

特集 I : 新型コロナウイルス (COVID-19) に関する研究

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

石井 太*

本研究は、新型コロナウイルス感染症拡大以降におけるわが国の死亡動向の特徴を人口学的に観察する観点から、年齢調整死亡率と生命表による指標を用いて、近年の死亡動向に関する分析を行うことを目的とする。

年齢調整死亡率の実績値とトレンドの乖離を観察すると、2019年の期待値と実績値は概ね同水準であった一方、2020年はトレンドよりも大きい低下があった。2021年は男女とも期待値よりも実績値が高いが、近年のトレンドから見て著しく悪化したというわけではないことが観察された。一方、平均寿命から観察すると、2020年の実績値は女性ではトレンドに基づくよりも高く、男性は概ね同水準であった。また、2021年では男女とも実績値が期待値を下回ったが、男性の乖離がやや大きいことが示された。

主要死因の年齢調整死亡率の推移を観察したところ、新型コロナは2021年で男女とも2020年を大きく超える値となり、2020年には肺炎死亡率の大きな低下、2021年には心疾患の上昇が観察された。また、特定死因を除去した場合の平均寿命の伸びでは、女性の自殺が2020、2021年で高い水準であった。女性の自殺の月別年齢調整死亡率を見ると、2020年7月以降急速に死亡率が上昇し、特に10月が極めて高く、11月以降も高いレベルが継続していた。

2019~2021年間の平均寿命の伸びの死因別寄与と年数を観察したところ、男女とも新型コロナ感染症はマイナスの寄与で、特に2020~2021年は大きく、女性よりも男性でのマイナス幅がより大きいものとなっていた。また、肺炎はこの期間を通じてプラスに寄与し、心疾患は2020~2021年についてマイナスに寄与していた。女性の自殺に関しては、2019~2020年の平均寿命の伸びに対して、大きなマイナス要因となっていた。2019~2021年を通じた女性の自殺の寄与年数は-0.075年と新型コロナに匹敵する大きさとなっていたが、そのうちの8割近くは15~44歳の寄与が占めており、自殺が平均寿命を引き下げる効果は、若年層の影響が極めて大きいことが明らかとなった。

本研究では、2021年までの死亡状況に関して分析を行ったが、2022年は新型コロナ感染の第6波、第7波の影響によって、死亡者数の増加が見込まれる。しかしながら、わが国では現在急速な高齢化が進行していることから、死亡者数や粗死亡率を観察するだけではなく、年齢構成変化の影響を受けない年齢調整死亡率や生命表を用いて、死亡水準を人口学的に精密に評価することが重要であり、今後も、本稿で提示した分析手法を用いつつ、新型コロナ感染症拡大の影響を含むわが国の死亡動向の観察と人口学的分析を継続していくことが必要である。

キーワード：新型コロナウイルス感染症、年齢調整死亡率、平均寿命、生命表、死亡分析

* 慶應義塾大学

はじめに

2019年末に確認された新型コロナウイルス感染症（COVID-19）は、短期間で世界的な流行となり、今現在も私たちの生活をはじめとした様々な影響を及ぼしている。それは人口そのものや人口を変動させる人口動態事象についても例外ではなく、多くの先進諸国において、新型コロナウイルス感染症に伴う死亡数の増加が観察されている。

