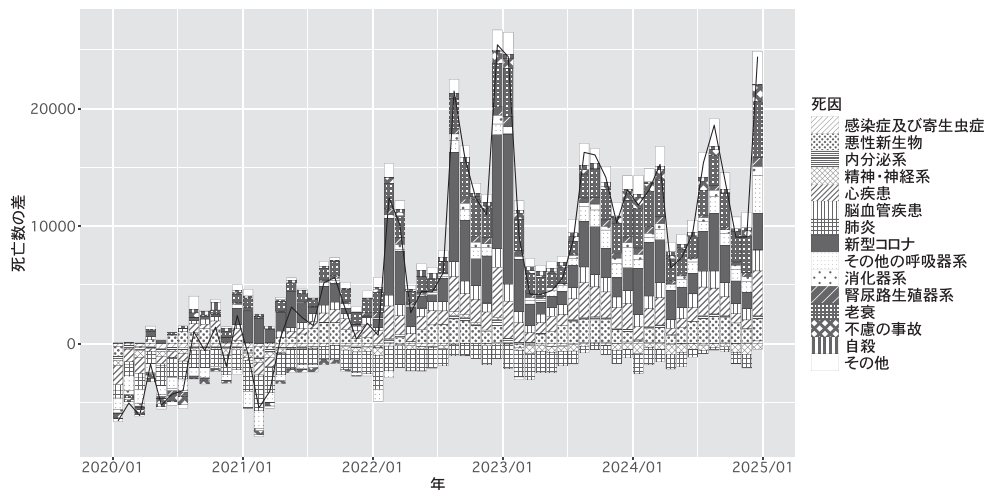


図11 死亡数の実績値と期待値の死因別乖離（男女計・月次別）

資料：「人口動態調査」（厚生労働省）、「日本版死亡データベース」（国立社会保障・人口問題研究所）にもとづき筆者作成

13) 具体的な数値については、補遺-表8に示している。

万人) が最も大きく、次いで老衰 (0.31万人)、心疾患 (0.23万人) の順となっている。また、2024年8月 (第11波) でも、新型コロナ (0.49万人) が最も大きく、老衰 (0.26万人)、心疾患 (0.22万人) の順であり、第10波と3番目までの順位は変わっていない。一方、2024年12月 (第12波) では、老衰 (0.48万人)、心疾患 (0.38万人)、その他の呼吸器系疾患 (0.32万人)、新型コロナ (0.31万人) の順であり、新型コロナは4番目まで順位が下がっている。

石井他 (2025) においても、月次別死亡率の観察に基づき、第7～9波における死亡動向の違いを分析したが、本研究でも、2024年の第10～12波における違いが明らかとなった。2024年に限定して見ると、平均寿命の乖離の絶対値は男女とも第11波が第12波より大きかったのに対して、死亡数では逆に第12波の方が第11波より大きかった。これに関しては、年齢階級別の分析において、乖離に占める高齢層の割合がその背景にある可能性が示唆されることを述べた。

また、死因別の分析では、第12波が第10、11波とは異なる傾向が観察された。この背景を考えるため、「感染症発生動向調査週報」に基づく2020～2024年における各週のインフルエンザの定点当たり報告数を示したものが図12である。これによれば、2020年初頭に報告数がある以降、2022年までは報告数はほぼ0に近い状況にあった。2023年初頭、及び、2023年後半から2024年初頭にかけても報告数の上昇が見られるが、2024年第52週 (12月) の報告数は64.39と、2023年後半のピークである2023年第49週 (12月) の33.72の約2倍となっている。

国立感染症研究所 (2005) によれば、インフルエンザ流行と死亡数の関係について、「インフルエンザ流行の大きい年には、インフルエンザ死亡者数および肺炎死亡者数が顕著に増加し、さらには循環器疾患を始めとする各種の慢性基礎疾患を死因とする死亡者数も増加し、結果的に全体の死亡者数が増加することが明らかになっている (超過死亡)。ことに高齢者がこの影響を受けやすい。」とされている。

