

---

## 特 集

---

コロナ禍における推計（全国推計編）

# 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

石井太\*・別府志海・菅桂太・岩澤美帆

本研究は、新型コロナウイルス感染症が2020年以降の死亡状況に与えた影響を評価する観点から、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、2023年までの全死因および死因別の死亡動向を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いう手法を用い、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が死亡動向に及ぼす詳細な影響評価を提示した。特に、月次別の要因分解などを通じて、新型コロナウイルス感染症の新規感染者が増加した第7波、第8波、第9波のそれぞれの時期における死亡動向への影響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波の影響が第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波の方がより深刻な影響を与えていることなどが示され、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、年齢構造を人口学的に適切に考慮することによって初めて観察が可能となる死亡動向の特性が明らかとなった。

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が2020年以降の死亡状況に与えた影響を評価する観点から、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、2023年までの全死因および死因別の死亡動向を分析することを目的とする。

新型コロナウイルス感染症の拡大は日本でも死亡数の増加を招き、死亡への影響評価の重要性が増しているが、その影響を表すものとして、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 (国立健康危機管理研究機構 2025)。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。日本では極めて急速な高齢化が起きているこ

---

\* 慶應義塾大学

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、時々刻々変化する新型コロナウイルス感染症の評価には十分でない面があった。

そこで、本研究では、日本版死亡データベース (JMD) 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を用い、2019年までの年次別・月次別死亡率を Lee-Carter モデルによってモデリングし、新型コロナウイルス感染症発生以前の死亡動向に基づく生命表の期待値を推計する。そして、この生命表に基づく平均寿命・死亡数の期待値を用いて、実績の平均寿命との乖離については、Arriaga (1984) の方法に基づく年齢階級別死亡率の寄与年数への要因分解を行うとともに、死亡数についても年齢階級別の期待値と実績値の乖離を評価し、月別死亡状況にどのような年齢層の死亡率が影響を及ぼしているかを評価する。さらに、実績値と期待値の乖離に関する死因の影響を評価するため、死因別死亡率に対しても、同様に Lee-Carter モデルを用いた分析を行う。このような分析を通じて、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が死亡動向に及ぼす詳細な影響評価を提示する。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を示すとともに、月次別の平均寿命の要因分解などを通じて、新型コロナウイルス感染症の新規感染者が増加した第7波、第8波、第9波のそれぞれの時期における死亡動向への影響の違いを明らかにすることが本研究の目的である。

## 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、新型コロナウイルス感染症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するとともに、出生月分布は考慮していなかった。

本研究は、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て分析に用いることが従来の研究にはない特徴となっている。

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、新型コロナ感染症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。これによれば、2020年の年齢調整死亡率実績値はトレンドよりもやや死亡水準が低く、2021年はやや高い傾向を示す一方、平均寿命の動向は年齢調整死亡率と若干異なり、特に男性の2021年の死亡水準が近年のトレンドをやや下回ることなどが示されている。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。

本研究は、石井 (2022) の方法論を発展させ、年次別だけでなく月次別の分析を行うとともに、死因別についても期待値と実績値の乖離分析を行うところが先行研究にはない新たな貢献である。

### 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 (2024)、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、新型コロナ感染症拡大前の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14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: 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), 04: 心疾患 (09200), 05: 脳血管疾患 (09300), 06: 肺炎 (10200), 07: 新型コロナ感染症 (22201)<sup>1)</sup>, 08: その他の呼吸器系疾患 (10100, 10300, 10400, 10500, 10600), 09: 消化器系の疾患 (11000), 10: 腎不全 (14200), 11: 老衰 (18100), 12: 不慮の事故 (20100), 13: 自殺 (20200), 14: その他である。

---

1) 死因簡単分類において、2022年までの統計で新型コロナウイルス感染症のみを含んでいた「22200: その他の特殊目的用コード」は、2023年の統計から、「22201: 新型コロナウイルス感染症」(U07.1, U07.2, U10.9), 「22202: 新型コロナウイルス感染症ワクチン」(U12), 「22203: その他の特殊目的用コード」に細分化されており、本研究では「22201: 新型コロナウイルス感染症」を新型コロナ感染症として扱っている。なお、2023年において「22202: 新型コロナウイルス感染症ワクチン」による死亡数は34件で、この死因を除去した生命表を用いて評価しても、2023年の平均寿命にはほとんど影響を及ぼさない。

## 2. 方法

本研究における期待値と実績値の乖離分析は、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行い、その後死因別死亡率の推計を行っている。両者は概ね同様の方法に基づくが、細かくは違いが存在する。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。

### 2.1 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、新型コロナウイルス感染症拡大前の2000年（1月）～2019年（12月）の年齢（ $x$ ）別、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。また、 $b_x$  は推計されたパラメータを固定して用いる。

全死因の分析では、パラメータ推計にあたって、Wilmoth (1993) に基づき、年次別・年齢別死亡数をウェイトとして用い、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を行っている。

次に、推定された2000～2019年の年次別・月次別  $k_t$  に対し、 $\beta$  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,

$$\begin{aligned}\phi(z) &= 1 - \phi_1 z - \cdots - \phi_p z^p, & \Phi(z) &= 1 - \Phi_1 z - \cdots - \Phi_p z^p \\ \theta(z) &= 1 - \theta_1 z - \cdots - \theta_q z^q, & \Theta(z) &= 1 - \Theta_1 z - \cdots - \Theta_q z^q\end{aligned}$$

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.

このモデルを用いて, 2020年(1月)~2023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)~2023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(2022)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.

実績値の生命表関数に(2), 期待値の生命表関数に(1)を付して表し,

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

とする. ここで,  ${}_n \Delta_x$  は式(2)で表される, 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であり, 第1項が直接効果, 第2項が間接効果を表す.

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

ただし, 最後の開放区間  $[\omega, \infty)$  については,

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

とする. 本研究では  $n=1$  として寄与を推計し, これを15歳階級にまとめて表示した.