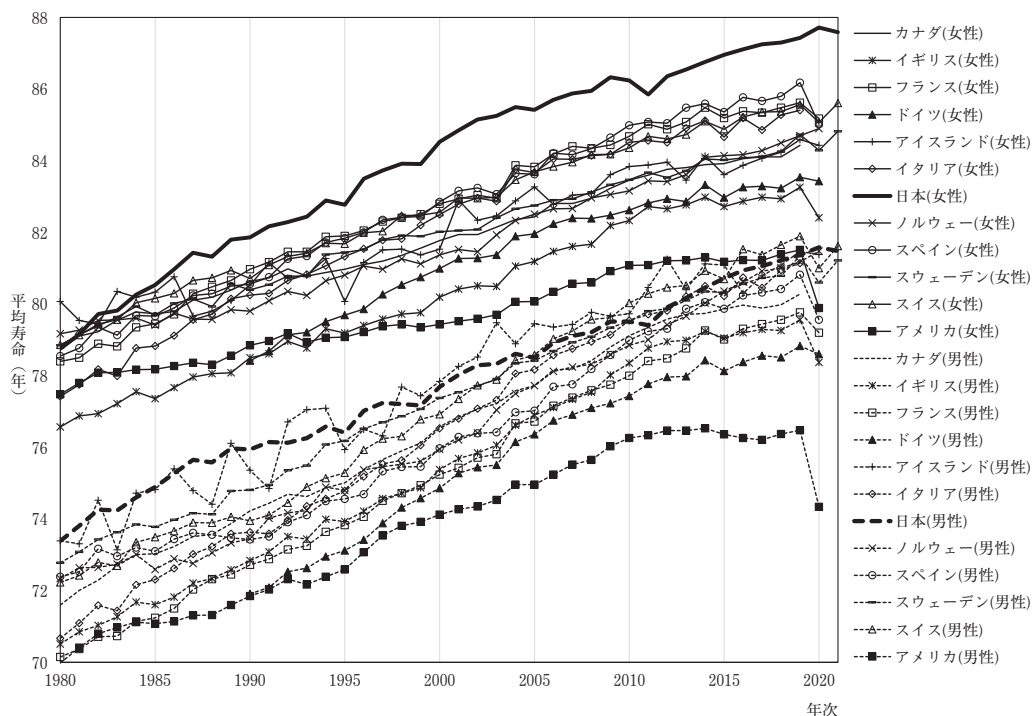


図1 主な国の平均寿命の推移（1980～2021年）

資料: 日本以外は"Human Mortality Database", 日本は「日本版死亡データベース」および筆者算定

図1は、比較的平均寿命が高い12か国について、1980年以降の男女別平均寿命の推移を示したものである。これを見ると、1980年以降、2019年まではどの国についても短期的な変動はありつつも、概ね堅調に平均寿命が上昇してきたことがわかる。ところが、新型コロナウイルス感染症に伴う死亡数の増加によって、多くの国で2020年の平均寿命は2019年に比べて低下している。ここに示した12カ国では、日本とノルウェー以外については全ての国で男女とも平均寿命は低下した。特にアメリカでは、男性は2019年の76.48年から2020年に74.34年と2.14年の低下、女性は81.51年から79.89年と1.62年の低下と大きな低下幅となっている。これに次いで平均寿命の低下が大きいのは、スペイン（男性1.26年、女性1.16年）、イギリス（男性1.19年、女性0.85年）などとなっている。ただ、2022年のデー

タが存在するスイス、スウェーデンでは、2019年から2020年にかけて平均寿命は低下したものの、2021年は2020年に対して上昇しており、一定の回復が起きた国の存在も確認できる。

一方、わが国の平均寿命は、2020年については多くの国と異なり2019年に比べて上昇したが、2021年を見ると2020年に比べて低下している。このように、わが国の死亡動向が他の諸外国と異なる理由について分析を行うことは重要な課題である。ただし、現在、わが国では諸外国に例を見ないスピードで急速な高齢化が進行しており、死亡数や、人口当たりの死亡数を表す粗死亡率は、仮に死亡水準が変化しなかったとしても高齢化のみによって増加してしまうことから、これらを用いて死亡水準を単純に比較分析を行うことはできない。このためには、年齢構成の違いを排除して比較が可能な年齢調整死亡率を用いたり、より死亡状況を精密に表現する生命表を用いた人口学的分析が必要となる。

そこで、本研究は、新型コロナウイルス感染症拡大以降におけるわが国の死亡動向の特徴を人口学的に観察する観点から、年齢調整死亡率と生命表による指標を用いて、近年の死亡動向に関する分析を行うことを目的とする。

1 データと方法

1.1 データ

本稿の分析においては、基礎データとして、国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」(以下、JMD と略す)と、厚生労働省「人口動態調査」を用いている。

JMDからは全国ベース(ver. 004_002)の各歳・各年の生命表と年齢調整死亡率を用いている。ただし、生命表の年齢別死亡率は若年層での変動が大きいことから、各年ごとに、1歳以上の年齢別死亡率にグレビル3次9項の式による平滑化を行っている(Greville 1981)。また、JMDのver. 004_002では2020年までのデータしか提供されていないことから、2021年については厚生労働省「人口動態調査」を用い、石井(2015)において示されているJMDの生命表の作成法と同様の方法により、生命表・年齢調整死亡率の推定を行った。また、死因分析における死因分類に関しては、人口動態統計の長期観察で用いられている「死因年次推移分類(HI分類)」を用いている¹⁾。

1.2 方法

1.2.1 実績値とトレンドの乖離

本研究では、Islam et al. (2021)と同様の考え方に基づく石井(2021a)、石井(2022)と同様の分析手法を用い、JMDによるわが国の2005～2019年の死亡率にLee-Carterモデルを適用して各年の期待死亡水準を推定し、新型コロナウイルス感染拡大前のトレンドに基づく

1) 本研究は厚生労働行政推進調査事業費補助金政策科学推進研究事業JPMH20AA2007(「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)による助成を受けており、本研究で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第33条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれ、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。

期待値と実績値の乖離を明らかにするとともに、その要因に関する分析を行った²⁾。具体的には以下の通りである。

まず、以下の式

$$\log m_{x,t} = a_x + k_t b_x + \epsilon_{x,t}$$

で表されるリー・カーター・モデル (Lee and Carter 1992) を2005～2019年のJMDの性別・年齢別死亡率に適用してモデル化した。ここで、

$\log m_{x,t}$: 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

である。

ただし、2011年は死亡水準が東日本大震災による短期的変動の影響を受けていると考えられることから、リー・カーター・モデルの基礎となる死亡率からは除外し、 a_x は基礎とした期間の最後の3年間(2017～2019年)の平均値を用いた。パラメータを推定した後、死亡指数 k_t を線形回帰して補外することによって、2020年以降を含む性別・年齢別死亡率の期待水準が推計できる。そこで、このモデルから得た年齢調整死亡率や平均寿命の推計値をトレンドに基づく期待値とし、これを実績値と比較した。以下では、これらをそれぞれ期待値、実績値と呼ぶこととする。

この期待値と実績値の差は、実績値がトレンドに基づく推移とどの程度乖離しているかを示すものであり、その差がどのような年齢階級の死亡率に基づくものであるか、要因分解を行った。

