
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

2020年以降の死亡の変化と将来推計における考慮

井 川 孝 之*

新型コロナウイルス感染症の流行が開始した2020年1月以降の死亡率の改善トレンドと水準の変化を調べるため、月次系列の死亡数と人口から算出した性別・年齢階級別の死亡率にSTL分解を適用した結果、男女とも多くの年齢階級において、直近2年の死亡率の水準は流行前の推移から想定される水準より概ね3パーセント以内の上昇となっているが改善トレンドは流行前と同様となってきたことがわかった。死亡率水準の変化に各死因の死亡がどの程度影響しているか、死因別死亡データを用いてSTL分解を組み入れた提案手法により評価した結果、2019年の死因構成割合を前提とした場合、男は心疾患の影響が概ねどの年齢階級においてもプラス、高年層から超高年層において、男女とも老衰と新型コロナウイルス感染症の影響が大きくプラスであることなどがわかった。死亡率の将来推計は、これらの結果をもとに直近の状況を考慮して行う対応が考えられる。

キーワード：STL分解，死亡率改善，死亡率水準，死亡率将来推計，死因構成割合

I. はじめに

1. 背景

2020年1月より新型コロナウイルス感染症（以下「新型コロナ」）の流行が始まり、5年以上経過した。この間、新型コロナによる死亡が新たに出現し、他の死因による死亡の状況も変化してきている。完全生命表（第22回・第23回）と簡易生命表（令和2年以降）によれば、平均寿命は2015年から2020年にかけて、男が80.75年から81.56年、女が86.99年から87.71年と伸長したのに対し、2020年から2022年にかけて男女とも短縮し、それ以降は概ね横ばいで2024年に男が81.09年、女が87.13年となっている。

死因別の死亡の変化をみると、悪性新生物＜腫瘍＞は平均寿命の伸長にプラスの寄与をしてきているが、老衰はマイナスの寄与となっている。2021年と2022年については、心疾患（高血圧性を除く）や新型コロナはマイナスの寄与であったが、2023年以降はプラスの寄与となっており、高齢化が進行する中、新型コロナや関連する可能性のある死因の死亡が変化してきていることが考えられる。新型コロナが始まった2020年以降2023年までは対前年で平均寿命の伸長に自殺はマイナスの寄与であったが、2024年にはプラスに転じてお

* 明治大学大学院先端数理科学研究科兼任講師

り、人々の価値観や考え方、社会経済の変化も死亡に影響している可能性がある。この他、熱中症による死亡数の増加等があり、気候変動等の自然環境の変化も死亡に影響を及ぼしてきている。

国立社会保障・人口問題研究所による日本の将来推計人口は5年毎に策定されてきており、次回は2025年10月の国勢調査をベースとしたものが想定される。この他にも年金制度や保険の財政において、将来死亡率の前提の更新が見込まれるが、2020年以降の死亡の変化をどのように捉え推計において考慮するかは課題である。本稿では、2020年以降の死亡の変化を新型コロナの流行前の期間のトレンドに対する実際の死亡率の差異にSTL分解(Seasonal-Trend decomposition using LOESS: Locally Estimated Scatterplot Smoothing) (Cleveland et al. 1990) を適用し、死亡率改善のトレンドがどのように変化しているか、また、直近の死亡率の水準が新型コロナ流行前の水準からどの程度シフトしているかを性別・年齢(5歳階級)別に評価し、将来死亡率の推計においてこれらをどのように考慮すべきか述べる。死亡率水準の新型コロナ流行前の水準からのシフトについては、各死因の死亡率のトレンドや水準の変化がどの程度影響しているかSTL分解を用いた提案手法により評価する。

2. 先行研究

本稿では2020年以降の死亡の変化と死亡率の将来推計について取り扱うため、まず将来推計人口の策定等に用いられている死亡率モデルについて述べ、その後、2020年以降の新型コロナやその他の死因の死亡の変化に関する先行研究について整理する。

日本の将来推計人口における死亡率の将来推計は、1986年から1997年までは標準化死因別死亡率補外方式によっていたが、2002年以降、死亡率の将来推計に広く用いられているLee-Carterモデル(LCモデル)(Lee and Carter 1992)をベースとしたモデルが使用されるようになり、2012年以降は線形差分(LD: Linear Difference)モデル(石井 2013)が用いられている。死亡が著しく増加する感染症の流行の可能性(パンデミックリスク)等を別に織り込む手法は用いられていない。死因別に死亡率を推計し合算して全死因の将来死亡率を推計する方法については、死亡率改善の見込みが悲観的になる可能性があることが指摘されている(Wilmoth 1993)。

新型コロナが死亡の状況に与えてきた影響を死亡の期待水準に対する超過・過少という形で評価する研究が行われてきている。石井他(2025)は、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により、2023年までの全死因および死因別の死亡動向と平均寿命や死因別年齢階級別の死亡数への影響について分析している。岩澤他(2025)は、2019年のインフルエンザはなかったものとした場合の死因別年齢(5歳階級)別死亡率を直近の平時における死亡水準とし、これを2019年以降の年齢(5歳階級)別日本人人口にあてはめ超過数を試算し、新型コロナ、老衰、誤嚥性肺炎、心疾患が超過、肺炎、新生物(がん)、脳血管疾患が過少としている。Tanaka et al. (2025)は、2021年から2022年は男女とも年齢調整死亡率が増加し、

新型コロナ、老衰、心疾患、女性は悪性新生物、主要な死因に分類されないその他の死因が増加に寄与しているとし、新型コロナ対策が解除された2023年以降も老衰、心疾患、悪性新生物は長期的なモニタリングが必要としている。井川（2024）は、2023年以前の死因別死亡について、新型コロナ開始前のデータを前提とした予測に対する超過・過少死亡について準ポアソンモデルを用いて評価し、超過死亡がみられるのは、糖尿病、循環器系の疾患、腎尿路生殖器系の疾患（腎不全含む）、老衰、傷病及び死亡の外因等、過少死亡がみられるのは、新生物＜腫瘍＞、精神及び行動の障害、神経系の疾患等としている。Tanaka et al.（2023）は、人口動態統計の死亡データを用いて、1995年から2021年までの毎年の年齢調整死亡率を死因ごとに分析し、2021年の全死因年齢調整死亡率は2020年に比べて男女とも2%程度増加しており、増加の主な要因は新型コロナ、老衰、循環器疾患の死亡率の増加としている。また、2020年と2021年においても、悪性新生物、肺炎、不慮の事故は年齢調整死亡率が減少し続けていたこと、自殺については、男では減少、女では増加したとしている。石井（2022）は、年齢調整死亡率の期待値と実績値の比較や主要死因の年齢調整死亡率の推移、並びに、平均寿命の死因別寄与年数について分析を行い、平均寿命の寄与年数については、2019～2021年の間、肺炎はプラス、心疾患は2020～2021年についてマイナス、女の自殺は大きなマイナスとなっているとしている。

以上は日本の死亡についての先行研究であるが、海外諸国の死亡についても、新型コロナ開始後の状況について数多くの研究が行われてきている。Schöley et al.（2022）は、欧州諸国と米国及びチリの29ヶ国について2020年から2021年の平均余命の変化がどの程度であったかを分析し評価している。また、Schnürch et al.（2023）は、LCモデルをベースとして新型コロナのショックを組み入れた複数のモデルを取り上げ、欧州9カ国の2019年までの年次データに基づく2020年以降の予測値の比較などを行っており、Nalmpatian et al.（2024）は、LCモデルなど4種類のモデルを取り上げ、欧州4カ国と米国の2023年までの年次データを用いて、複数の新型コロナに係るシナリオを前提として2022年と2023年の予測値と観察値の差などによりモデルを評価し、Age-Period-Cohortの枠組みでの一般化加法モデルが予測に最も効果的としている。Ibáñez-Soriano and Morillas-Jurado（2026）は、スペインの2025年までの年次の死亡率（2024年と2025年は推計値）に基づき分析しており、LCモデルは急激な死亡率の変動を検出する上で優れているとし、2023年には超過死亡率が急激に低下し新型コロナ前の水準に戻ったとしている。

我が国については、前述の通り、2020年以降の死亡の変化について様々な手法により研究が行われてきているが、変化の状況を死亡率の将来推計においてどのように考慮すべきかは十分に議論されていない。本稿では、前述の通りSTL分解を用いて、2020年以降の死亡の変化について死亡率改善のトレンドや直近の死亡率水準の新型コロナ前を基準とした変化を評価し、死亡率の将来推計において考慮すべき内容について考察する。以下、第Ⅱ章では、使用する人口統計のデータとSTL分解等の手法について述べ、第Ⅲ章では、新型コロナ開始後の死亡率改善のトレンドや死亡率水準の変化と死因別死亡率・死因構成割合等の影響度の評価等の分析結果を示し考察し、第Ⅳ章では結びを述べる。