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

待死亡率に基づくと、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、本研究では単純化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。

## 2.2 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、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、「08: その他の呼吸器系疾患」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、「10: 腎不全」や「11: 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、Wilmoth (1993)に基づき、年次別・年齢別死亡数をウェイトとして用いたが、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、後述の通り、死因別期待値の合計を全死因期待値に合うように補正すること、また、一部の死因で収束しないことから、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。まず、「12: 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。一方、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。」(厚生労働省)とされていることから、「03: 精神・神経系」「06:

肺炎 (10200)」「08: その他の呼吸器系疾患」については、この 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)～2023年 (12月) の年次別・死因別  $k_t$  の予測値を推計し、これに基づく死亡率を推計して死亡率粗期待値とし、さらに、死因別粗期待値の合計値が年齢別に全死因死亡率期待値に合うように補正を行って死亡率期待値とした。ここで、「08: その他の呼吸器系疾患」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、死因別の期待値は全ての死因に対して2010年以降のみの推計となる。

さらに、Arriaga (1984) 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。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、

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

とするものである。ただし、 ${}_n m_x^{(i)}$  は年齢区間  $[x, x+n)$  の人口  $i$  の死亡率であり、 ${}_nR_x^{j(i)} = \frac{{}_n D_x^{j(i)}}{{}_n D_x^{(i)}}$ 、 ${}_n D_x^{(i)}$  は、人口  $i$  における年齢階級  $[x, x+n)$  の死亡数、 ${}_n D_x^{j(i)}$  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述べる<sup>2)</sup>。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

#### 1.1 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。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、2023年では実績値から期待値を引いた乖離は、女性では-0.88年、男性では-1.04年となっている。特に、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ことが観察される。

さらに、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

2) 本研究では、紙幅の関係から、死因別や月次別のモデル推計結果や分析結果等について、本文に収載できなかったものを、別途、補遺としてまとめ、HP に掲載しているので適宜参照されたい。

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(A-E)への年齢階級別寄与年数							
		実績値 A	期待値 E	乖離		0-14	15-29	30-44	45-59	60-74	75-89	90+	
				95%下限	95%上限								A-E
女性	2020	87.73	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	-0.81	0.00	-0.06	-0.05	-0.06	-0.15	-0.34	-0.14
	2023	87.16	88.04	87.72	88.36	-0.88	-0.03	-0.08	-0.04	-0.07	-0.17	-0.36	-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	81.49	81.82	81.59	82.05	-0.34	-0.01	-0.04	-0.03	-0.09	-0.09	-0.11	0.03
	2022	81.06	81.95	81.67	82.23	-0.89	-0.01	-0.04	-0.06	-0.13	-0.24	-0.38	-0.05
	2023	81.10	82.14	81.85	82.42	-1.04	-0.03	-0.05	-0.09	-0.16	-0.27	-0.40	-0.03

出所: 筆者作成

によれば，男女とも2020年は0～14歳と75歳以上の死亡率が期待値を上回ることにより寄与している一方，15～74歳は下回ることにより寄与している。2021年でも90歳以上はプラスの寄与年数である一方，90歳未満ではマイナスかほぼ0の寄与年数に変わり，2022年以降では全ての年齢階級でマイナスかほぼ0の寄与年数となっている。2023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-0.36年と全体の41%，男性では-0.40年と全体の38%を占めている。また，2022年と2023年を比較すると，75歳以上を合わせた寄与年数がほぼ同じであるのに対して，75歳未満の寄与年数の絶対値が増加することによって，全体のマイナスの乖離幅が大きくなっていることがわかる。

次に死亡数を観察する。表2には，男女計の死亡数の実績値(A)と期待値(E)が示されている。2020年の実績死亡数は137.4万人で，これは期待値140.8万人よりも3.4万人低いものとなっている。一方，2022年以降実績死亡数は大きく増加し，2023年には157.7万人と期待値の144.7万人を13.0万人上回っている。

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	乖離		0-14	15-29	30-44	45-59	60-74	75-89	90+	
			95%下限	95%上限								A-E
2020	137.4	140.8	138.1	143.6	-3.4	0.0	0.1	0.1	0.2	0.0	-1.5	-2.2
2021	144.1	142.3	139.2	145.4	1.8	0.0	0.1	0.1	0.3	0.8	1.3	-0.8
2022	156.8	144.0	140.3	147.9	12.8	0.0	0.1	0.2	0.6	2.2	6.8	3.0
2023	157.7	144.7	140.8	148.6	13.0	0.0	0.1	0.2	0.7	2.4	7.2	2.4

出所: 筆者作成

さらに，表2には，死亡数の実績値と期待値の年齢階級別乖離も示している。これによれば，2023年の実績値と期待値の乖離13.0万人のうち，半数以上に当たる7.2万人は75～89歳によるものである。また，2022年の乖離は12.8万人であり，2023年と概ね変わらないが，その年齢階級別内訳を見ると，90以上が減少する一方で，90歳未満のすべての年齢階級で増加している。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。このように，30歳未満の影響は，死亡数で見ると小さいもののように見えるが，平均寿命で見た通りその影響は必ずしも小さいものではない。

## 1.2 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<sup>3)</sup>。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。2020年の乖離は女性で0.14年、

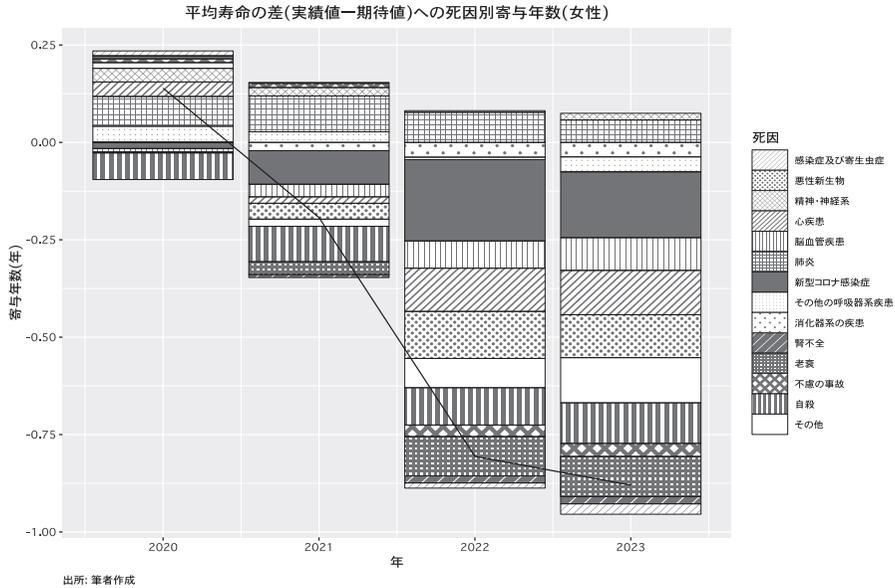


図1 平均寿命の乖離(実績値－期待値)への死因別死亡率の寄与年数(女性・年次別)