年齢調整死亡率については、年齢階級別死亡率を M_i 、基準となる人口の年齢構成を C_i として、

$$ASDR = \sum_i M_i \cdot C_i^S$$

と表されることから、 $ASDR^a$ 年齢調整死亡率 (実績値) と $ASDR^e$: 年齢調整死亡率 (期待値) の差は、実績値・期待値の年齢階級別死亡率を M_i^a 、 M_i^e として、

$$ASDR^a - ASDR^e = \sum_i (M_i^a - M_i^e) \cdot C_i^S$$

として年齢階級別の寄与に分解することができる。また、平均寿命については、Arriaga (1984) の方法により年齢階級別寄与年数を求めた³⁾。

2) 本稿の「実績値とトレンドの乖離」に関する分析は、石井 (2021a)、石井 (2022) の分析を発展させたものである。なお、石井 (2021a) では2020年人口動態調査確定数の公表前であったこと、また、石井 (2022) とはJMDのバージョンが異なることから、本稿の結果とは必ずしも一致しないことに注意されたい。

3) 具体的な算出方法については、石井 (2021b) を参照されたい。

1.2.2 実績値の年次推移に関する死因分析

次に、年齢調整死亡率・平均寿命の実績値の年次推移に関して死因別分析を行う。このため、2010～2021年における年齢調整死亡率の推移を主要死因別に観察するとともに、主要死因が平均寿命に及ぼす影響を測定する観点から、これらの死因について「特定死因を除去した場合の生命表」を推計し、各死因を除去した場合の平均寿命の伸びの推移を観察した。推計にあたっては、Preston et al. (2001) (p.82) に述べられている方法を用いた。具体的には以下の通りである。

年齢階級 $[x, x+n)$ における死亡数を ${}_nD_x$ 、またこの中で死因 i の死亡数を ${}_nD_x^{(i)}$ で表し、この比を ${}_nR_x^{(i)} = \frac{{}_nD_x^{(i)}}{{}_nD_x}$ と書くと、第 i 死因を除去した生命表の死亡確率 ${}_nq_x^{(-i)}$ は、全死因の死亡確率 ${}_nq_x$ を用いて近似的に以下のように表される。

$${}_nq_x^{(-i)} \approx 1 - (1 - {}_nq_x)^{(1 - {}_nR_x^{(i)})}$$

さらに、 ${}_na_x^{(-i)}$ について、

$${}_na_x^{(-i)} = \begin{cases} {}_na_x & (x < \omega) \\ \frac{{}_\infty a_\omega}{1 - {}_\infty R_\omega^{(i)}} & (x = \omega) \end{cases}$$

と仮定することにより生命表関数を計算した（ただし、 ω は開放年齢階級の下限）。

また、特に心疾患と自殺については、月別の年齢調整死亡率の動向を観察した。このためには、月別のリスク対応生存延べ年数（exposure）が必要となるが、これは現行のJMDでは提供されていない。これに関して、菅他（2022）では、JMD自体を月別に拡張し、月別のレキシストライアングルベースの死亡数を用いて詳細な分析を行ったが、ここでは以下のようなやや簡略化した方法により月別の年齢調整死亡率を推定した。

JMDの満 x 歳、 t 年 1 月 1 日現在推計人口を $P_x(t)$ 、 t 年のリスク対応生存延べ年数（exposure）を $E_x(t)$ とする。この時、 $t-x$ 年生まれコーホートの t 年 M 月 1 日現在の人口サイズ $P_x^{[t-x]_c}(t, M)$ を、線形補間により、

$$P_x^{[t-x]_c}(t, M) = \left(1 - \frac{M-1}{12}\right) P_x(t) + \frac{M-1}{12} P_{x+1}(t+1)$$

により推定する。この時、

$$P_x(t, M) = \left(1 - \frac{M-1}{12}\right) P_x^{[t-x]_c}(t, M) + \frac{M-1}{12} P_x^{[t-x-1]_c}(t, M)$$

により各月の人口を推計し、これを用いて満 x 歳、 t 年 M 月における粗リスク対応生存延べ年数を、

$$\tilde{E}_x(t, M) = (P_x(t, M) + P_x(t, M+1))/2$$

で推計する。ここで、 $P_x(t, 13) = P_x(t+1, 1)$ としておく。このようにして得られた粗リスク対応生存延べ年数は、上方トライアングルと下方トライアングルの死亡数の差などが考慮されていないことから、1年分を足し上げてもJMDのリスク対応生存延べ年数に一致しない。そこで、各年・各歳での合計値がJMDのリスク対応生存延べ年数に合うように一律に月別粗リスク対応生存延べ年数を補正することにより、満 x 歳、 t 年 M 月のリスク対応生存延べ年数 $E_x(t, M)$ を推定した。

また、2019～2021年の平均寿命の推移の要因を見るため、2019年から2020年、2020年から2021年への平均寿命の伸びについて、Preston et al. (2001) に示されている方法 (pp.84-86) に基づいて、主要死因別寄与年数への要因分解を行った。