II. データと方法

本章では、使用する死亡データと人口データ及び月次系列の死亡率について述べ、分析方法について説明する。

1. 死亡データ

2020年以降の期間について調べる上で、年次ベースではデータ数が少なく、状況の変化を捕捉することは困難である。このため、より頻度が高いデータを用いる必要があり、ここでは月次 (t) 系列が利用可能な2015年1月以降2025年10月まで¹⁾の人口動態統計月報(概数)の死因(死因简单分類)(i)別・性(j)別・年齢(5歳階級)(x)別の日本人の死亡数のデータ($D_{i,j,x,t}$)²⁾を使用する。人口動態統計月報(概数)では、死因简单分類による全ての死因について死亡数のデータが公表されているが、月次の性別・年齢(5歳階級)別の死亡数のデータは、表1の上欄に掲げる死因(死因简单分類の分類番号5桁のうち整理番号の下2桁が振られているコードを除く)についてのみ公表されている。このことを踏まえ、表1の上欄に掲げる死因に加え、同表の下欄に掲げる死因を対象とすることとし³⁾、これらの死因については、人口動態統計(確定数)の各年の死因(死因简单分類)別・性別・年齢(5歳階級)別の死亡数の比⁴⁾により人口動態統計月報(概数)の月次の死因(死因简单分類)別・性別の死亡数を按分することにより年齢(5歳階級)別の死亡数を評価する。

表1 分析の対象とする死因

月次の性別・年齢(5歳階級)別の死亡数のデータが公表されている死因
(死因简单分類の分類番号5桁のうち下2桁の整理番号を含むコードを除く)

コード	死因	本稿での表示コード
-	全死因	00
02100	悪性新生物<腫瘍>	01
04100	糖尿病	02
09100	高血圧性疾患	03
09200	心疾患(高血圧性を除く)	04
09300	脳血管疾患	05
10200	肺炎	122
14200	腎不全	06
18100	老衰	07
20100	不慮の事故	08
20200	自殺	09

1) 2026年4月1日時点で公表されている人口動態統計月報(概数)のデータを使用している。

2) 年齢(5歳階級)が不詳の人数は、ここでは軽微として含めていない。

3) 2017年から適用されたICD-10の変更に影響が一定程度以上考えられる死因(精神及び行動の障害、神経系の疾患、高血圧性疾患、呼吸器系の疾患、肺炎)については、2017年以降の月次データを用いる対応が考えられる。

4) 2025年については2026年4月1日時点で公表されておらず、2024年の死亡数の比によることとした。

表1 分析の対象とする死因（つづき）

上欄の死因以外に対象とする死因

コード	死因	本稿での表示コード
05000	精神及び行動の障害	10
06000	神経系の疾患	11
10000	呼吸器系の疾患	12
11000	消化器系の疾患	13
22200	新型コロナ	14
-	その他（上記以外）	15

(注)呼吸器系の疾患は肺炎を含む。

資料：厚生労働省「人口動態統計」死因分類表より筆者作成

2. 人口推計のデータ

総務省統計局が公表している2015年1月以降の月次の性別・年齢（5歳階級）別の日本人の人口（ $E_{j,x,t}$ ）を使用する。月次系列の死因（死因简单分類）別・性別・年齢（5歳階級）別の死亡率（ $m_{i,j,x,t}$ ）は、以下の算式により計算される数値を使用する。

$$m_{i,j,x,t} = \frac{D_{i,j,x,t}}{E_{j,x,t}} \quad (1)$$

3. 分析方法

死亡率の月次系列については季節性が観察されるため、ここではSTL分解を用いて性別・年齢（5歳階級）別の対数死亡率の月次系列の変動をトレンド・季節性・その他の変動に分解し、2019年までのトレンドが2020年以降どのように変化しているか検証する。Wilmoth（1993）が指摘している死因別死亡率の推計を合算し全死因の将来死亡率を推計すると死亡率改善の見込みが悲観的になる可能性があること⁵⁾も踏まえ、全死因の死亡率の変動について分析するが、その要因を詳細に把握するため、死因別の死亡率の変動についても併せて分析する。季節性を除去する方法には、STL分解のほか、移動平均、季節差分によるSARIMA（Seasonal ARIMA: Auto Regressive Integrated Moving Average）、X-13ARIMA-SEATS（Seasonal Extraction in ARIMA Time Series）等があるが、季節性が変化する可能性があることや2015年1月以降2019年12月までの月次系列の標本数が高々60（ICD-10の変更の影響がある死因については2017年以降の36）であること、新型コロナの感染が始まった2020年1月以降は標本数が70であることやトレンドが非定常で複雑に時には急激に変化した時期も含まれる可能性があることに鑑み、STL分解を採用する。

STL分解は以下の形式の分解であり、時点 t における T_t はトレンド、 S_t は季節性、 R_t はその他と定義される。

$$T_t + S_t + R_t \quad (2)$$

5) 死因別死亡率の相関構造の変動や死因構成割合の変動等により、全死因の将来死亡率の推計が悲観的となる可能性が考えられる。

STL 分解のアルゴリズムは、まず大まかに適当なトレンドと季節性の初期値を設定し、トレンドを除去した後に LOESS を用いて平滑化し季節性を推定、原系列から推定した季節性を除去し LOESS を用いて平滑化しトレンドを分解、これを何回か繰り返し、外れ値の重みを小さくした上で再度実行し、トレンド・季節性・その他に分解する。季節性は12ヶ月周期で変化し得るものと仮定し、その他にはノイズの他に一時的に現れた外れ値や短周期の成分等が含まれる形で構造を想定する。

本稿における分析では、まず、2015年1月から2019年12月までの期間について、全死因の対数死亡率の月次系列 ($\ln m_{00,j,x,t}$) に対し、トレンドは直線的であると仮定して STL 分解を適用しトレンドを推定する。次に、2020年1月以降の対数死亡率の月次系列と2015年1月から2019年12月までの期間について推定されたトレンドに基づき推計された2020年1月以降のトレンド ($\hat{T}1_{00,j,x,t}$ と表記) の差異 ($diff1_{00,j,x,t}$ と表記) について、新型コロナウイルスの影響等に鑑み直線的という制約は課さずに STL 分解を適用し2020年以降のトレンドを推定し、2019年以前のトレンドが2020年以降も継続したとした場合との差異を評価する。この差異がどのように変化してきたかを確認し、直近の対数死亡率の水準を2020年以降のトレンドの直近平均⁶⁾として対数死亡率の水準がどの程度シフトしているかを評価し、将来死亡率の推計において考慮すべき内容について考察する。

$$diff1_{00,j,x,t} = \ln m_{00,j,x,t} - \hat{T}1_{00,j,x,t} \quad (t \geq 2020.01)^{7)} \quad (3)$$

次に、上記の死亡率水準の変化の要因を調べるため、性別・年齢（5歳階級）別の死因別の死亡率⁸⁾ ($m_{i,j,x,t}$) と上述の全死因の対数死亡率の2019年以前のトレンドをベースとした全死因の死亡率の基準値 ($e^{\hat{T}1_{00,j,x,t}}$) に2020年1月以降の死因構成割合 ($p_{i,j,x,t}$ と表記) を乗じて算出した死因別死亡率の基準値との差異 ($diff2_{i,j,x,t}$ と表記) に STL 分解を適用し、トレンドの直近平均 ($\bar{T}2_{i,j,x}$ と表記) を直近の死亡率の水準として、各死因別死亡率の差異のトレンドの直近平均の全死因死亡率の差異のトレンドの直近平均に対する割合 ($rate1_{i,j,x}$ と表記) を算出し、各死因の死亡がどの程度全死因の死亡に影響しているかを評価する。

$$diff2_{i,j,x,t} = m_{i,j,x,t} - p_{i,j,x,t} \times e^{\hat{T}1_{00,j,x,t}} \quad (t \geq 2020.01) \quad (4)$$

$$rate1_{i,j,x} = \frac{\bar{T}2_{i,j,x}}{\bar{T}2_{00,j,x}} \quad (5)$$

加えて、死因構成割合の直近平均 ($\bar{p}_{i,j,x}$ と表記) に基づく以下の式(6)により、各死因別死亡率の差異のトレンドと全死因死亡率の差異のトレンドとの直近の乖離に係るもの ($rate2_{i,j,x}$ と表記) を評価する。