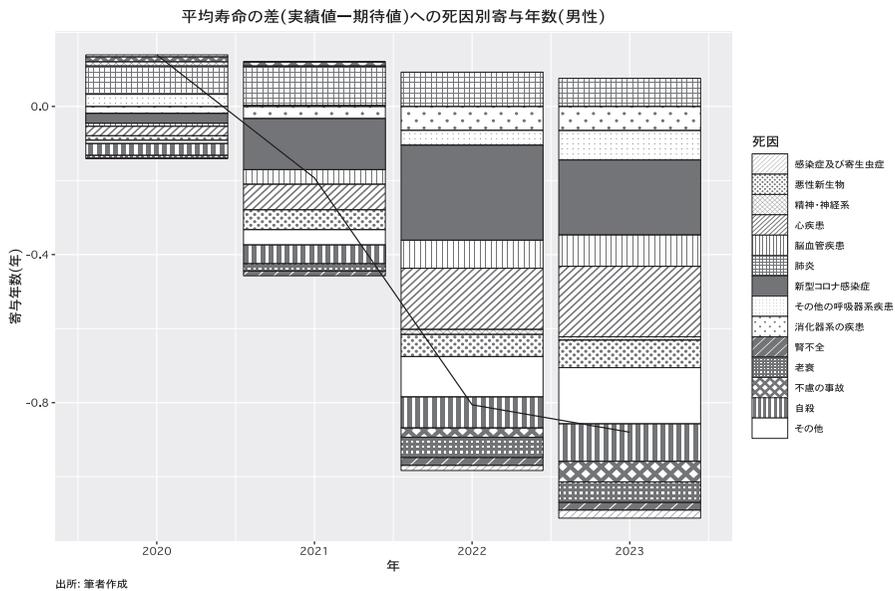


図2 平均寿命の乖離(実績値－期待値)への死因別死亡率の寄与年数(男性・年次別)

3) 年次別・死因別の  $k_t$  のモデルパラメータは、補遺-表9～22に掲載している。また、これに基づく年齢調整死亡率を、補遺-図1～15に示した。

表3 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(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
女性	2020	87.73	87.60	0.14	0.01	0.00	0.03	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	0.02	-0.02	-0.03	0.09	-0.09	0.03	-0.02	-0.01	-0.03	0.01	-0.09	-0.02
	2022	87.11	87.91	-0.81	-0.01	-0.12	0.00	-0.11	-0.07	0.08	-0.21	-0.01	-0.04	-0.02	-0.10	-0.03	-0.10	-0.08
	2023	87.16	88.04	-0.88	-0.03	-0.11	0.02	-0.11	-0.08	0.06	-0.17	-0.04	-0.04	-0.02	-0.10	-0.03	-0.10	-0.12
男性	2020	81.58	81.58	0.00	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	-0.01
	2021	81.49	81.82	-0.34	0.00	-0.05	0.00	-0.07	-0.04	0.11	-0.14	0.00	-0.03	-0.01	-0.02	0.01	-0.05	-0.04
	2022	81.06	81.95	-0.89	-0.01	-0.06	-0.01	-0.17	-0.08	0.09	-0.26	-0.04	-0.06	-0.02	-0.05	-0.03	-0.08	-0.11
	2023	81.10	82.14	-1.04	-0.02	-0.07	-0.01	-0.19	-0.08	0.08	-0.20	-0.08	-0.06	-0.02	-0.06	-0.06	-0.10	-0.15

出所: 筆者作成, 01~14は死因分類番号を示す。

男性で0.00年であるのに対し、2021年は女性で-0.19年、男性で-0.34年とマイナスに転じているが、これを死因別に見ると、「07: 新型コロナウイルス感染症」の寄与年数が女性で-0.02年から-0.09年に、男性で-0.03年から-0.14年と大きく減少していることに加えて、「04: 心疾患」(女性: 0.04年から-0.02年、男性: -0.03年から-0.07年)、「02: 悪性新生物」(女性: 0.00年から-0.04年、男性: -0.01年から-0.05年)などの寄与も減少しており、これらが年齢階級別寄与年数のところで観察した75~89歳の寄与年数の減少につながったと考えられる。2020年は日本で初めて緊急事態宣言が出されるなど、強い行動制限が行われていた時期であり、新型コロナウイルス感染症の新規陽性者数がまだ低いレベルにあったのに対し、2021年は新規陽性者数が増加し、新型コロナウイルス感染症を含む高齢死亡率の悪化につながったことがこの背景にあるものと推察される。

一方、2023年を見ると、女性については、平均寿命の乖離-0.88年に最も寄与年数が大きいのは「07: 新型コロナウイルス感染症」の-0.17年で、「14: その他」を除くと、「04: 心疾患」(-0.114年)、「02: 悪性新生物」(-0.110年)、「13: 自殺」(-0.104年)、「11: 老衰」(-0.103年)が続いている。また、2022年と比べると、「07: 新型コロナウイルス感染症」の絶対値が低下した一方で、「08: その他の呼吸器系疾患」が上昇している。男性については、2023年の平均寿命の乖離-1.04年に最も大きく寄与しているのは「07: 新型コロナウイルス感染症」の-0.20年で、「14: その他」を除くと、「04: 心疾患」(-0.19年)、「13: 自殺」(-0.10年)、「05: 脳血管疾患」(-0.085年)、「08: その他の呼吸器系疾患」(-0.080年)が続いている。また、2022年と比べると、女性と同様、「07: 新型コロナウイルス感染症」の絶対値が低下した一方で、「08: その他の呼吸器系疾患」が上昇していることがわかる。

また、死亡数の実績値と期待値の乖離を、死因別に示したものが図3と表4である。これによれば、2023年の死亡数に関する実績値と期待値の乖離13.0万人のうち、「07: 新型コロナウイルス感染症」は3.8万人で全体の3割程度を占めている。これに次いで「04: 心疾患」が2.2万人、「11: 老衰」の2.0万人となっている。平均寿命の寄与年数と異なり、死亡数の乖離では「13: 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影響の違いが見て取れる。