2 結果と考察

2.1 実績値とトレンドの乖離

図2は2005～2021年における全死因の年齢調整死亡率（人口千対）の実績値（実線）と期待値（破線）の推移を示したものである。

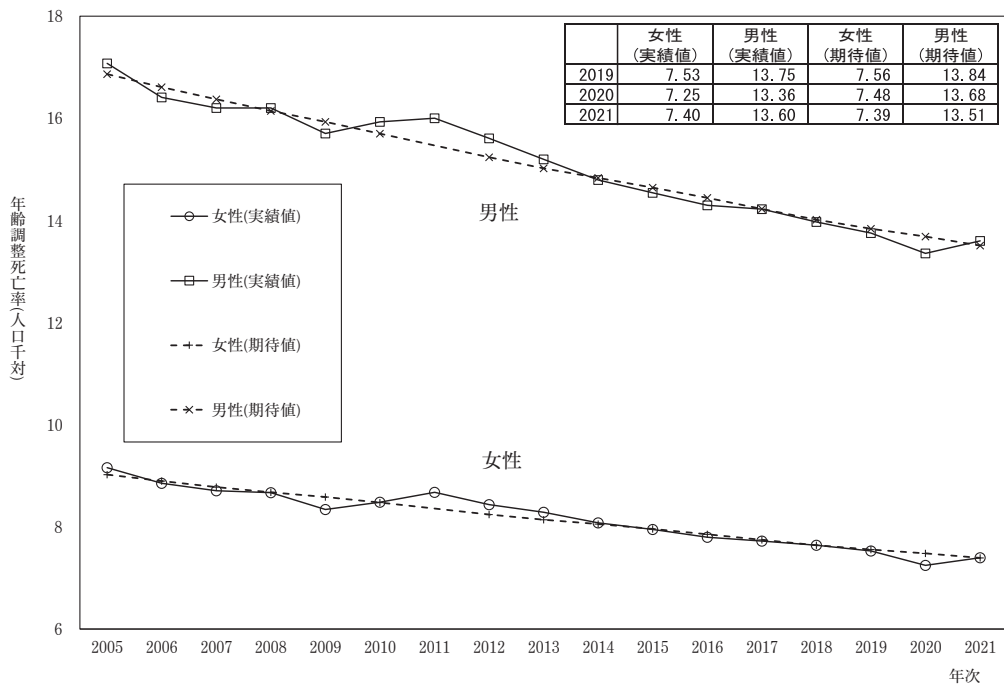


図2 年齢調整死亡率の推移（実績値と期待値，全死因）

資料：筆者算定

2019年の年齢調整死亡率（人口千対）は、女性では期待値が7.56、実績値が7.53、男性では期待値が13.84、実績値が13.75と、期待値と実績値は概ね同水準となっていた。一方、

2020年を見ると、女性では期待値7.48に対して実績値は7.25、男性では期待値13.68で実績値が13.36であり、2020年の年齢調整死亡率の対前年低下幅は、死亡率改善のトレンドに基づくものよりも大きいものであったことが理解できる。次に、2021年を見ると、女性では期待値が7.39、実績値が7.40、男性では期待値が13.51、実績値が13.60となり、男女とも期待値よりも実績値が高く、特に男性でやや高いことがわかる。一方で、年齢調整死亡率の実績値の推移を見ると、男女とも2020年から2021年にかけて上昇し、死亡水準は悪化したものの、それらは2019年よりは低いレベルであるとともに、近年のトレンドから見て、著しく悪化したというわけではないことがわかる。