6) 2020年1月以降のトレンドは直線的でなく変化する場合で差異のトレンドが推定されることにも鑑み、ここでは2年平均を想定する。

7) 2020年1月を2020.01と表記する。以降の数式も年月を同様に表記する。

8) 死因別・年齢（5歳階級）別の死亡数がゼロの場合もあり、対数死亡率でなく死亡率を用いている。

$$rate2_{i,j,x} = \bar{p}_{i,j,x} - rate1_{i,j,x} \quad (6)$$

さらに、2020年1月以降の死因構成割合の変化による影響を調べるため、式(4)において2019年の死因構成割合⁹⁾ ($\bar{p}_{i,j,x,2019}$ と表記) を前提とした死因別死亡率の基準値との差異 ($diff3_{i,j,x,t}$ と表記) を算出し STL 分解を適用し、2020年1月以降の死因構成割合の変化による影響も含めた場合の影響 ($rate3_{i,j,x}$ と表記) を評価する。

$$diff3_{i,j,x,t} = m_{i,j,x,t} - \bar{p}_{i,j,x,2019} \times e^{\hat{T}1_{00,j,x,t}} \quad (t \geq 2020.01) \quad (7)$$

$$rate3_{i,j,x} = \frac{\bar{T}3_{i,j,x}}{\bar{T}3_{00,j,x}} \quad (8)$$

上述の $rate1_{i,j,x,t}$ と $rate3_{i,j,x,t}$ の差異は、2020年1月から2025年10月までの死因構成割合の変化に係るものと各死因別死亡率の影響の変化と死因構成割合の変化の複合要因によるものにより構成されると考えられる。ここでは、前者を式(9)の2020年1月以降の死因構成割合の2019年の死因構成割合との差異に係るもの ($diff4_{i,j,x,t}$ と表記) を STL 分解し得られる差異のトレンドに基づき式(10)により評価 ($rate4_{i,j,x}$ と表記) し、後者を式(11)により評価 ($rate5_{i,j,x}$ と表記) する。

$$diff4_{i,j,x,t} = (\bar{p}_{i,j,x,2019} - p_{i,j,x,t}) \times e^{\hat{T}1_{00,j,x,t}} \quad (t \geq 2020.01) \quad (9)$$

$$rate4_{i,j,x} = \frac{\bar{T}4_{i,j,x}}{\bar{T}3_{00,j,x}} \quad (10)$$

$$rate5_{i,j,x} = \bar{p}_{i,j,x} - rate3_{i,j,x} - rate4_{i,j,x} \quad (11)$$

Ⅲ. 分析結果と考察

1. トレンドの変化

本章では、前述の STL 分解を用いた各分析の結果を示す。STL分解は、統計ソフト R に装備されている stl 関数により季節ウィンドウを13として季節性が年々変化する可能性も考慮し行う。2019年までのトレンドは直線的であると仮定し、2020年以降は新型コロナウイルスの流行に伴い死亡の状況が変化したことを踏まえ直線的との制約は置かず、stl 関数で自動設定される季節性を除去した後に適用される LOESS の季節性と干渉しない程度の滑らかさで自動設定される周期を前提とする。なお、季節性がより短い期間で変化する可能性も考慮し、季節ウィンドウを7とした場合についても推定を行い、トレンドの頑健性について確認する。また、式(2)のその他の項の平均やそれにどのような周期性が含まれるかなどについて調べる。

9) 2019年1月から12月までの月次の死因構成割合の平均を2019年の死因構成割合としている。

全死因の対数死亡率の月次系列について、式(3)に基づき算出される2020年以降の差異のトレンドの推移は、男が図1、女が図2の通りである。男女とも、全般的にプラスの差異となっている年齢階級が多くみられるが、直近は差異のトレンドが若干の低下又は低下している年齢階級も多く、死亡率の水準は新型コロナ前より高くなったものの死亡率の改善は新型コロナ前と同程度かそれ以上に改善している状態が観察される。一方、差異のトレンドが依然として少し上昇している性・年齢階級もあり、死亡率の改善が新型コロナ前ほどではない場合もある。ここでは、男女別に各年齢階級の差異のトレンドがどのように推移しているかを詳しく確認する。