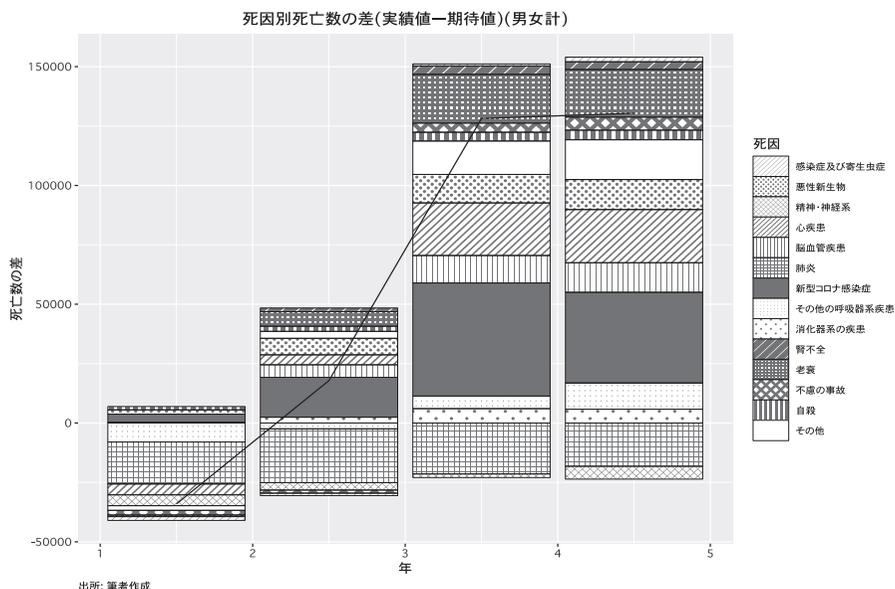


図3 死亡数の実績値と期待値の死因別乖離(男女計・年次別)

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:万人)

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
2020	137.4	140.8	-3.4	-0.2	0.2	-0.5	-0.5	0.0	-1.8	0.3	-0.8	0.0	0.0	-0.1	-0.2	0.1	-0.2
2021	144.1	142.3	1.8	-0.1	0.7	-0.3	0.4	0.5	-2.3	1.7	-0.2	0.2	0.2	0.6	-0.1	0.2	0.3
2022	156.8	144.0	12.8	0.1	1.2	-0.2	2.2	1.2	-2.1	4.8	0.5	0.6	0.4	2.1	0.4	0.4	1.4
2023	157.7	144.7	13.0	0.2	1.3	-0.5	2.2	1.2	-1.8	3.8	1.1	0.6	0.3	2.0	0.5	0.4	1.7

出所: 筆者作成, 01~14 は死因分類番号を示す。

## 2. 月次別分析結果

### 2.1 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<sup>4)</sup>。年次別の平均寿命では、2020年の乖離は女性では0.14年とプラスで実績値が期待値を上回っていたが、月次別に見ると年の前半では実績値が期待値を上回っているのに対し、後半では下回る月もあり、男性では8月に95%下限をも下回っている。2021年では第5波の影響から、年の後半で実績値が期待値を大幅に下回っており、女性では8月、9月、男性では5~9月で実績値が95%下限を下回っている。2022年では1

4) 具体的な数値については、補遺-表1に示している。

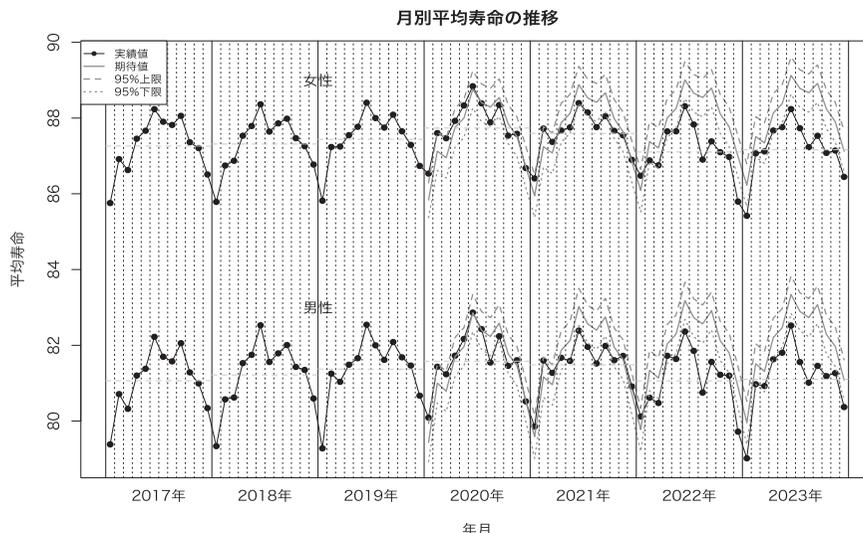


図4 平均寿命の実績値と期待値(月次別)

月を除いて全ての月で実績値は期待値を下回り、さらに女性では5月以降の全ての月、男性では1月と4月を除いた全ての月で95%下限を下回っている。また、2023年では男女とも全ての月で実績値が期待値を下回っており、女性では2～4月、男性では3月を除く全ての月で95%下限を下回っている。

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<sup>5)</sup>。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、男性では2022年8～9月、12月、2023年7～10月となっており、それぞれ新規感染者数が多くなった第7、8、9波の時期に対応している。また、これらの時期の中で、乖離の絶対値が最も大きく影響がピークとなっている月は、第7波: 2022年8月、第8波: 2022年12月、第9波: 2023年8月となっている。そこで、以下では、特にこれらの時期に着目しつつ、第7、8、9波の死亡動向の違いを観察することとする。

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、乖離幅の絶対値は第7波、第9波の方が第8波よりも大きい。また、男女とも第8波に対応する2022年12月では、それ以外の時期と異なり75歳以上の寄与年数の占める割合が大きくなっており、特に後期高齢者への影響が大きいとの特徴が観察できる。具体的な75歳以降の割合は、女性では2022年12月に80.3%であるのに対してそれ以外の期間では60%未満、男性では2022年12月に69.9%であるのに対してそれ以外の期間では概ね50%未満となっている。一方、2022年12月では、女性の0～14歳、男性の15～44歳で乖離はプラスとなっている。