一方、図3は2005～2021年における平均寿命の実績値（実線）と期待値（破線）の推移を示したものである⁴⁾。

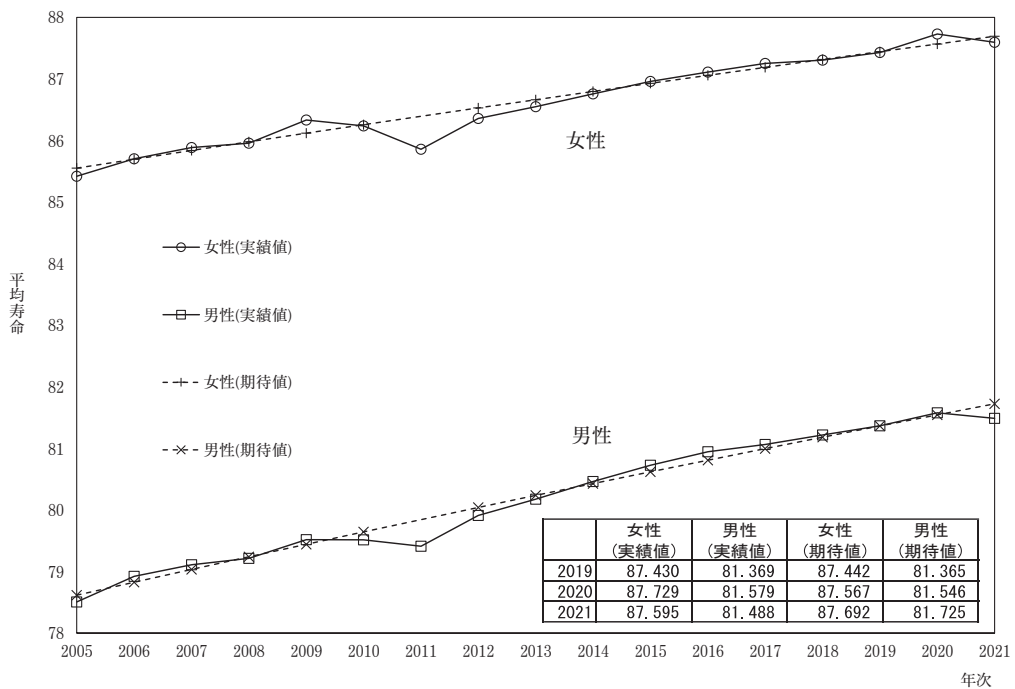


図3 平均寿命の推移（実績値と期待値）

資料：筆者算定

2019年の平均寿命は、女性では期待値が87.442、実績値が87.430、男性では期待値が81.365、実績値が81.369と、期待値と実績値は概ね同水準となっていた。2020年では、女性では期待値が87.567、実績値が87.729、男性では期待値が81.546、実績値が81.579と男女とも実績値が上回ったが、その乖離は女性が0.162、男性が0.033と、女性の実績値はトレンドに基づく水準よりも高いものの、男性の実績値はトレンドに基づくものと概ね同水

4) 1.1で述べた通り、年齢別死亡率の平滑化を行って生命表を再推定していることから、ここでの平均寿命の値はJMDの公表値とは必ずしも一致しないことに注意されたい。

準であると見ることができる。一方、2021年では、女性では期待値が87.692、実績値が87.595、男性では期待値が81.725、実績値が81.488と男女とも実績値が期待値を下回ったが、女性ではその乖離は-0.097であるのに対して、男性では-0.238とやや大きいものとなっている。

以上の二指標の動きを総合すると、両指標とも、2020年の実績値はトレンドよりもやや死亡水準が低く、2021年はやや高いという傾向、また、いずれもトレンドから大きく外れるものではない、という傾向は共通しているものの、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水準となっている。

このような年齢調整死亡率と平均寿命における期待値と実績値の動向の違いの要因を見るため、2020年、2021年について、15歳階級別の実績値と期待値の差の年齢階級別寄与を観察する。なお、年齢調整死亡率と平均寿命では改善方向が逆になって比較が見にくいことから、年齢調整死亡率については「期待値－実績値」、平均寿命については「実績値－期待値」と、符号を変えたものを表示している。

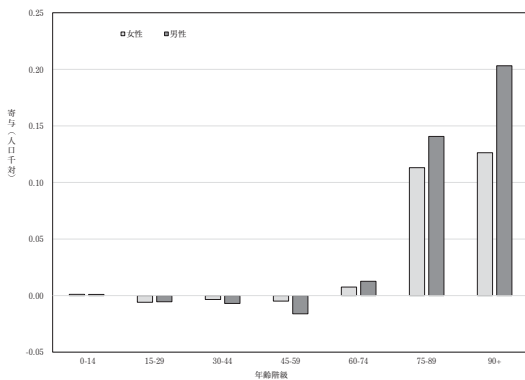


図4 年齢調整死亡率の実績値と期待値の差の年齢階級別寄与（2020年）

資料：筆者算定

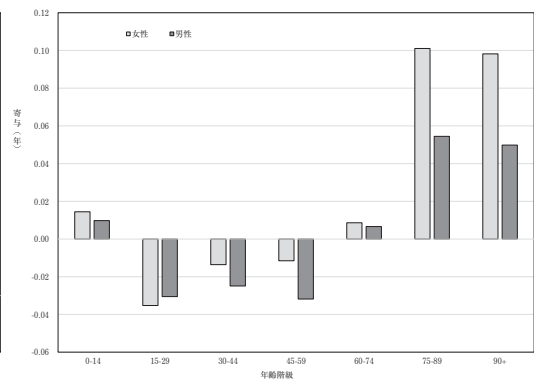


図5 平均寿命の実績値と期待値の差の年齢階級別寄与年数（2020年）

資料：筆者算定

図4、5は、2020年について示したものである。両者を比較すると、年齢調整死亡率に比べて、平均寿命では60歳未満の年齢階級における実績値の死亡率が高く、マイナスに働く要因が大きく評価されていること、また、男性の75歳以上のプラス要因がより小さく評価されていることから、年齢調整死亡率では男女とも期待値よりも実績値の水準が低かったのに対して、平均寿命では女性のみが高く出たことがわかる。平均寿命では、年齢調整死亡率と異なり、ある年齢の死亡率変化がそれ以降の定常人口に影響を与える間接効果があり、このことが両者の動向の違いを引き起こしていると考えられる。

一方、2021年について示したものが、図6、7である。こちらでも、平均寿命では60歳未満のマイナス要因が年齢調整死亡率に比べて大きく評価されており、これによって、特