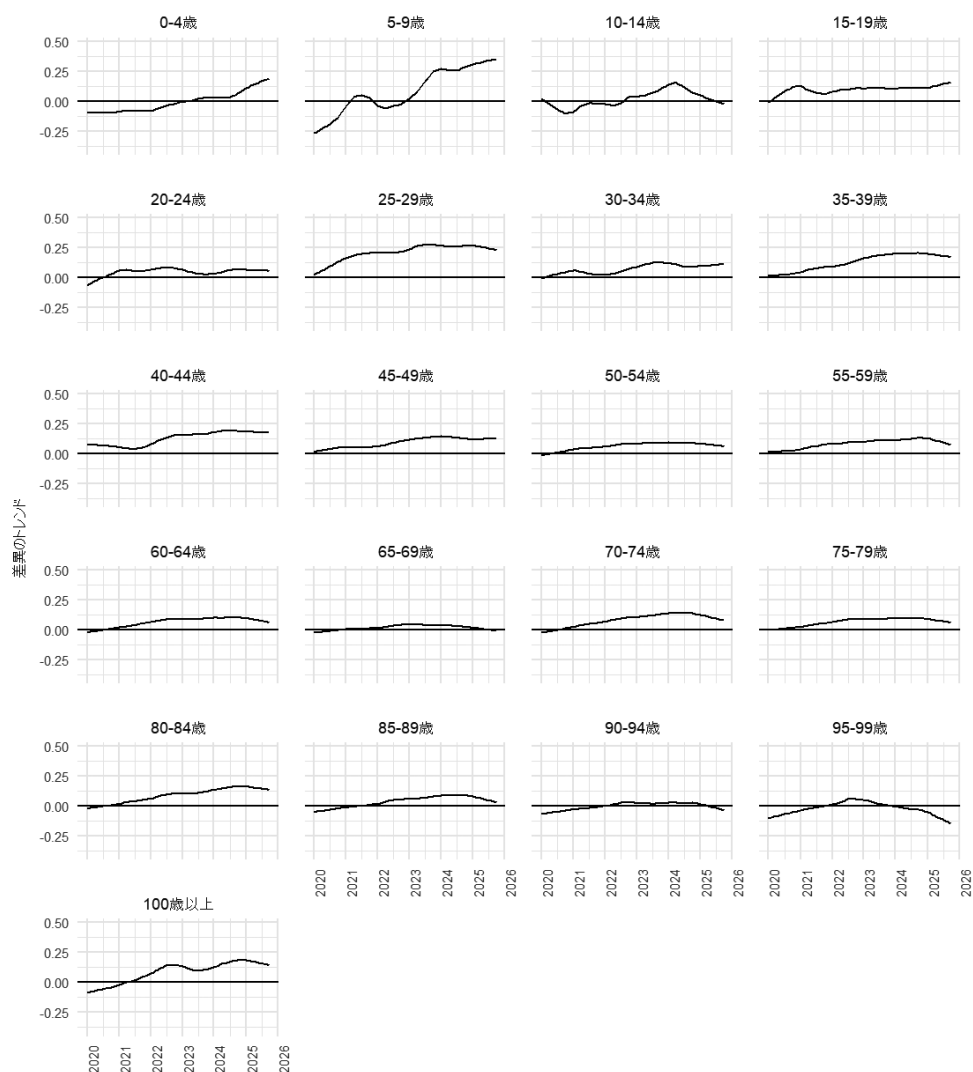


図1 年齢（5歳階級）別の差異のトレンドの推移（男）

資料：厚生労働省「人口動態統計」、総務省統計局「人口推計」より筆者算定

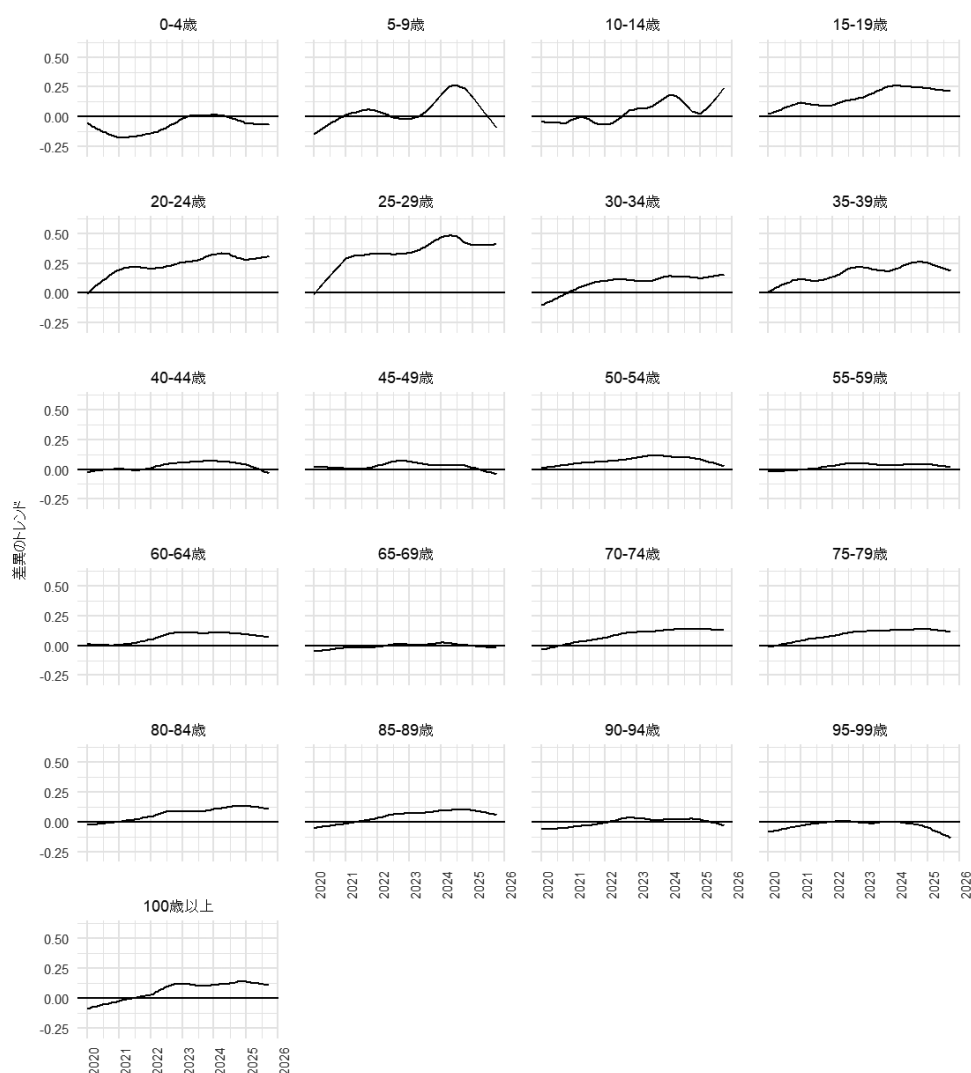


図2 年齢（5歳階級）別の差異のトレンドの推移（女）

資料：厚生労働省「人口動態統計」、総務省統計局「人口推計」より筆者算定

男について、図1では、直近の差異のトレンドは、0-4歳、5-9歳、15-19歳は上昇し、30-34歳、45-49歳は若干上昇しているがそれほど大きくはない。その他の年齢階級は、全て若干の低下又は低下となっている。35-39歳、55-59歳、60-64歳、80-84歳、85-89歳、100歳以上は、直近2年程度の間には差異のトレンドが上昇から低下に転じている。2024年11月から2025年10月までの各月末時点において、差異のトレンドの直近12ヶ月の推移に対し回帰分析を行うと、2025年10月時点の回帰係数は、0-4歳、5-9歳、15-19歳はプラス、30-34歳、45-49歳は若干のプラスとなるが、その他の全ての年齢階級はマイナスとなり、2024年11月以降の回帰係数の推移も上述の図1から読み取れる内容と整合していることがわかる。

女について、図2では、直近の差異のトレンドは、年齢階級10-14歳、20-24歳、30-34歳で上昇しているが、その他の年齢階級は、全て若干の低下又は低下となっている。年齢階級5-9歳、35-39歳、55-59歳、70-74歳、75-79歳、80-84歳、85-89歳、90-94歳、100歳以上は、直近2年程度の間に差異のトレンドが上昇から低下に転じている。2024年11月から2025年10月までの各月末時点において、差異のトレンドの直近12ヶ月の推移に対し回帰分析を行うと、2025年10月時点の回帰係数は、10-14歳、20-24歳、30-34歳はプラスとなるが、その他の全ての年齢階級はマイナスとなり、2024年11月以降の回帰係数の推移も上述の図2から読み取れる内容と整合していることがわかる。

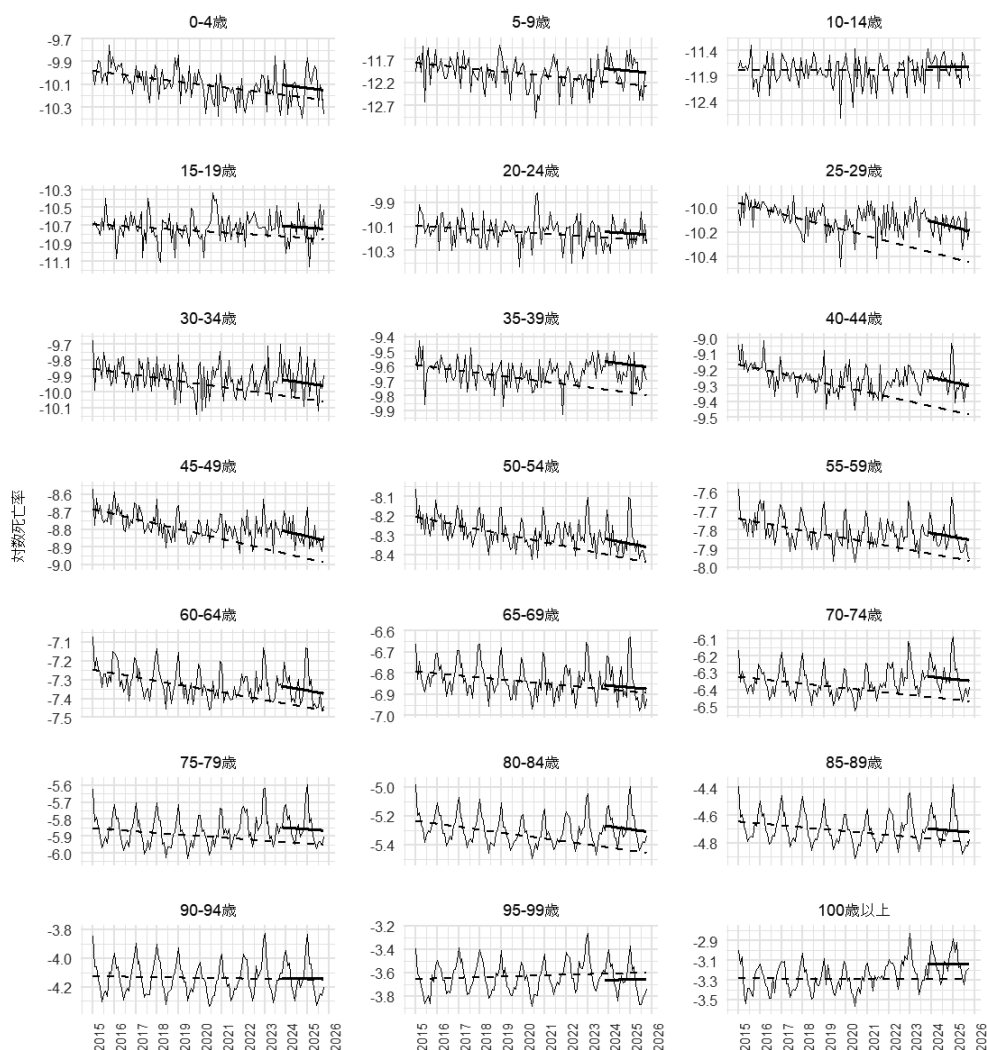
なお、前述の通り、季節性がより短い期間で変化する可能性も考慮し、季節ウィンドウを7として結果を確認すると、男の45-49歳と女の30-34歳については、直近の2025年10月時点の回帰係数が若干プラスであったのが若干マイナスとなるが、総じて男女とも各年齢階級について図1や図2と同様の頑健な結果が得られる。式(2)のその他の項の平均は概ねゼロに近い値となっており、それにどのような周期性が含まれるかピリオドグラムにより調べると、男女とも若年から中年層において概ね4ヶ月以下の周期性が一定程度含まれており、それ以降の高年層においては概ね5ヶ月以上の周期性が一定程度含まれているが、1年超の周期性は男の100歳以上や女の95-99歳などの一部の年齢階級で短い周期性よりも強くみられるもののそれ程大きくはない。その他の項にローパスフィルターを適用し12ヶ月以上の周期成分を抽出して差異のトレンドに加算すると、男女とも一部の年齢階級において加算前の差異のトレンドと比較し短期的な変動が相違している期間がみられる場合があるが、24ヶ月以上の周期成分を抽出して差異のトレンドに加算した場合は男女の各年齢階級ともそれ程相違はみられない。式(2)のその他の項には、外れ値や短い周期の成分などが含まれているが、差異のトレンドを系統的に歪めるような長い周期の成分などの構造は確認されず、差異のトレンドの変化を調べる上では、前述の季節ウィンドウ等の前提に基づく結果の図1と図2を参照することが可能と考えられる。

2. 死亡率の水準の変化

本節では、前節で調べた差異のトレンドの水準が直近どの程度となっているかを調べることにより、死亡率の水準がどの程度シフトしているかを評価する。STL分解によりトレンドと季節性に分解されるが、2020年以降のトレンドは必ずしも直線的ではなく変化している前提で推定されており、ここでは直近の差異のトレンドの水準を2025年10月までの2年平均により評価する。2023年の夏は新型コロナの第9波の時期であったが、2年平均による評価は第9波の後の時期を対象としている。

図3と図4は、それぞれ男と女の各年齢階級の対数死亡率の推移に2015年1月から2019年12月までのトレンド（破線）と上述の直近の差異のトレンドの水準を2年平均とした場合の2023年11月以降の水準（太線）を重ね合わせたグラフである。前節で差異のトレンドが直近は若干の低下又は低下で推移している年齢階級が男女とも多くみられたが、このことと整合して、図3と図4において、各年齢階級においても概ね太線のラインが直近の水