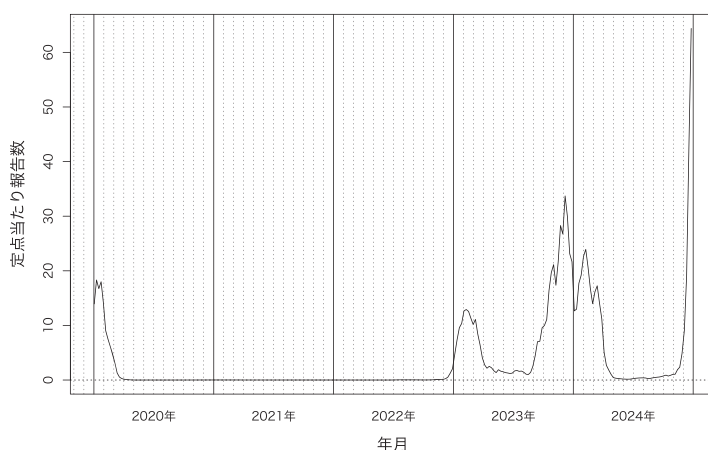


図12 インフルエンザの定点当たり報告数

資料: 「感染症発生動向調査週報」(国立健康危機管理研究機構) にもとづき筆者作成

第12波のピーク月である2024年12月においては、平均寿命、死亡数の乖離ともに、その他の呼吸器系疾患の順位が高いとの特徴が見られたが、これにはインフルエンザを原死因とする死亡が含まれている。また、循環器系疾患である心疾患と脳血管疾患を見ると、心疾患については、平均寿命の乖離は男性で-0.30年と、2024年の各月の乖離の中で最も絶対値が大きく、死亡数についても乖離は0.38万人と各月の中で最も大きい。脳血管疾患では、平均寿命の乖離は女性で-0.13年、男性で-0.15年と、同じく2024年の各月の乖離の中で最も絶対値が大きく、死亡数でも乖離は0.17万人と各月の中で最も大きいものとなっている。なお、肺炎については、平均寿命、死亡数ともに乖離の絶対値は必ずしも大きいものとはなっていないが、2020年1月以降、平均寿命の乖離はプラス、死亡数の乖離はマイナスであった月がほとんどであったのに対して、2024年12月では、平均寿命については女性で-0.03年、男性で-0.06年、死亡数では0.01万人と符号が逆転している。

このように、第12波において、第10、11波と異なり、その他の呼吸器系疾患の順位が上がったことや、新型コロナが順位を下げたことの背景の一つとして、インフルエンザ流行の可能性が示唆される。

3. 原死因とはされていないが新型コロナに関係する死亡について

本研究における年次別・月次別いずれの分析においても、2024年における新型コロナの乖離の絶対値や順位がそれまでと比べて低下する傾向が観察され、例えば、女性については、2024年の平均寿命の乖離に最も寄与年数が多いのは新型コロナ (-0.141年) であるものの、悪性新生物 (-0.139年) と同程度まで低下していた。ただし、これは原死因に基づく分析であって、新型コロナが原死因でない死因であっても、複合死因に新型コロナが含まれる、すなわち、死亡診断書に新型コロナの記載が含まれる死亡も存在する。

そこで、以下では、原死因は新型コロナではないが複合死因に新型コロナが含まれる死亡を「新型コロナ関係死亡」と呼ぶこととし、「新型コロナ関係死亡」を原死因が新型コロナである死亡に加えた場合に、平均寿命の乖離分析がどのように変化するかを観察することとする。

具体的には、 ${}_1D_{x,t,c}$ を、年齢 (x) 別 ($0, 1, \dots, \omega-1$ 歳, ω 歳以上 ($\omega=100$)), 年次または月次 (t) 別、死因 (c) 別死亡数とし、新型コロナ ($c=8$) 以外の死因について、「新型コロナ関係死亡」数を、 ${}_1d_{x,t,c}$ ($c \neq 8$) で表すこととした時、新型コロナに「新型コロナ関係死亡」を加え、新型コロナ以外の死因から「新型コロナ関係死亡」を減じた死亡数 ${}_1\tilde{D}_{x,t,c}$ を以下で定義し、これに基づいて年齢調整死亡率の算出及び平均寿命の乖離分析を実行する。

$$\tilde{D}_{x,t,c} = \begin{cases} {}_1D_{x,t,c} - {}_1d_{x,t,c} & (c \neq 8) \\ {}_1D_{x,t,c} + \sum_{c \neq 8} {}_1d_{x,t,c} & (c = 8) \end{cases}$$

この変換によって全死因の死亡数は変化しないため、死因別寄与の合計は変化せず、新型コロナ以外の死因の寄与の一部が新型コロナに移ることとなる。

表5 新型コロナの年齢調整死亡率 (年次別)

(単位:10万対)