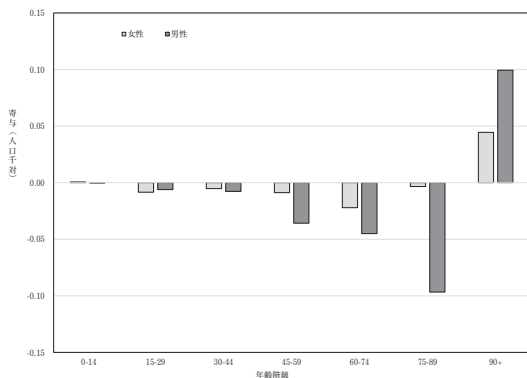


図6 年齢調整死亡率の実績値と期待値の差の年齢階級別寄与（2021年）

資料：筆者算定

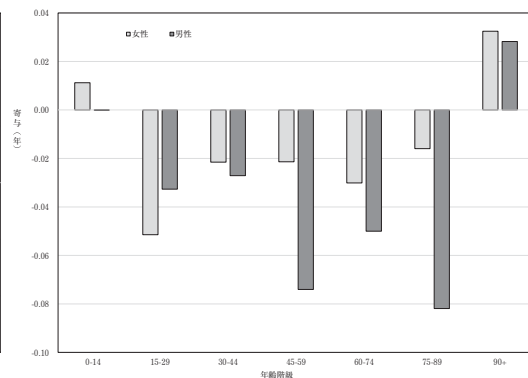


図7 平均寿命の実績値と期待値の差の年齢階級別寄与年数（2021年）

資料：筆者算定

に男性の平均寿命が期待水準よりも低くなったことが理解できる。

2.2 実績値の年次推移に関する死因分析

次に、実績値の年次推移に着目し、その変動要因を死因別に観察する。まず、主要死因について、2010～2021年に関する年齢調整死亡率の推移を男女別に示したものが図8である。ここでは、主要死因として、年次推移分類から、悪性新生物（HI02）、心疾患（HI05）、脳血管疾患（HI06）、肺炎（HI07）、老衰（HI13）、自殺（HI16）の6死因を示すとともに、新型コロナウイルス感染症を「新型コロナ」と表示した。

わが国では2020年には新型コロナによる年齢調整死亡率は低かったものの、2021年には男女とも2020年を大きく超える値となっている。また、多くの死因が改善傾向にある一方で、老衰死亡率は一貫した増加傾向にあり、これは近年のわが国の死因動向の一つの特徴といえることができる。この老衰死亡率の上昇要因は必ずしも明らかではないものの、わが国では国際的にトップクラスの平均寿命を擁しつつ、さらなる寿命伸長が継続するという、世界的に見て特異ともいえる超長寿化が進行しており、百寿者などの超高齢者が増加する「高齢者の高齢化」が進んでいることなども関係していると考えられる。なお、フランスにおいてもこのような傾向が見られており、老衰を不詳や他に分類されなかった死因ということではなく、改めて高齢者の死因として検討してもよいのではないかとの議論も出てきているとされる（石井 2019）。

また、肺炎を見ると、2017年と2020年にトレンドによる減少よりも大きい対前年減少が観察される。このうち、2017年の減少は、国際疾病分類 ICD-10の2013年版に準拠した、死因分類の一部改正に伴う原死因選択ルールの修正によるものである。具体的には、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等による死亡数が増加したものである。したがって、2017年の

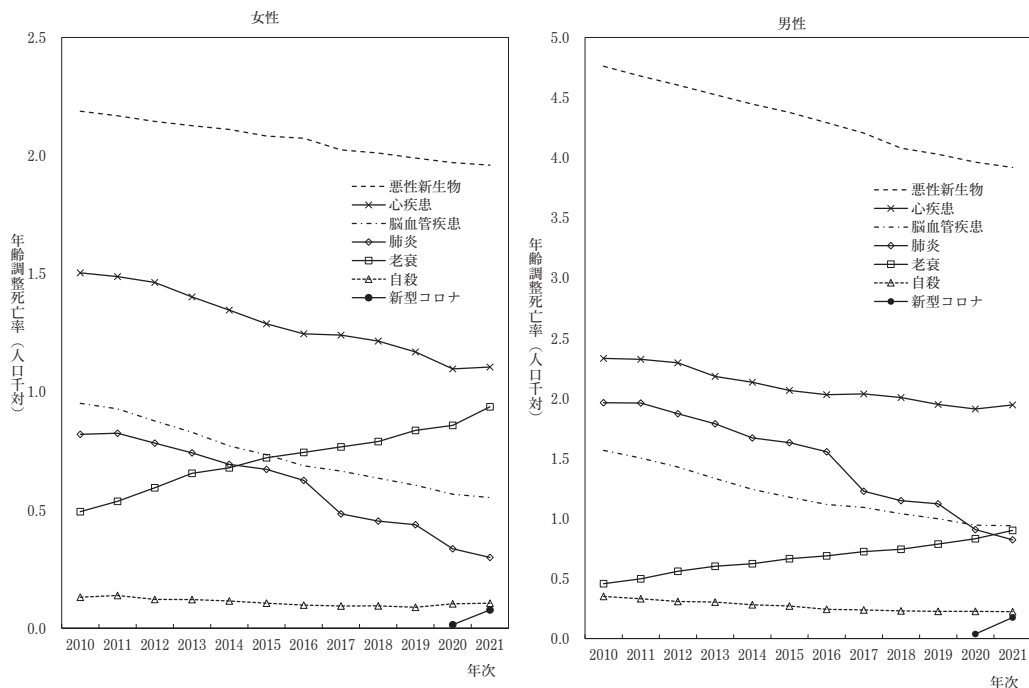


図8 主要死因の年齢調整死亡率の推移

資料：筆者算定

肺炎の減少は実質的な死亡水準変動ではなく、分類が変わっただけの見かけの変動である。これに対し、2020年にはこのような分類上の変更はないことから、肺炎死亡率が本質的な低下をしており、これが2020年の全死因死亡率改善の一因となっている⁵⁾。林他（2021）は、2020年には肺炎、インフルエンザ、慢性閉塞性肺疾患による死亡の減少が観察されるが、マスクの着用、手洗い、三密防止、といった新型コロナ感染症対策がこれら疾患の予防につながった可能性を指摘している。一方、心疾患については、2020年に比べて2021年の年齢調整死亡率が男女とも上昇していることが観察される。