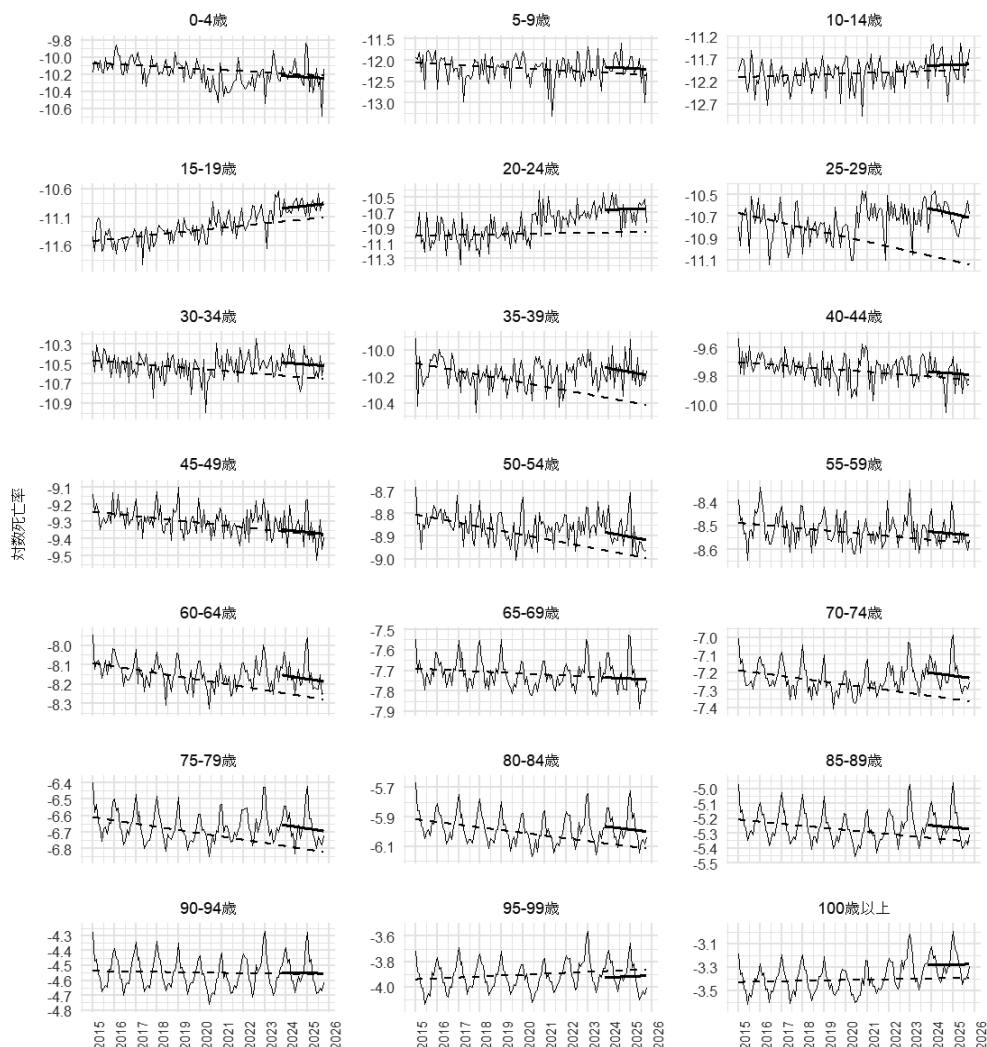
準を表しているようにみることができる。なお、男の95-99歳、女の95-99歳、100歳以上は、2019年12月以前はプラスのトレンドとなっているが、前節で実施した2020年1月以降のSTL分解による差異のトレンドから推定されるトレンドでは直近はマイナスとなっている。女の10-14歳、15-19歳、20-24歳は、2019年12月以前はプラスのトレンドで、直近もプラスとなっており、男の0-4歳、5-9歳、15-19歳、女の30-34歳は、2019年12月以前はマイナスのトレンドであるが、直近はプラスとなっている。



実線：対数死亡率
破線：2015年1月～2019年12月のトレンドライン
太線：2023年11月～2025年10月の水準

図3 年齢（5歳階級）別の対数死亡率の推移とトレンド・水準（男）

資料：厚生労働省「人口動態統計」、総務省統計局「人口推計」より筆者算定



実線：対数死亡率
 破線：2015年1月～2019年12月のトレンドライン
 太線：2023年11月～2025年10月の水準

図4 年齢（5歳階級）別の対数死亡率の推移とトレンド・水準（女）

資料：厚生労働省「人口動態統計」、総務省統計局「人口推計」より筆者算定

表2と表3は、それぞれ男と女の直近の差異のトレンドにより評価した水準が2015年1月から2019年12月までのトレンドをベースとした水準と比較しどの程度増減しているかを評価した結果である。直近の水準を2年平均とした場合、男は、100歳未満の各年齢階級において3%未満の増加となっており、5-9歳、25-29歳、80-84歳が2%以上の増加となっている。100歳以上は4.76%の増加となっており、他の年齢階級と比べると増加が大きい。女は、25-29歳、100歳以上の年齢階級において3%を超える増加となっているが、それ以

外の年齢階級においては3%未満の増加である。15-19歳、20-24歳、35-39歳では2%以上の増加となっており、70-74歳、75-79歳、80-84歳、85-89歳は、2%未満であるが1.5%以上の増加となっている。40-44歳、45-49歳、55-59歳、65-69歳、90-94歳は0.5%以下の増加となっており、0-4歳と95-99歳はマイナスの増加（減少）となっている。

表2 直近の水準の増加（男）

年齢階級	直近2年	直近1年	年齢階級	直近2年	直近1年	年齢階級	直近2年	直近1年
0-4歳	0.88%	1.40%	35-39歳	1.64%	1.55%	70-74歳	1.84%	1.60%
5-9歳	2.53%	2.77%	40-44歳	1.90%	1.87%	75-79歳	1.49%	1.32%
10-14歳	0.57%	0.13%	45-49歳	1.43%	1.35%	80-84歳	2.68%	2.73%
15-19歳	1.09%	1.21%	50-54歳	0.97%	0.88%	85-89歳	1.56%	1.25%
20-24歳	0.32%	0.37%	55-59歳	1.33%	1.25%	90-94歳	0.19%	-0.18%
25-29歳	2.44%	2.39%	60-64歳	1.21%	1.10%	95-99歳	-1.39%	-2.36%
30-34歳	1.17%	1.15%	65-69歳	0.25%	0.06%	100歳以上	4.76%	4.99%

資料：厚生労働省「人口動態統計」、総務省統計局「人口推計」より筆者算定

表3 直近の水準の増加（女）

年齢階級	直近2年	直近1年	年齢階級	直近2年	直近1年	年齢階級	直近2年	直近1年
0-4歳	-0.25%	-0.54%	35-39歳	2.19%	2.19%	70-74歳	1.81%	1.81%
5-9歳	1.17%	0.51%	40-44歳	0.37%	0.10%	75-79歳	1.88%	1.86%
10-14歳	1.05%	0.94%	45-49歳	0.14%	-0.08%	80-84歳	1.93%	1.99%
15-19歳	2.18%	2.07%	50-54歳	0.90%	0.68%	85-89歳	1.63%	1.48%
20-24歳	2.79%	2.66%	55-59歳	0.41%	0.38%	90-94歳	0.20%	-0.04%
25-29歳	3.89%	3.64%	60-64歳	1.13%	1.01%	95-99歳	-1.22%	-2.13%
30-34歳	1.29%	1.29%	65-69歳	0.02%	-0.14%	100歳以上	3.52%	3.62%

資料：厚生労働省「人口動態統計」、総務省統計局「人口推計」より筆者算定

なお、直近の水準を1年平均とし2年平均の場合と比較すると、男については、一部の年齢階級（0-4歳、5-9歳、15-19歳、20-24歳、80-84歳、100歳以上）は増加しているが、20-24歳と80-84歳の増加は0.1%未満と小さく、それ以外の年齢階級では減少している。女については、年齢階級80-84歳と100歳以上において増加しているが、それぞれ0.06%と0.1%の増加と小さく、それ以外の年齢階級では減少している。

3. 死因別死亡率の死亡率水準の変化への影響

本節では、前節で調べた性別・年齢（5歳階級）別の死亡率水準の変化に各死因別死亡率の変化がどの程度影響しているかを評価する。式(5)による2020年1月以降の死因構成割合を前提とした $rate1_{i,j,x}$ の結果は、男が表4、女が表5の通りである。男女とも各死因の死亡率水準の変化への影響度は、一部の年齢階級を除いて死因構成割合の水準に近い数値となっており、直近の乖離に係るもの（式(6)による各死因の $rate2_{i,j,x}$ の合計）を除いたその他の要因は小さく、各死因別死亡率の影響度は適切に算出されているものと考えられる。男の95-99歳、女の0-4歳と95-99歳については、全死因死亡率の差異のトレンド

がマイナスであり、これに対する各死因別死亡率の差異のトレンドが寄与するマイナス分の影響度を示している。女の10-14歳の悪性新生物<腫瘍>等は、若干マイナスとなっているが、全死因死亡率の差異のトレンドが直近2年間でプラスからマイナスに転じているものの2年間の平均はプラスとなっていることなどによる。男女とも中年層から高年層において、悪性新生物<腫瘍>や心疾患（高血圧性を除く）の影響が相応にあるが、悪性新生物<腫瘍>は女、心疾患（高血圧性を除く）は男の方が大きい場合が多い。高年層から超高年層においては、男女とも、老衰、呼吸器系の疾患の影響が大きく、若年層においては、男女とも、自殺の影響が大きい。なお、各死因の差異のトレンドの直近の乖離に係るもの（ $rate2_{i,j,x}$ ）については、男の一部の年齢階級と女の多くの年齢階級において、悪性新生物<腫瘍>にプラスの影響がみられ、高年層から超高年層において、男女とも、老衰にプラスの影響がみられる。