5) 具体的な数値については、補遺-表2、表3に示している。

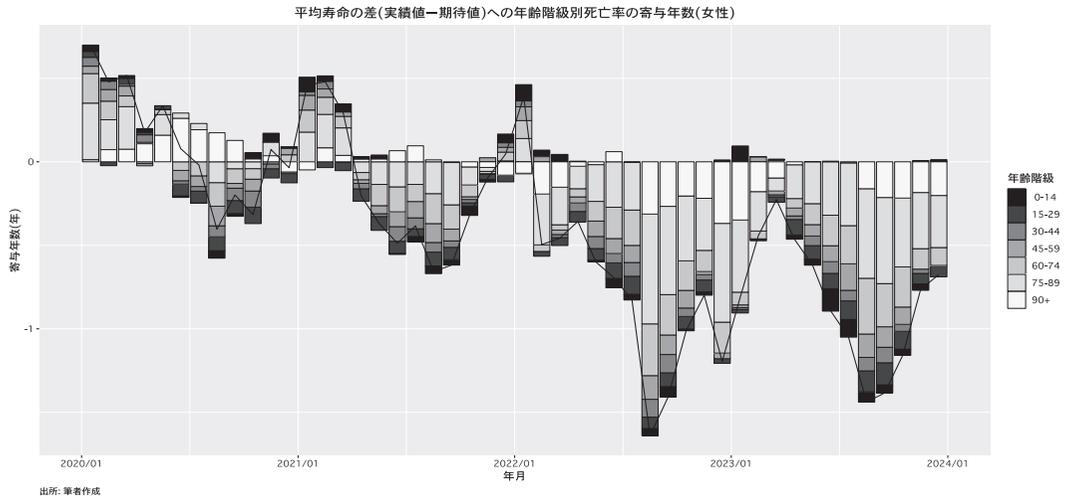


図5 平均寿命の乖離(実績値-期待値)への年齢階級別死亡率の寄与年数(女性・年次別)

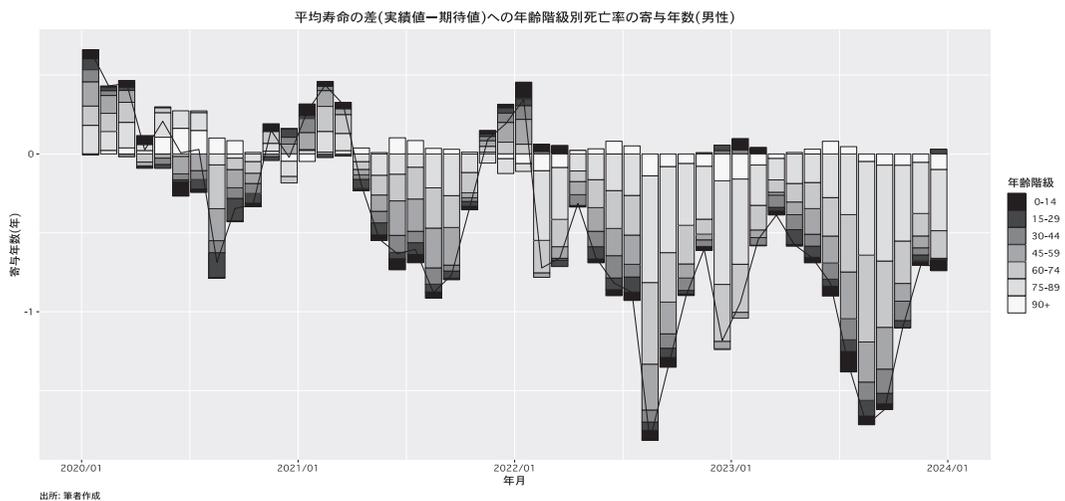


図6 平均寿命の乖離(実績値-期待値)への年齢階級別死亡率の寄与年数(男性・年次別)

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<sup>6)</sup>。死亡数については、2020年には8月、10月、12月を除いた全ての月で実績値が期待値を下回っているのに対して、2021年以降は2021年1～3月を除いて、全ての月で実績値は期待値を上回っている。また、2021年9月、2022年2～3月、7～12月、2023年6月～12月では95%上限を上回っている。

また、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。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月の2.55

6) 具体的な数値については、補遺-表4に示している。

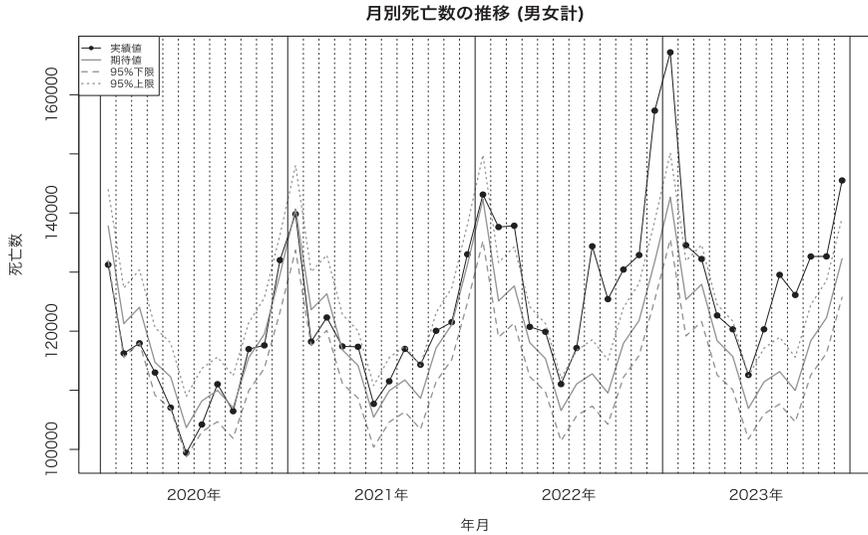


図7 死亡数の実績値と期待値(男女計・月次別)

万人であり、平均寿命の乖離幅の絶対値が、第8波よりも第7波、第9波の方が大きかったこ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<sup>7)</sup>。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0.99万人と全体の乖離2.55万人の39%を占めている。その次の月の2023年1月では全体の乖離2.45万人のうち90歳以上は1.12万人と46%である。年次別の乖離では90歳以上の占める割合が2022年では23%、2023年では19%と2割前後であること、また、第7波に対応する2022年8月