年	女性			男性		
	実績値 (A)	新型コロナ関係死亡 を新型コロナ死亡に 加えた場合 (B)	比 (B)/(A)	実績値 (C)	新型コロナ関係死亡 を新型コロナ死亡に 加えた場合 (D)	比 (C)/(D)
2021	7.7	9.2	1.19	17.6	19.1	1.09
2022	21.0	30.3	1.44	46.6	59.4	1.27
2023	16.5	24.0	1.46	36.8	47.2	1.28
2024	14.0	19.6	1.40	36.1	43.7	1.21

注:「新型コロナ関係死亡」とは、原死因は新型コロナではないが複合死因に新型コロナが含まれる死亡のことである。

資料:「人口動態調査」(厚生労働省),「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所) にもとづき筆者作成

まず、新型コロナの年齢調整死亡率について、「新型コロナ関係死亡」を新型コロナ死亡に加えた値 (${}_1\tilde{D}_{x,t,c}$ に基づくもの) を実績値 (${}_1D_{x,t,c}$ に基づくもの) と比較したものが表5である。これによれば、2021年には「新型コロナ関係死亡」を加えた値と実績値の比は、女性では1.19、男性では1.09であったのに対し、2022年ではそれぞれ1.44、1.27に上昇し、2023年にはさらにそれぞれ1.46、1.28となっている。2024年にはやや低下するものの、それぞれ1.40、1.21であり、女性では新型コロナを原死因とする死亡率に対して、「新型コロナ関係死亡」がその4割程度の大きさで存在していることを示している。

表6 平均寿命の実績値と期待値、乖離 (実績値－期待値) への死因別死亡率の寄与年数 (年次別)

(単位:年)

	年	平均寿命			乖離への死因別寄与年数			
		実績値	期待値	乖離	実績値に基づく場合		新型コロナ関係死亡を新型コロナ死亡に加えた場合	
					新型コロナ	悪性新生物	新型コロナ	悪性新生物
女性	2021	87.60	87.79	-0.19	-0.09	-0.04	-0.11	-0.03
	2022	87.11	87.91	-0.80	-0.21	-0.11	-0.32	-0.08
	2023	87.16	88.04	-0.88	-0.17	-0.10	-0.26	-0.08
	2024	87.15	88.17	-1.02	-0.14	-0.14	-0.21	-0.12
男性	2021	81.48	81.82	-0.33	-0.14	-0.06	-0.15	-0.05
	2022	81.06	81.95	-0.89	-0.26	-0.06	-0.32	-0.05
	2023	81.10	82.13	-1.03	-0.20	-0.08	-0.25	-0.07
	2024	81.09	82.29	-1.19	-0.20	-0.11	-0.23	-0.11

注:「新型コロナ関係死亡」とは、原死因は新型コロナではないが複合死因に新型コロナが含まれる死亡のことである。

資料:「人口動態調査」(厚生労働省),「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所) にもとづき筆者作成

そこで、「新型コロナ関係死亡」を新型コロナ死亡に加えた ${}_1\tilde{D}_{x,t,c}$ を用いて表3と同様の分析を行い、新型コロナと悪性新生物についての結果を2021年以降について示したものが表6である。これによれば、2024年の女性について、「新型コロナ関係死亡」を加えた

場合の平均寿命への寄与年数は-0.21年と悪性新生物の-0.12年よりもかなり大きいものとなっている。男性では女性ほど大きい変化ではないものの、「新型コロナ関係死亡」を加えた場合、平均寿命への寄与年数は原死因のみの場合よりも大きいものとなっていることが理解できる。

このように、2023年以前と比較して、2024年では新型コロナの乖離の絶対値は低下しているように見えるものの、「新型コロナ関係死亡」を含めた場合、依然として大きいものであることが明らかとなった。

V. おわりに

本研究は、新型コロナウイルス感染症が2020年以降に感染拡大したことを踏まえ、石井他(2025)において行った、2019年までの死亡動向に基づく期待値をモデル値として推計し、これと実績値の乖離を年次別・月別に観察する分析を延長し、2024年までの実績を踏まえた分析を行った。

本研究で得られた結果をまとめると以下の通りである。

- 年次別の平均寿命の乖離は、2023年に女性で-0.88年、男性で-1.03年であったものが、2024年では女性で-1.02年、男性で-1.19年となった。これには、女性では全年齢、男性では15～29歳、90歳以上を除く全ての年齢階級で寄与年数の絶対値が増加したこと、死因別には、女性では新型コロナの絶対値が減少した一方で、悪性新生物の絶対値が増加したこと、男性では新型コロナが概ね横ばいであった一方、プラスに寄与している肺炎の乖離が減少し、マイナスに寄与している悪性新生物の乖離の絶対値が増加したことが寄与している。