式(8)に基づき、2019年の死因構成割合を前提とした死因別死亡率の基準値との差異のトレンドの影響（ $rate3_{i,j,x}$ ）は、男が表6、女が表7の通りである。男女とも、65-69歳の悪性新生物<腫瘍>については大きいマイナスとなっているが、これは前述の表5における女の10-14歳と同様、全死因死亡率の差異のトレンドが直近2年間でプラスからマイナスに転じているものの2年間の平均はプラスとなっている一方で、悪性新生物<腫瘍>の死因別死亡率の差異のトレンドはマイナスで推移していることなどによる。男女とも悪性新生物<腫瘍>については各年齢階級の影響のばらつきが大きい、心疾患（高血圧性を除く）や脳血管疾患については、男はプラスの年齢階級が多くみられ、女はマイナスの年齢階級も少なからずある。老衰と新型コロナについては、男女とも各年齢階級においてプラスとなっており、概ね60歳以上において高齢になるほど大きくなる傾向がある。自殺については、男女とも64歳以下の年齢層（男の15-19歳を除く）がプラスとなっており、特に20歳代が大きい。

表6と表7に掲載されている通り、2020年1月から2025年10月までの死因構成割合の変化に係るもの（式(10)による各死因の $rate4_{i,j,x}$ の合計）と各死因別死亡率の影響の変化と死因構成割合の変化の複合要因によるもの（式(11)による各死因の $rate5_{i,j,x}$ の合計）は、各死因の $rate3_{i,j,x}$ の合計では説明されない残りの部分を説明する。悪性新生物<腫瘍>や高年層における心疾患（高血圧性を除く）、脳血管疾患、呼吸器系の疾患等について、この間の死因構成割合の変化が影響度の評価に少なからず影響している。

なお、老衰という死因について、Hayashi et al. (2024) や林他 (2022) は、老衰死とされている9割程度が死亡診断書において老衰のみの記載となっているが、老衰と関連する疾病等が隠れている可能性があることを述べている。また、新型コロナは、高年層等において身体機能の低下や心身の虚弱化をもたらす恐れがあり、老衰死とされているものが新型コロナと関連している可能性が考えられる。これらのことを踏まえると、上述の死因別死亡率の影響をみる上では、老衰はそれと関連の可能性のある新型コロナを含む疾病や高年層における虚弱等の影響が少なからず含まれている可能性があることに留意する必要がある。

表 4 死因別死亡率の影響度（男・2020年1月以降の死因構成割合を前提）

（%）

	死因															直近の乖離に係るもの	その他
	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15		
0-4歳	1.2	0.0	0.0	4.8	0.0	0.0	0.0	4.9	0.0	0.0	3.9	3.3	2.7	0.0	76.1	3.1	0.0
5-9歳	22.1	0.0	0.0	1.6	0.2	0.0	0.0	9.9	0.2	0.0	7.4	8.9	0.0	0.0	33.1	16.7	0.1
10-14歳	3.4	0.0	0.0	3.7	2.3	0.0	0.0	22.1	22.9	0.0	8.0	7.7	1.6	0.0	19.1	9.3	-0.1
15-19歳	9.0	0.1	0.0	2.5	0.2	0.0	0.0	18.0	49.0	0.0	5.2	1.8	1.7	0.0	12.3	0.3	-0.1
20-24歳	5.7	0.0	0.0	3.3	0.3	0.0	0.0	12.8	55.8	0.0	2.9	1.5	0.7	0.0	13.4	3.5	0.0
25-29歳	8.0	0.6	0.0	5.3	1.4	0.1	0.0	11.0	50.7	0.0	3.8	1.7	1.9	0.2	14.3	0.8	0.1
30-34歳	10.8	0.8	0.0	8.2	3.7	0.1	0.0	7.4	42.2	0.0	3.7	1.9	4.1	0.3	11.2	5.5	0.0
35-39歳	13.3	0.8	0.1	10.0	5.1	0.2	0.0	7.2	32.5	0.4	2.8	1.9	5.7	0.4	12.9	6.7	0.0
40-44歳	17.8	1.2	0.4	11.6	9.2	0.3	0.0	6.2	25.4	0.6	2.6	2.3	8.0	0.4	15.4	-1.5	0.0
45-49歳	21.4	1.3	0.5	15.3	9.6	0.6	0.0	4.9	16.3	0.6	2.7	3.0	9.3	0.5	16.7	-2.6	0.0
50-54歳	26.3	1.8	0.7	16.9	9.1	0.8	0.0	4.5	10.0	0.7	2.3	3.4	9.2	0.5	15.7	-1.9	0.0
55-59歳	28.4	1.7	0.7	16.5	7.7	0.9	0.0	3.9	5.8	0.6	2.3	4.1	8.1	0.6	15.7	3.0	-0.1
60-64歳	35.5	1.6	0.7	14.6	6.7	1.2	0.1	3.6	3.1	0.6	2.4	5.5	6.7	1.2	13.0	3.6	0.0
65-69歳	47.5	1.8	0.6	18.1	10.2	2.0	0.3	4.3	1.0	0.7	2.7	8.8	6.8	2.5	11.6	-18.8	0.0
70-74歳	41.3	1.3	0.7	13.1	6.8	1.6	1.2	3.1	0.9	0.9	3.9	10.9	4.3	1.4	11.0	-2.5	0.0
75-79歳	34.9	1.2	0.6	12.7	6.5	1.7	2.2	3.0	0.7	1.1	3.9	13.7	3.8	1.8	10.8	1.6	-0.1
80-84歳	29.8	1.0	0.5	13.0	6.7	2.1	5.1	3.1	0.4	1.4	4.4	16.7	3.5	2.2	9.4	0.6	0.0
85-89歳	23.2	1.0	0.6	14.9	7.0	2.6	8.9	4.4	0.2	1.7	4.4	21.7	3.3	2.6	10.9	-7.5	0.0
90-94歳	12.1	0.5	1.6	28.0	8.1	3.7	6.4	6.6	0.0	2.2	2.1	29.4	3.6	6.4	14.2	-24.6	-0.1
95-99歳	-13.7	-0.4	-0.5	-12.8	-4.3	-1.9	-27.0	-1.9	-0.2	-1.9	-2.2	-19.8	-2.8	-0.2	-8.1	-2.3	0.0
100歳以上	6.5	0.1	1.0	14.4	3.7	1.5	37.8	2.2	0.0	1.8	1.2	16.7	2.4	3.5	4.4	2.7	0.0

資料：厚生労働省「人口動態統計」、総務省統計局「人口推計」より筆者算定

表 5 死因別死亡率の影響度（女・2020年1月以降の死因構成割合を前提）

（%）

	死因															直近の乖離に係るもの	その他
	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15		
0-4歳	-0.3	0.0	0.0	-2.2	0.5	-0.1	0.0	-8.1	0.0	0.0	-2.9	-7.0	-5.4	0.0	-94.7	20.2	0.0
5-9歳	30.8	0.0	0.0	0.3	0.0	0.0	0.0	1.7	0.0	0.0	10.4	13.8	0.0	0.0	47.2	-4.0	-0.1
10-14歳	-3.9	0.1	0.0	0.2	0.1	0.3	0.0	6.9	37.0	0.0	7.8	7.3	0.0	0.0	19.8	24.4	0.0
15-19歳	6.5	0.0	0.0	0.9	0.3	0.0	0.0	9.0	54.8	0.1	4.1	1.7	0.1	0.1	13.3	9.2	-0.1
20-24歳	7.5	0.0	0.0	1.6	0.2	0.0	0.0	7.0	56.3	1.3	3.4	1.5	1.5	0.0	15.8	4.0	0.0
25-29歳	12.3	0.1	0.0	3.5	1.5	0.0	0.0	6.7	47.5	1.3	4.0	1.6	2.8	0.0	15.0	3.7	0.0
30-34歳	24.6	0.0	0.0	3.3	2.7	0.0	0.0	5.2	33.7	1.0	3.9	2.6	3.0	0.0	16.5	3.5	-0.1
35-39歳	37.7	0.5	0.0	4.7	4.9	0.1	0.0	3.4	22.5	0.8	2.7	2.6	4.9	0.3	13.3	1.4	0.1
40-44歳	37.3	0.5	0.0	5.7	6.4	0.3	0.0	3.9	15.9	0.9	2.3	1.7	4.9	0.2	14.7	5.3	0.1
45-49歳	45.4	0.8	0.1	6.8	8.1	0.4	0.0	6.3	10.5	0.7	2.0	1.5	4.6	0.4	10.1	2.3	0.0
50-54歳	52.0	0.8	0.1	7.1	6.5	0.4	0.0	2.4	8.0	0.6	2.4	2.3	4.8	0.6	9.9	2.3	0.0
55-59歳	51.2	0.8	0.3	8.3	6.7	0.7	0.0	2.9	4.4	0.7	2.8	2.9	4.4	0.6	12.3	1.2	0.0
60-64歳	53.2	1.0	0.4	8.2	5.7	0.9	0.1	2.7	3.0	0.6	3.1	4.0	4.5	0.7	12.4	-0.4	0.0
65-69歳	44.5	4.4	0.5	21.5	20.8	2.7	-0.7	10.6	2.9	1.5	2.4	7.0	5.1	3.9	24.0	-51.2	0.0
70-74歳	45.3	1.1	0.6	11.7	6.5	1.4	1.6	3.0	1.1	1.0	4.8	6.9	4.2	1.0	12.4	-2.5	0.1
75-79歳	36.2	1.1	0.7	12.3	7.3	1.6	3.8	3.3	0.6	1.2	5.1	8.8	3.8	1.2	12.9	0.0	-0.1
80-84歳	26.0	1.0	0.7	14.1	7.5	1.9	8.9	3.0	0.3	1.8	5.4	10.8	3.9	1.3	12.6	0.8	0.0
85-89歳	18.2	1.0	0.9	17.2	7.6	2.2	14.8	2.6	0.1	2.4	4.8	11.4	3.8	1.7	11.3	0.0	0.0
90-94歳	4.7	0.7	1.3	13.9	6.5	1.9	4.0	2.0	-0.1	1.7	3.5	5.8	2.2	0.8	3.5	47.7	0.0
95-99歳	-9.0	-0.4	-0.7	-15.8	-5.1	-1.4	-39.4	-1.5	-0.1	-2.9	-3.6	-10.2	-3.0	0.0	-7.7	0.9	0.0
100歳以上	3.5	0.3	1.3	14.7	4.7	1.0	50.0	1.5	0.0	2.8	2.5	9.0	2.2	1.9	5.2	-0.6	0.0