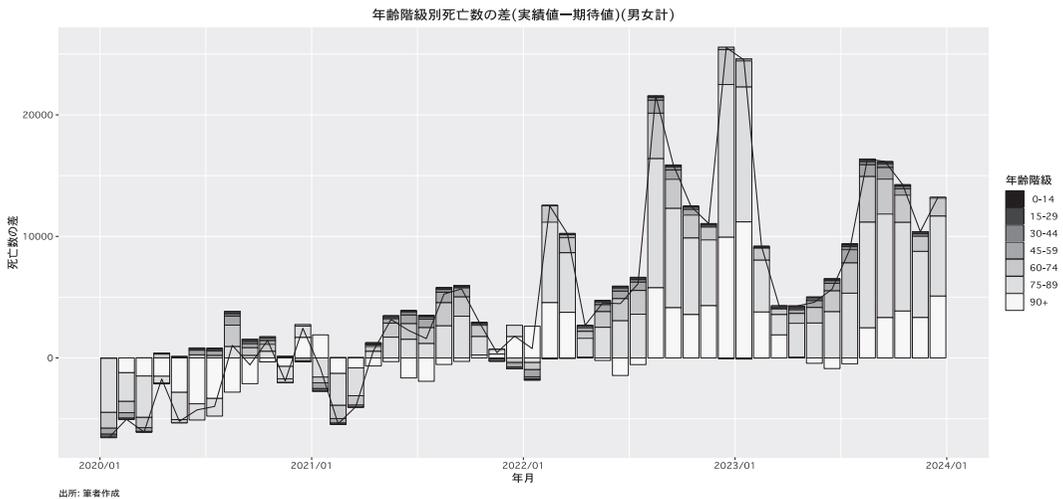


図8 死亡数の実績値と期待値の年齢階級別乖離(男女計・月次別)

7) 具体的な数値については、補遺-表5に示している。

では全体の乖離に占める90歳以上の割合が27%，第9波に対応する2023年9月では21%であることを考えると，第8波における90歳以上割合の乖離が顕著に大きいことがわかる。

## 2.2 死因別の分析結果

次に，死因別の分析結果を述べる<sup>8)</sup>。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<sup>9)</sup>。IV.2.1節で，マイナスの乖離幅の

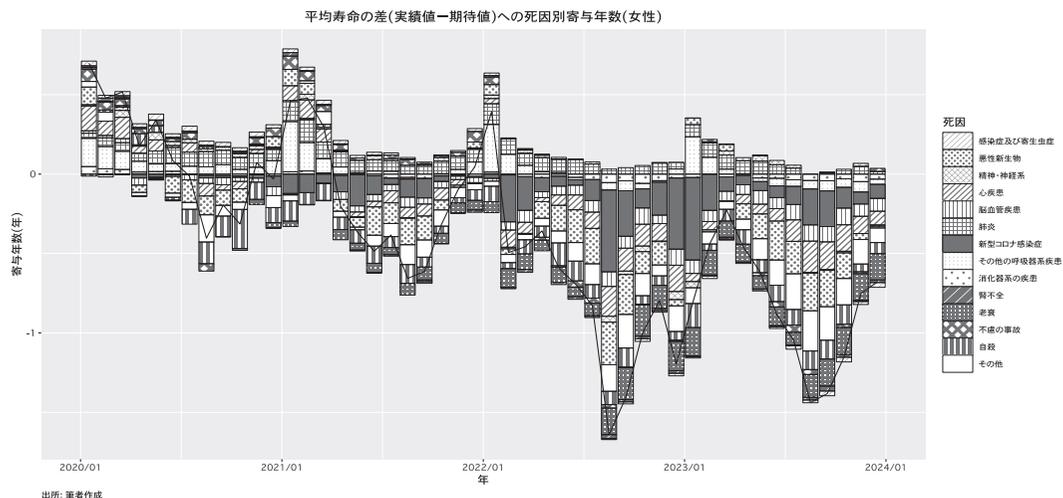


図9 平均寿命の乖離(実績値－期待値)への死因別死亡率の寄与年数(女性・年次別)

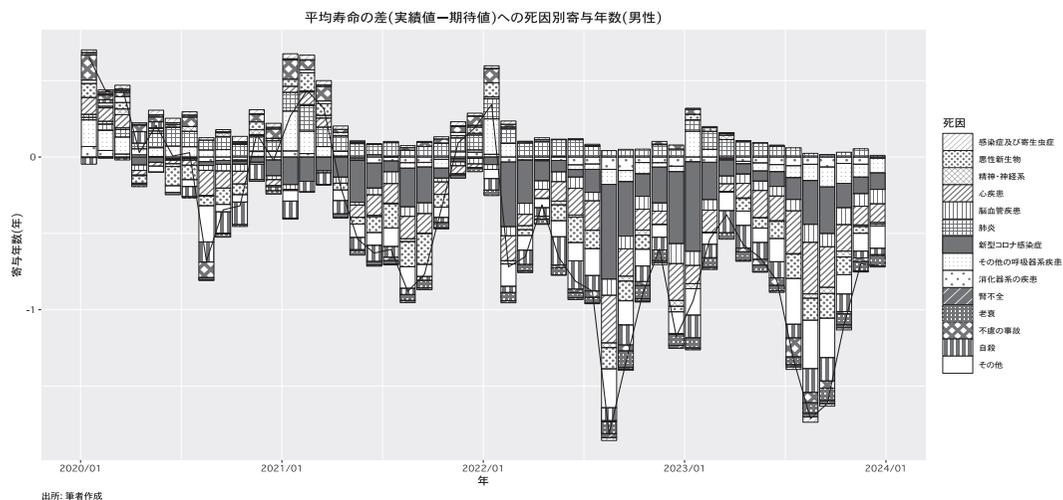


図10 平均寿命の乖離(実績値－期待値)への死因別死亡率の寄与年数(男性・年次別)

8) 月次別・死因別の  $k_t$  のモデルパラメータは，補遺-表23～36に掲載している。また，これに基づく年齢調整死亡率を，補遺-図16～30に示した。

9) 具体的な数値については，補遺-表6，表7に示している。

絶対値が1を超え(乖離が-1を下回る),第7,8,9波にそれぞれ対応する2022年8~10月,12月,2023年7~10月に着目して観察を行ったのと同様に,死因別にもこれらの時期の動向に着目して観察を行うこととする。

第7波の時期に対応する2022年8~10月を見ると,男女とも8月は「07:新型コロナウイルス感染症」の寄与年数の割合が最も大きく,女性では全体の乖離-1.64年のうち-0.52年,男性では全体の乖離-1.81年のうち-0.62年と概ね3分の1程度を占めている。ただし,「07:新型コロナウイルス感染症」の寄与年数の絶対値は9~10月にかけて減少し,10月で見ると,女性の全体の乖離-1.01年のうち-0.12年,男性では全体の乖離-0.90年のうち-0.15年と,全体に占める割合は1~2割程度となっている。また,2022年8月に「07:新型コロナウイルス感染症」に次いで寄与年数の絶対値が大きいのは,女性では「02:悪性新生物」-0.27年,「04:心疾患」-0.19年,男性では「04:心疾患」-0.31年,「02:悪性新生物」-0.14年となっている。一方,女性では特に「11:老衰」の寄与年数の絶対値が上昇し,8月に-0.17年であったものが,10月に-0.20年と全体に占める割合が概ね2割となっている。