一方、死亡数の乖離は2024年で15.0万人と、2023年の12.9万人よりもさらに拡大した。これには、90歳以上の乖離が減少した一方、90歳未満の全ての年齢階級で増加したこと、死因別には肺炎の乖離が-1.8万人から-1.3万人へと0.6万人増加、悪性新生物の乖離が1.2万人から1.7万人へと0.5万人増加、老衰の乖離が2.0万人から2.4万人へと0.4万人増加した一方、心疾患の乖離が2.2万人から1.9万人に0.3万人減少、新型コロナが3.8万人から3.6万人へと0.2万人減少していることが寄与している。

また、平均寿命の寄与年数と異なり、死亡数では30歳未満や自殺の乖離が小さいように見えるが、平均寿命の乖離は必ずしも小さいものではなく、死亡数と平均寿命の乖離の違いが明らかとなった。

- 月次別の評価から2024年の第10～12波における違いを観察すると、平均寿命の乖離の絶対値は男女とも第11波が第12波より大きかったのに対して、死亡数では逆に第12波の方が第11波より大きかった。年齢階級別分析によれば、第11波と第12波において、平均寿命の乖離幅の絶対値と死亡数の乖離の大小関係が逆になっていることは、乖離に占める高齢層の割合がその背景にある可能性が示唆される。

また、平均寿命の乖離の死因別寄与分析からは、第10波では女性では新型コロナは2番目、男性では1番目に絶対値が大きく、第11波では男女とも新型コロナが最も大きかったのに対し、第12波では女性では4番目、男性では3番目まで順位を低下させていた。また、死亡数の乖離についても、第10、11波では新型コロナが最も乖離が大きかったのに対して、第12波では4番目まで順位が下がっている。このように、第12波において、第10、11波と異なり、その他の呼吸器系疾患の順位が上がったことや、新型コロナが順位を下げたことの背景の一つとして、インフルエンザ流行の可能性が示唆される。

- 最後に、原死因は新型コロナではないが新型コロナが複合死因に含まれる死亡を加えた分析を行った。通常分析では、新型コロナの平均寿命の乖離の絶対値が、2023年以前と比較して、2024年では低下しているように見えていたが、「新型コロナ関係死亡」を加えた場合、依然として大きいものであることが明らかとなった。

本研究では、年次別・月次別の平均寿命及び死亡数の実績値と期待値を比較分析するとの手法を用い、これまで必ずしも十分に人口学的な評価が行われていなかった、新型コロナウイルス感染症拡大以降の死亡動向と、感染拡大以前の傾向が続いたとした場合の仮想的な死亡動向との違いに関する詳細な分析を提示した。特に、一般的に用いられている超過死亡などにおける死亡数だけの観察からは得られない、死亡のタイミングを測定する平均寿命など、年齢構造の考慮によって観察が可能となる死亡動向の特性が明らかになるとともに、月次別の平均寿命の要因分解などを通じて、2024年において新型コロナの新規感染者が増加した第10～12波のそれぞれの時期における死亡動向の違いを明らかにした。

本研究で示した実績値と期待値の乖離に基づく分析は、これまでのトレンドを反映した期待値と比較することで、実績値の動向だけでは得られない評価が可能となるとのメリットがあるが、一方で、これらの結果は期待値の推計の基礎となるモデルに依存することに注意が必要である。今後、実績値がこれまでとは異なる動向を示すことなどによって、基礎となるモデルが変化した場合、評価結果も変動しうるものである。

また、月次別の死因モデリングでは、死因によっては年齢別死亡数の出現頻度が低い部分などで実績値が大きく変動することなどにより、モデルの安定性が低くなる場合などがある。さらに、原死因は死亡診断書の記載に基づいて選択されており、新型コロナに関する当初の混乱が一段落し、他の死因を記載できるような環境への移行による診断書の記載変化等によっても、死因分析の結果は影響を受けることに注意する必要がある。いずれにしても、新たな実績値の動向等を踏まえつつ、より洗練されたモデリングを検討するとともに、新型コロナ感染拡大以降の死亡動向の評価を今後も継続していくことが課題である。