資料：厚生労働省「人口動態統計」、総務省統計局「人口推計」より筆者算定

表 6 死因別死亡率の影響度（男・2019年の死因構成割合を前提）

（%）

	死因															死因構成割合 の变化分	複合要因	その他
	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15			
0-4歳	-1.1	0.0	0.0	8.5	-2.8	-0.8	0.0	-10.1	0.0	0.0	14.4	-15.2	7.8	2.8	84.4	5.9	6.2	-0.1
5-9歳	11.8	0.0	0.0	1.5	-1.8	-1.0	0.0	-3.5	0.4	0.0	-10.2	17.0	-8.2	0.0	72.6	13.9	7.6	0.0
10-14歳	-126.0	0.0	0.0	23.4	-11.1	13.1	0.0	27.0	20.8	0.0	54.3	-9.9	7.5	0.0	-19.5	140.0	-19.7	0.2
15-19歳	31.0	-2.6	0.0	9.3	-3.8	0.2	0.0	-3.6	-2.6	0.0	-2.3	-1.0	2.2	0.0	59.2	-3.7	17.6	0.0
20-24歳	-5.4	-3.8	0.0	-31.1	-7.8	2.1	0.0	-89.5	154.0	0.0	-16.9	28.6	-18.0	0.0	60.6	48.9	-21.6	-0.1
25-29歳	2.9	2.2	0.0	3.5	0.6	-0.3	0.0	3.9	56.1	0.0	-1.7	2.9	3.4	1.4	22.8	1.8	0.5	0.0
30-34歳	9.6	3.1	-0.9	17.3	-0.2	-1.4	0.0	-13.9	24.6	0.0	12.3	2.7	10.3	3.1	21.1	9.9	2.5	-0.1
35-39歳	4.7	4.0	-0.5	0.0	4.6	1.4	0.0	-2.3	25.0	0.2	4.7	2.3	12.8	3.2	19.4	7.2	13.2	0.1
40-44歳	9.1	0.7	0.3	4.4	7.2	-0.3	0.0	5.2	28.9	1.9	3.2	2.2	10.9	3.0	20.0	2.8	0.6	-0.1
45-49歳	5.1	1.6	0.9	8.8	4.4	1.4	0.0	-1.4	25.8	1.2	4.1	6.0	15.9	4.0	27.1	0.9	-5.8	0.0
50-54歳	-3.7	4.6	2.0	10.8	11.1	-0.5	0.0	-2.7	9.7	3.1	2.6	4.7	10.5	5.9	39.9	3.0	-0.9	-0.1
55-59歳	-19.5	2.5	0.1	19.9	9.0	2.7	0.0	0.7	5.7	1.7	4.4	5.7	10.6	6.1	43.6	3.1	3.8	0.0
60-64歳	-27.5	3.9	3.2	25.7	3.5	2.6	1.1	3.1	2.8	1.7	4.2	3.4	13.1	8.7	44.8	0.7	5.2	-0.1
65-69歳	-241.0	2.2	13.7	36.7	2.3	9.6	14.2	6.5	-0.4	9.8	19.3	21.6	33.4	58.9	164.0	16.5	-67.1	-0.2
70-74歳	-0.6	1.1	1.9	15.2	3.5	2.5	7.7	4.0	-1.5	3.1	9.0	15.0	7.8	13.0	24.5	1.0	-7.2	-0.1
75-79歳	4.4	1.1	1.0	12.3	-2.0	2.9	13.0	4.7	-0.7	2.2	7.9	-1.1	1.7	19.2	32.4	2.1	-1.1	0.1
80-84歳	13.1	0.5	1.2	9.3	-2.7	2.2	19.6	3.1	0.1	1.7	5.7	11.2	4.4	15.8	15.6	0.6	-1.2	-0.1
85-89歳	-8.2	0.8	1.4	12.5	-11.6	1.3	50.6	5.2	0.0	2.0	7.3	-8.1	4.7	33.6	15.0	4.1	-10.6	0.0
90-94歳	-164.0	7.9	-0.3	-36.0	-124.0	-5.9	406.0	29.6	-1.5	-9.3	13.7	-305.0	-2.7	237.0	52.7	33.3	-31.9	0.4
95-99歳	-38.5	1.7	-1.5	-38.0	-38.6	-10.1	94.4	7.0	0.4	-10.4	-5.4	-112.0	-6.5	62.6	4.4	0.3	-10.2	0.3
100歳以上	5.3	-0.1	0.7	7.9	-5.1	0.2	78.1	1.5	0.2	1.5	-1.9	-15.0	3.8	20.7	2.7	0.4	-1.1	0.1

資料：厚生労働省「人口動態統計」、総務省統計局「人口推計」より筆者算定

表 7 死因別死亡率の影響度（女・2019年の死因構成割合を前提）

（%）

	死因															死因構成割合 の变化分	複合要因	その他
	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15			
0-4歳	-33.1	0.0	-2.7	-19.7	-6.1	-3.8	0.0	7.6	0.0	0.0	-62.7	-18.3	17.6	19.1	-2.6	-14.2	18.7	0.2
5-9歳	97.2	0.0	0.0	-19.4	-25.6	-3.6	0.0	-29.1	0.0	0.0	0.3	49.6	-51.1	0.0	55.5	48.1	-21.9	0.0
10-14歳	-3.7	0.1	0.0	-13.5	-20.7	0.4	0.0	-40.5	91.9	0.0	21.1	-3.1	0.0	0.0	53.8	31.2	-17.1	0.0
15-19歳	-26.8	0.5	0.0	-4.4	2.9	0.0	0.0	-1.1	104.0	0.8	-2.2	8.5	-9.5	0.5	12.7	6.9	7.2	0.0
20-24歳	-0.5	0.0	0.0	-2.1	-4.3	-0.5	0.0	-4.2	76.1	5.8	1.6	0.2	5.8	0.0	10.8	-1.0	12.4	-0.1
25-29歳	4.9	-0.1	0.0	3.0	1.2	0.1	0.0	6.5	56.1	3.7	5.8	0.7	1.6	0.0	12.6	1.1	2.9	0.0
30-34歳	-10.0	4.0	0.0	-0.3	-4.9	-1.3	0.0	2.9	79.0	1.6	6.9	1.2	-1.5	0.0	12.0	15.8	-5.4	0.1
35-39歳	17.4	0.3	-0.3	2.1	4.0	0.3	0.0	-1.4	31.2	1.4	4.4	6.6	11.4	1.9	13.8	3.1	3.8	0.1
40-44歳	-36.2	3.8	-3.0	-11.6	-16.6	5.7	0.0	-4.0	50.6	5.0	-1.9	-13.8	28.1	6.4	32.8	30.1	24.8	-0.2
45-49歳	-74.8	-1.3	0.9	-18.7	-11.6	-1.8	0.0	1.7	36.1	24.8	24.9	-15.1	80.8	25.6	44.1	-4.4	-11.3	0.0
50-54歳	22.1	3.4	1.6	6.8	4.9	0.2	0.0	0.9	12.8	0.7	5.5	5.0	10.8	7.0	27.7	-5.4	-3.8	-0.2
55-59歳	-56.2	-2.5	1.8	14.3	12.7	0.5	0.0	4.5	20.7	5.4	9.0	-1.8	15.3	16.1	58.8	5.9	-4.6	0.1
60-64歳	23.2	1.0	1.4	2.8	1.4	2.1	1.1	1.4	6.0	1.9	4.2	7.1	13.4	6.8	34.1	-0.7	-7.2	0.1
65-69歳	-674.0	-69.3	16.0	-175.0	-55.5	46.0	75.5	52.2	-33.4	72.9	114.0	-49.0	57.1	218.0	533.0	11.2	-38.4	-1.3
70-74歳	27.6	0.7	0.9	4.9	3.5	1.1	7.4	3.1	-1.5	3.0	10.9	7.3	6.3	8.0	20.6	0.6	-4.3	-0.1
75-79歳	33.0	0.5	1.2	3.9	-0.6	1.2	15.8	2.1	-0.5	2.3	9.3	-1.2	2.6	9.7	23.5	1.5	-4.2	-0.1
80-84歳	13.4	0.1	1.3	-2.3	-3.8	0.8	34.9	4.1	-0.3	2.8	8.9	3.1	2.2	13.1	19.8	3.0	-1.0	0.0
85-89歳	9.8	-0.5	1.1	-6.1	-12.6	-0.4	67.9	4.1	-0.2	1.9	8.4	-8.1	1.8	19.5	17.9	1.4	-5.9	0.0
90-94歳	-50.9	-7.6	-3.9	-127.0	-107.0	-16.1	407.0	3.6	0.4	-20.4	7.6	-158.0	-10.0	111.0	35.8	7.6	28.5	-0.7
95-99歳	-25.8	-3.9	-4.2	-63.4	-58.3	-9.9	153.0	-0.1	0.1	-13.6	-1.2	-97.7	-6.7	50.2	-10.1	2.6	-11.5	0.4
100歳以上	1.8	0.5	-0.7	-2.7	-9.6	-1.0	110.0	1.9	0.0	-1.9	4.2	-21.8	0.7	16.5	2.1	1.4	-0.9	-0.5