一方,第8波の時期に対応する2022年12月でも,男女とも「07:新型コロナウイルス感染症」の寄与年数の割合が最も大きく,女性では全体の乖離-1.20年のうち-0.45年,男性では全体の乖離-1.18年のうち-0.47年と概ね4割程度を占め,第7波よりも「07:新型コロナウイルス感染症」の影響が大きい。「07:新型コロナウイルス感染症」に次いで寄与年数が大きいのは,女性では「11:老衰」の-0.18年,「04:心疾患」の-0.16年,男性では「04:心疾患」の-0.24年,「05:脳血管疾患」の-0.13年となっている。

第9波の時期に対応する2023年8月では,第7波,第8波の時期と異なり,男女とも「07:新型コロナウイルス感染症」の寄与年数の割合は最も大きいものとはなっていない。女性では全体の乖離-1.44年に対して,寄与年数の絶対値が大きい死因は,「02:悪性新生物」-0.24年,「07:新型コロナウイルス感染症」-0.23年,「04:心疾患」-0.20年の順となっており,男性では全体の乖離-1.72年に対して,寄与年数の絶対値が大きい死因は,「04:心疾患」-0.34年,「07:新型コロナウイルス感染症」-0.29年,「13:自殺」-0.16年の順となっている。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<sup>10)</sup>。第7波の時期に対応する2022年8月,第8波の時期に対応する2022年12月,第9波の時期に対応する2023年8月を見ると,どの月でも乖離に占める割合は大きい順に「07:新型コロナウイルス感染症」,「04:心疾患」,「11:老衰」の順となっている。ただし,「07:新型コロナウイルス感染症」の占める割合は2022年8月では43%,2022年12月では38%,2023年8月では24%と低下傾向で推移しているのに対して,「04:心疾患」の割合が14%,17%,18%と上昇傾向で推移している。一方,「11:老衰」については,2022年8月,2023年8月で12%であるのに対して,2022年12月では15%と高くなっており,年齢階級別で90歳以上割合が高かったことに対応している。

以上の月次別死亡の観察から,第7波,第8波,第9波において,死亡動向への影響が異なっていることが理解できる。それぞれのピークの月における乖離としては,平均寿命

10) 具体的な数値については,補遺-表8に示している。

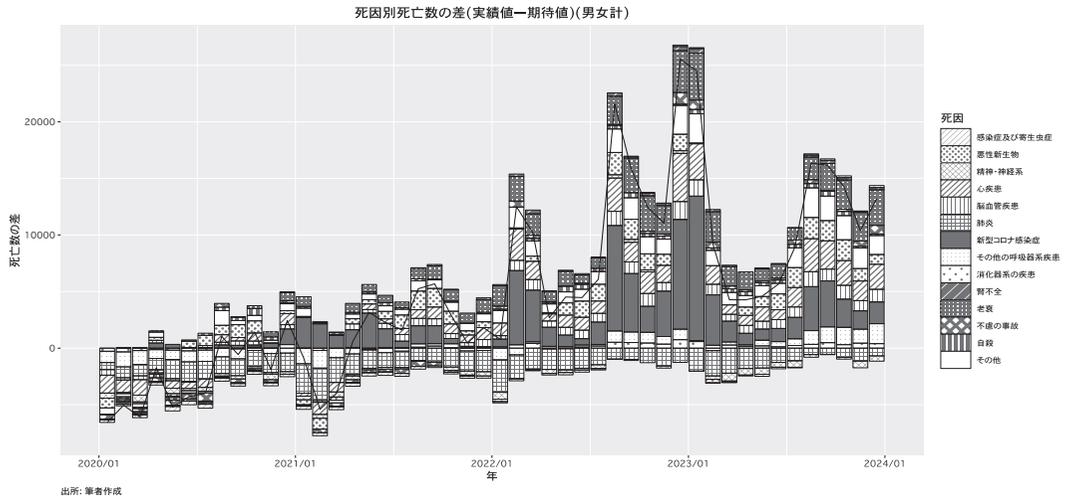


図11 死亡数の実績値と期待値の死因別乖離(男女計・月次別)

では第7波が最も大きく、ついで第9波、第8波となっており、特に、第8波では後期高齢者の乖離が他の時期よりも大きい。死因別には、第7波、第8波では「07: 新型コロナウイルス感染症」の寄与年数の絶対値が最も大きく、特に第8波でその影響が大きい。一方、第9波では最も大きい寄与年数の絶対値は女性では「02: 悪性新生物」、男性では「04: 心疾患」と、「07: 新型コロナウイルス感染症」の原死因での影響は最も大きいものとはなっていない。これに対し、死亡数で見ると、第8波の乖離が第7波、第9波よりも大きく、特に第8波では90歳以上割合の乖離が顕著に大きい。また、死因別にはどの時期も「07: 新型コロナウイルス感染症」の乖離が最も大きい、その影響は次第に低下する一方で、「04: 心疾患」の乖離が上昇している。また、第8波では「11: 老衰」の乖離が大きいものとなっている。

第7波、第8波、第9波のピークの月における乖離の絶対値について、死亡数では第8波が最も大きいのに対して、平均寿命では最も小さくなっているのは、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の影響を強く受けるのに対し、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違いが背景に存在する。押谷他(2023)によれば、第8波では高齢者福祉施設のクラスターが増加し、これらの施設には後期高齢者が多く入所していることが死亡数の増加に影響していた可能性を指摘している。先述の死亡数の乖離分析においても、第8波では老衰など後期高齢者における死亡率上昇の影響が大きく、これが高齢化している年齢構成と相まって死亡者数の乖離を顕著に増加させた一方で、第7、9波では自殺など若年死亡率の上昇に反応して平均寿命の乖離の絶対値が大きくなったことが両者の違いにつながったと考えられ、一般的に用いられる「超過死亡」などの死亡数の観察だけからは導かれず、平均寿命を月次別に分析することによって初めて観察できる死亡動向が明らかとなったといえる。