次に、死因別死亡率が平均寿命に及ぼしている影響を見るため、特定死因を除去した場合の平均寿命の伸びの推移を示したものが図9である。なお、しばしば、特定死因を除去した場合の生命表は、「ある死因が克服されたとした場合の生命表」を示すものと説明され、死因としての老衰を克服することはできないとの考え方に立って、特定死因を除去する対象の死因から除外されることがある。しかしながら、本稿においては、ある死因の存在によって失われている平均寿命の大きさを、特定死因を除去した場合の生命表を用いて測定することによって、その死因が及ぼしている影響を測定するための指標として用いていることから、老衰についても他の死因と同様に適用した結果を示している。

図9を見ると、死因ごとの大まかな年次推移については、図8の年齢調整死亡率と概ね

5) より詳細な要因分解については、石井（2022）を参照されたい。

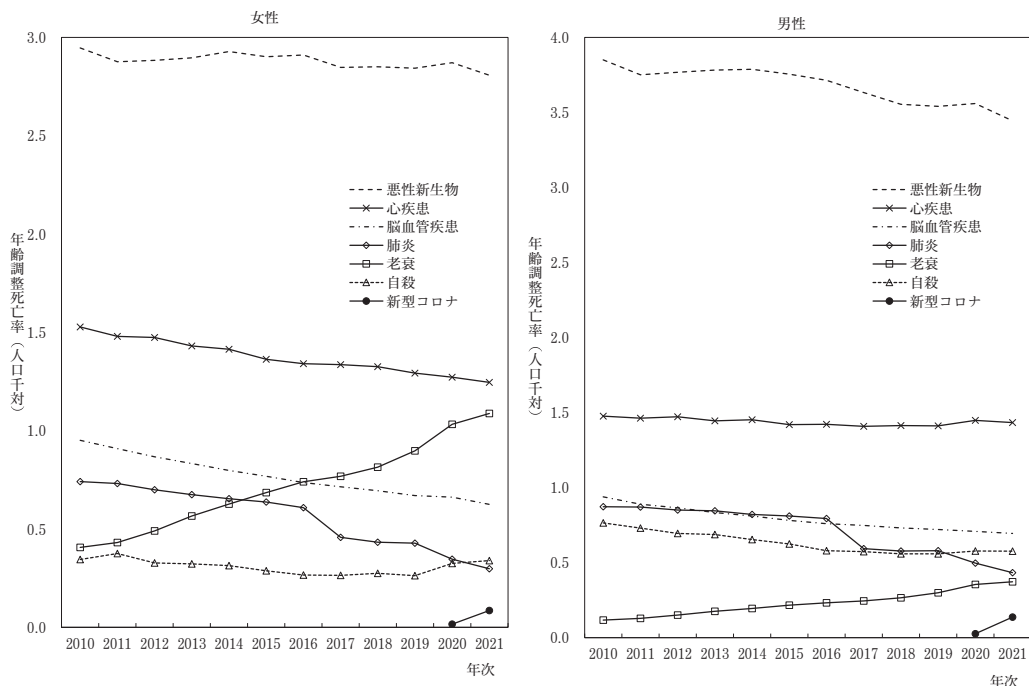


図9 特定死因を除去した場合の平均寿命の伸びの推移

資料：筆者算定

類似しているが、特定死因を除去した場合の平均寿命の伸びでは、年齢調整死亡率で見られた心疾患の2021年の上昇が見られないことと、特に女性の自殺について、2019年までのレベルに対して、2020年、2021年が高い水準となっているとの特徴が見られる。

そこで、さらに心疾患と自殺について、月別の年齢調整死亡率の推移を示したものが、図10、11である。ここで、年齢調整死亡率の分子となる月別・年齢階級別・死因別死亡数の確定数は、人口動態調査の二次利用により集計しているため、本稿執筆時点では2020年までしかデータが得られない。そこで、2021年は月報による概数を用いた結果を示している。

ここで、概数と確定数の死亡数を月別に比較する場合の留意点について述べておく。一般に、概数と確定数の月別死亡数を比較すると、全死因死亡数は、1月では確定数より概数が大きくなる傾向があるのに対して、12月は逆に確定数より概数が小さくなる傾向が存在している。また、この乖離のパターンや程度は死因によって異なっているため、両者を比較する際には十分な注意が必要となる。図10、11では、実線で確定数、点線で概数を示しているが、心疾患では確定数と概数の乖離が比較的小さいのに対して、自殺については大きいことがわかる。なお、階段状の破線で示しているのは暦年単位の年齢調整死亡率(確定数)である。