資料：厚生労働省「人口動態統計」、総務省統計局「人口推計」より筆者算定

4. 将来推計における考慮

前節までに述べた分析結果の内容を将来死亡率の推計において考慮するのであれば、例えば、直近の死亡率水準を起点に新型コロナ開始前の2019年以前の死亡率改善のトレンドをベースとして将来の改善トレンドを想定することなどが考えられる。新型コロナの出現により死亡の状況も変化し死亡率水準も全般的に新型コロナ前の想定水準より上昇したが、直近2年程度において従前と同様の死亡率改善が復活し、再び長寿化の道を歩み始めているように見える。もちろん、この状況がこれからも続くのか、更に変化するのかなど、モニタリングや検証が必要であろう。前述の通り、該当は少ないが直近のトレンドが上昇している年齢階級（男の0-4歳、5-9歳、15-19歳、女の10-14歳、15-19歳、20-24歳、30-34歳）もあり、継続して状態を確認する必要がある。なお、本稿で示したSTL分解の枠組みを用いる際は、対象としているデータの標本数や季節性の変化に係る季節ウィンドウの前提等にも留意し結果をみる必要があろう。

新型コロナが始まり直近の死亡率改善の状況となるまでの死亡の変化の経験は、同様の感染症が発生した場合の死亡への影響として将来死亡率の推計に反映することも可能である。具体的には、本稿で示したトレンドの変化や死亡率水準の変化と死因別死亡率の影響度等をもとに策定したシナリオに基づく推計や、感染症の発生確率や死亡率の変化を前提とした死亡率水準の上昇の可能性を確率的に評価する方法等が考えられる。将来死亡率やそれを前提とした将来推計人口の利用者の目的等により実際に使用する方法は異なるであろうが、利用者の理解のしやすさや場合によっては保守的な推計という観点も重視されるかもしれない。同様の方法は、感染症による死亡の変化のみならず、熱中症による死亡の増加といった自然環境の変化に伴うものなどにも利用可能である。

IV. 結び

本稿では、2020年以降の死亡の変化について、人口推計と人口動態統計月報（概数）の月次データに基づく死亡率にSTL分解を適用し、改善トレンドの変化と死亡率水準の変化について分析した。また、死因別死亡率の全死因の死亡率水準の変化への影響度について、STL分解を用いた提案手法により死因構成割合の変化等を踏まえ評価した。石井他（2020）によれば、海外では将来推計人口を1から3年毎の頻度で策定する国もあるが、日本では5年毎に策定されてきている。5年の間に死亡の状況が変化し将来死亡率推計をどのように捉えなおしたらよいかを考える上で、本稿で示した方法は、標本数やSTL分解の特徴等に留意する必要があるものの、一定の情報を提供し得る。死亡の状況は常に変動しており、改善トレンドや死亡率水準についてモニタリングし、最新の状況を確認して行くことが必要であろう。

（2026年7月7日査読終了）

謝辞

本論文の草稿をお読み頂き、貴重なご意見を頂いた匿名の査読者に深く感謝申し上げます。なお、残された誤謬は筆者の責任です。

参考文献

- 井川孝之（2024）「死因別死亡データを用いた新型コロナ開始後の死亡変動の構造分析」『超長寿社会における人口・経済・社会のモデリングと総合分析－2023年度報告書－』（所内研究報告第107号），国立社会保障・人口問題研究所，pp.129-147.
- 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（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.
- 石井太・守泉理恵・岩澤美帆・中村真理子（2021）「国際的視点から見た公的将来人口推計の科学的基礎と推計手法」『人口問題研究』第77巻第4号，pp.335-357.
- 石井太（2013）「死亡率曲線の自由な方向への変化を表現する数理モデルとわが国の将来生命表への応用」『人口問題研究』第69巻第3号，pp.3-26.
- 岩澤美帆・林玲子・別府志海（2025）「2021年以降の死亡数増加の分析：2019年の死因別年齢別死亡率にもとづく超過死亡数の試算」『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－2024年度報告書－』（所内研究報告第116号），国立社会保障・人口問題研究所，pp.13-45.
- 林玲子・別府志海・石井太・篠原恵美子（2022）「老衰死の統計分析」『人口問題研究』第78巻第1号，pp.1-18.
- Cleveland, R.B., Cleveland, W.S., McRae, J.E. and Terpenning, I. (1990) "STL: A Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on LOESS," *Journal of Official Statistics*, Vol. 6, No. 1, pp.3-33.
- Hayashi, R., Imanaga, T., Marui, E., Kinoshita, H., Ishii, F., Shinohara, E. and Beppu, M. (2024) "Senility Deaths in Aged Societies: The Case of Japan," *Global Health & Medicine*, Vol. 6, No. 1, pp.40-48.
- Ibáñez-Soriano, J. and Morillas-Jurado, F.G. (2026) "Is Excess Mortality Returning to Pre-Pandemic Levels? A Multi-Model Stochastic Approach for COVID-19: The Spanish Case," *Epidemiologia*, Vol. 7, No. 3, 74.
- Lee, R.D. and Carter, L.R. (1992) "Modeling and Forecasting U.S. Mortality," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 419, pp.659-671.
- Nalmpatian, A., Heumann, C. and Pilz, S. (2024) "Forecasting Mortality Trends: Advanced Techniques and the Impact of COVID-19," *Stats*, Vol. 7, No. 4, pp.1172-1188.
- Schnürch, S., Kleinow, T. and Wagner, A. (2023) "Accounting for COVID-19-type Shocks in Mortality Modeling: a Comparative Study," *Journal of Demographic Economics*, Vol. 89, No. 3, pp.483-512.
- Schöley, J., Aburto, J.M., Kashnitsky, I., Kniffka, M.S., Zhang, L., Jaadla, H., Dowd, J.B. and Kashyap, R. (2022) "Life Expectancy Changes since COVID-19," *Nature Human Behaviour*, Vol. 6, No. 12, pp.1649-1659.
- Tanaka, H., Nomura, S. and Katanoda, K. (2025) "Changes in Mortality during the COVID-19 Pandemic in Japan: Descriptive Analysis of National Health Statistics up to 2022," *Journal of Epidemiology*, Vol. 35, No. 3, pp.154-159.
- Tanaka, H., Togawa, K. and Katanoda, K. (2023) "Impact of the COVID-19 Pandemic on Mortality Trends in Japan: a Reversal in 2021? A Descriptive Analysis of National Mortality Data, 1995-2021," *BMJ Open*, Vol. 13, No. 8, e071785.
- Wilmoth, J.R. (1995) "Are Mortality Projections Always More Pessimistic When Disaggregated by Cause of Death?," *Mathematical Population Studies*, Vol. 5, No. 4, pp.293-319.

Changes in Mortality since 2020 and Considerations in Future Projections

IGAWA Takayuki

In this study, we applied the Seasonal-Trend decomposition using LOESS (STL) to the monthly mortality rates calculated by the death number and the population number since January 2020 when the COVID-19 pandemic began and examined the changes in the improvement trend and the level of the mortality rates by gender and 5-year age group. We found that excluding some age groups by gender, the recent increase in mortality rates could be within approximately 3 percent compared to the assumed level based on the improvement trend before COVID-19 and the recent trend in mortality rates could be similar to, or slightly better than before COVID-19.

Using the proposed STL-based method, we also evaluated how much the changes of the cause-specific mortality rates might affect the levels of the mortality rates. We confirmed that the proposed method enables the monitoring of the latest changes from the recent levels in mortality rates, based on the proportions of deaths by cause since 2020. Furthermore, based on the 2019 cause-specific death proportions, we found that cardiovascular and cerebrovascular diseases had a positive impact across many male age groups. Notably, senility and COVID-19 showed a significant positive impact in the elderly and very elderly of both males and females, while malignant neoplasms had a negative impact in certain age groups for both males and females. The impact of suicide is positive in those under 65 years old for both males and females, with the exception of the late-teen male age group.

We should project future mortality rates considering the aforementioned results of the improvement trend and the level of the mortality rates. The method used in this study can be used for monitoring between the current projection and the next projection and provide useful information.

Keywords: Seasonal-Trend decomposition, mortality improvement, mortality level, mortality projection, proportions of deaths by cause