謝辞

本論文の草稿をお読み頂き、貴重なご指摘を頂いた匿名の査読者に感謝申し上げます。なお、残された誤謬は筆者らの責任である。

本研究は、国立社会保障・人口問題研究所「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」及び厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（統計情報総合研究事業））JPMH23AB1002（「ICD-11の適用を通じて我が国の死因・疾病統計の向上を目指すための研究」、研究代表者：林玲子）の研究成果であり、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32条及び第33条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれており、死亡票の独自集計を含むため、分析結果が公表数値とは一致しない場合がある。また、本研究は、上記の他、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））JPMH23AA2005（「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」、研究代表者：小池司朗）、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））JPMH26AA2009（「超高齢化・多様化する世帯構造に着目した人口・世帯推計手法の精緻化及び社会の再編に向けた研究」、研究代表者：岩澤美帆）による助成を受けた。

（2026年6月4日査読終了）

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.
- 石井太 (2022) 「新型コロナウイルス感染症拡大以降のわが国の死亡動向に関する分析」『人口問題研究』第78巻第4号, pp.460-476.
- 石井太 (2025) 『人口学の基礎』慶應義塾大学出版会.
- 石井太・別府志海・菅桂太・岩澤美帆 (2025) 「月別に拡張した「日本版死亡データベース」による死亡率の期待値と実績値の乖離分析」『人口問題研究』第81巻第3号, pp.221-241.
- 石井太・別府志海・菅桂太・岩澤美帆・南拓磨 (2026) 「日本版死亡データベース（第5版）構築の方法論とその応用」『人口問題研究』第82巻第3号, pp.337-359.
- 篠原恵美子 (2026) 「死亡個票における死亡の原因欄の記載字列の自動正規化」『厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（統計情報総合研究事業））「ICD-11の適用を通じて我が国の死因・疾病統計の向上を目指すための研究」（研究代表者：林玲子）令和7年度分担研究報告書』.
- 菅桂太・石井太・別府志海 (2022) 「月別死亡率からみた季節性とその地域差」日本人口学会第74回大会（神戸大学）(2022年6月12日).
- 国立感染症研究所 (2005) 「感染症の話 インフルエンザ」. <https://id-info.jihs.go.jp/idsc/idwr/kanja/idwr/idwr2005/idwr2005-08.pdf> (2026年5月31日最終アクセス)
- Arriaga, E. E. (1984) "Measuring and Explaining the Change in Life Expectancies," *Demography*, Vol.21, No.1, pp.83-96.
- Islam, N., Jdanov, D. A., Shkolnikov, V. M., Khuntia, K., Kawachi, I., White, M., Lewington, S. and Lacey, B. (2021) "Effects of Covid-19 Pandemic on Life Expectancy and Premature Mortality in 2020: Time Series Analysis in 37 Countries," *BMJ* 2021;375:e066768.
- Lee, R. and Carter, L. (1992) "Modeling and Forecasting U.S. Mortality," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.87, No.419, pp.659-675.
- Suga, K., Ishii, F. and Beppu, M. (2022) "Regional Japanese Human Mortality Database: Methods and Extensions to Monthly Deaths," Presented at Satellite Meeting for the 6th Human Mortality Database Symposium (INED, Paris).
- Wilmoth, J. R. (1993) "Computational Methods for Fitting and Extrapolating the Lee-Carter Model of Mortality Change," *Technical report, Department of Demography, University of California, Berkeley*.

Analysis of the Differences between the Expected and Actual Mortality: After the Outbreak of COVID-19 until 2024

ISHII Futoshi, BEPPU Motomi, SUGA Keita, IWASAWA Miho and
SHINOHARA Emiko

This study aims to analyze mortality trends for all causes and specific causes of death through 2024 by estimating expected values based on mortality trends up to 2019 as model values, and then observing the differences between the expected and actual values on an annual and monthly basis, with the goal of evaluating the impact of COVID-19 on mortality patterns since 2020.

In this study, we presented a detailed assessment after the outbreak of COVID-19 on mortality trends by comparing actual and expected values for life expectancy and the number of deaths on an annual and monthly basis. In particular, by taking into account age structure —such as life expectancy, which measures the timing of death—we revealed characteristics of mortality trends that cannot be observed through the analysis of death counts alone, as is commonly done with excess mortality.

Furthermore, through the decomposition of monthly life expectancy, we clarified the differences on mortality trends during each of the 10th to 12th waves, when new COVID-19 infections increased in 2024.

Keywords: COVID-19, mortality analysis, cause of death, life tables, excess death