一方、「07: 新型コロナ感染症」の影響が低下した理由の一つとして、死亡診断書における新型コロナの記載状況の変化が考えられる。別府 (2025) の COVID-19に関する死亡診断書の記載分析によれば、2021年までは COVID-19の記載は I 欄アが65%前後を占めたが、2022年以降は II 欄の記載が顕著に増えており、I 欄ア～イに COVID-19が記載されている場合は9割以上が原死因も COVID-19になっているが、II 欄の場合は3～5割に留まっているとしている。そして、この背景として、検査の普及により COVID-19の補足精度が高まったこと、COVID-19ウイルスが持つ致死性が変異等により低下して COVID-19だけで死亡しにくくなってきていること、COVID-19による当初の混乱が一段落して COVID-19以外の死因を記載できるような環境に変わってきていること等が考えられるとしている。このように、新型コロナ感染症は複合死因として死亡に関連し続けているものの、原死因として選択されない例が増加してきており、これが「07: 新型コロナ感染症」の影響低下の一因となったものと考えられる。

おわりに

本研究では、新型コロナ感染症が2020年以降の死亡状況に与えた影響を評価する観点から、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、2023年までの全死因および死因別の死亡動向を分析した。

本研究で得られた結果をまとめると以下の通りである。

- 年次別の評価からは、2020年以降の実績値がそれまでのトレンドとどのように異なるかについての概観が明らかとなった。2020年の平均寿命実績値は、女性では0.14年期待値を上回り、男性ではほぼ期待値と同じであるのに対して、2021年以降では期待値を下回って推移し、特に女性では2022年以降、男性では2021年以降で、期待値の95%下限を下回っている。2023年の平均寿命の乖離に対する寄与年数は、男女とも、年齢別には全体の約4割を占める75～89歳が、死因別には新型コロナ感染症が最も大きかった。一方、死亡数については、2023年の乖離13.0万人のうち、半数以上に当たる7.2万人が75～89歳による。死因別には、新型コロナ感染症が3.8万人と3割程度を占めており、これに次いで心疾患の2.2万人、老衰の2.0万人となっている。また、平均寿命の寄与年数と異なり、死亡数では30歳未満や自殺が全体に占める割合がより小さく、死亡数と平均寿命に対する影響が大きく異なっていることが明らかとなった。
- 月次別の評価からは、特に、第7波、第8波、第9波の死亡動向への影響の違いが明らかとなった。それぞれ、影響がピークとなる月(第7波: 2022年8月、第8波: 2022年12月、第9波: 2023年8月)を見ると、平均寿命の乖離は第7波が最も大きく、ついで第9波、第8波となっており、特に第8波では後期高齢者の乖離が他の

時期よりも大きい。死因別には、第7波、第8波では新型コロナウイルス感染症の乖離が最も大きく、特に第8波で大きい。一方、第9波では、最も大きい乖離は女性では悪性新生物、男性では心疾患と、新型コロナウイルス感染症の原死因での乖離は最も大きいものとはなっていない。これに対し、死亡数で見ると第8波の乖離が第7波、第9波よりも大きく、特に第8波では90歳以上割合の乖離が顕著に大きい。また、死因別にはどの時期も新型コロナウイルス感染症の乖離が最も大きい、その影響が次第に低下する一方で、心疾患の乖離が上昇している。また、第8波では老衰の乖離が大きい。

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いう手法を用い、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が死亡動向に及ぼす詳細な影響評価を提示した。特に、月次別の要因分解などを通じて、新型コロナウイルス感染症の新規感染者が増加した第7波、第8波、第9波のそれぞれの時期における死亡動向への影響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波の影響が第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波の方がより深刻な影響を与えていることなどが示され、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、年齢構造を人口学的に適切に考慮することによって初めて観察が可能となる死亡動向の特性が明らかとなった。

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、実績値の動向だけから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よって注意が必要である。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。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し、新型コロナウイルス感染症の影響評価を深化させていくことが今後の課題である。

#### (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」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、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）、厚生労働科学研究

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) による助成を受けた。

(2025年6月12日査読終了)

## 参考文献

- 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』, 国立社会保障・人口問題研究所, pp.11–45.
- 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.
- (2022) 「新型コロナ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.
- 押谷仁・鈴木基・西浦博・脇田隆字 (2023) 「新型コロナウイルス感染症のこれまでの疫学と今後想定される伝播動態」. 第121回新型コロナウイルス感染症対策アドバイザリーボード資料 3-7.
- 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」. available at [https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/icd\\_2013\\_eikyo.pdf](https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/icd_2013_eikyo.pdf).
- 国立健康危機管理研究機構 (2025) 「我が国における超過死亡数および過少死亡数 (2024年12月までのすべての死因を含むデータ分析)」. Available at <https://id-info.jihs.go.jp/surveillance/idss/excess-mortality-all/2025/0423/index.html>.
- 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>.
- 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.
- 別府志海 (2025) 「人口動態統計を用いた複合死因の記載状況と COVID-19の複合死因分析」, 『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6年度分担研究報告書』.
- Arriaga, E. E. (1984) “Measuring and Explaining the Change in Life Expectancies”, Vol. 21, No. 1, pp. 83–96.
- Human Mortality Database. Max Planck Institute for Demographic Research (Germany), University of California, Berkeley (USA), and French Institute for Demographic Studies (France). Available at [www.mortality.org](http://www.mortality.org).
- Islam, N., D. A. Jdanov, V. M. Shkolnikov, K. Khunti, I. Kawachi, M. White, S. Lewington, and B. Lacey (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 L. Carter (1992) “Modeling and Forecasting U.S. Mortality”, Vol. 87, No. 419, pp. 659–675.
- Suga, K., F. Ishii, and M. Beppu (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 Based on the Extended Monthly-based Japanese Mortality Database

ISHII Futoshi, BEPPU Motomi, SUGA Keita and IWASAWA Miho

In this study, we estimated the expected life tables based on actual data up to 2019 to evaluate the effects of COVID-19 on mortality after 2020. We then analyzed the mortality trends for all causes, as well as for specific causes of death, through 2023, comparing yearly and monthly differences between actual and expected values.

This study presents a detailed evaluation of the effects of COVID-19 on mortality, an area that has not been sufficiently examined in demography. In particular, we analyzed the differential impacts of the seventh, eighth, and ninth waves of infection, during which new cases of COVID-19 increased significantly. To achieve this, we used a decomposition of monthly life expectancy by age group and cause of death.

Moreover, our findings reveal that the impact was greater during the seventh and ninth waves than during the eighth wave when analyzed by life expectancy. In contrast, when assessed by the total number of deaths, the impact appeared greater during the eighth wave.

These results help elucidate the characteristics of mortality trends when appropriately accounting for age structure, a nuance that cannot be captured by simply observing death counts, such as those reported through commonly used "excess deaths" measures.

Keywords: COVID-19, Mortality Analysis, Cause of Death, Life Tables, Excess Death