図10の心疾患については、冬に死亡率が高く、夏に低いという月別の季節パターンは概ね変動することなく、暦年の年齢調整死亡率の上下に概ね対応する形で推移している。

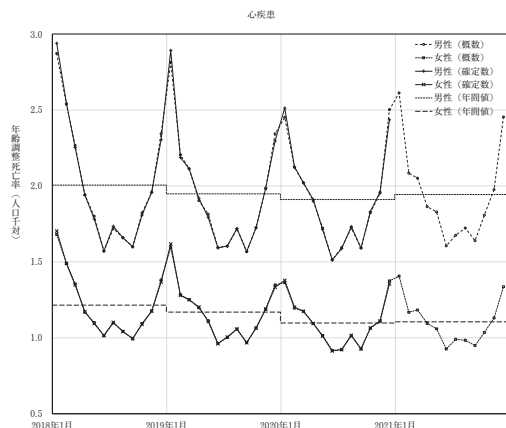


図10 月別年齢調整死亡率の推移（心疾患，2018～2021年）

資料：筆者算定

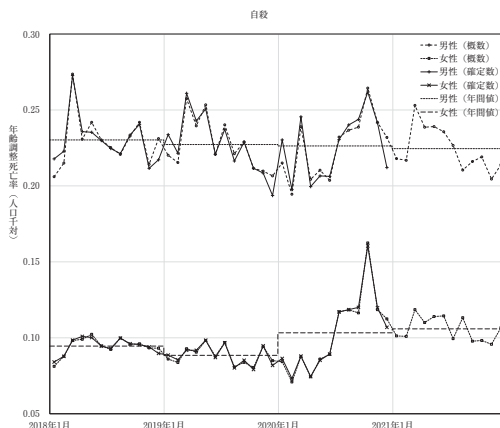


図11 月別年齢調整死亡率の推移（自殺，2018～2021年）

資料：筆者算定

2020年の女性の月別年齢調整死亡率を対前年同月と比較すると、特に1月の低下が大きく、これが、2020年の暦年の年齢調整死亡率の低下が大きい原因となっていることがわかる。一方で、2020年から2021年への男性の年齢調整死亡率の上昇については、1月の対前年同月上昇がやや高いものの、全体としてパターンが上方に移動するような形で変化している。

一方、自殺を示した図11では、男女とも心疾患に見られるような季節的なパターンは明確ではない。また、特に女性の年齢調整死亡率を見ると、2020年6月までは概ね同程度で、やや緩やかな低下傾向で推移してきたものの、7月以降急速に死亡率が上昇し、特に10月に極めて高い値を取っている。11月以降、年齢調整死亡率は低下するが、そのレベルは2020年前半のレベルよりは高いレベルが継続されている。

新型コロナ感染拡大下において、わが国の女性の自殺が増加したことについては、2020年9月までの超過死亡数を用いて分析を行った Nomura et al. (2021) や、2021年9月までの粗死亡率と20-29歳死亡率、年齢階級別死亡数を用いて分析を行った Horita and Moriguchi (2022) などの先行研究においても指摘されている。本研究は、これらとは異なり、年齢調整死亡率・生命表を用いた分析を示したものであるが、その結果についてはこれらの先行研究と整合的であるといえよう。

なお、2020年10月に特に女性の自殺が多かったことについて、「第4回自殺総合対策の推進に関する有識者会議」の資料である清水(2021)では、著名人の自殺やそれに関する報道との関連性についての分析を行っている。また、同資料では、近年、「子ども(児童生徒)」や「若年女性」等の自殺が急増しているが、自殺報道のようなトリガーによってランドスライド的に自殺が急増しかねない社会状況があるのではないかと、との指摘を行っており、2020年10月の自殺増も、コロナ禍という社会状況において自殺のリスクが高まっている中、何らかのきっかけによって自殺が集中的に起きたことが原因であることが一つの可能性として考えられよう。

最後に、以上の死因動向を総合し、図3において示した平均寿命の推移について、2019～2021年間の変動を死因別に分析する。図12は、2019年から2020年への平均寿命の伸び（女性：0.299年、男性：0.210年）、2020年から2021年への平均寿命の伸び（女性：-0.134年、男性：-0.092年）を主要死因別の寄与年数に要因分解し、棒グラフとして示したものである。また、2019年から2020年、2020年から2021年を合計して2019年から2021年の伸びの要因分解としたものを折れ線グラフで示し、その値をグラフ内に示した。

なお、ここでは、主要死因である6死因と、それ以外の全ての死因を「その他」とし、さらに、「その他」の中に含まれる新型コロナウイルス感染症を、「新型コロナ（再掲）」として示している。したがって、6死因と「その他」を合計したものは平均寿命の伸びに一致するが、「新型コロナ（再掲）」のみは「その他」の内訳になっていることに注意されたい。

図12を見ると、男女とも新型コロナウイルス感染症が2019～2021年を通じてマイナスに働いており、特に2020～2021年でその影響は大きい。また、女性よりも男性でのマイナス幅がより大きいものとなっている。また、2019～2020年において平均寿命を伸長させた主要な要因の一つであった肺炎は、2020～2021年についてもプラスに働いていることが観察される。

また、2021年に年齢調整死亡率が上昇した心疾患については、男女とも2020～2021年についてマイナスの寄与となっている。2019～2020年については男性でもプラスではあるもののほとんど0に近い値であるが、女性については大きくプラスに働いている。

また、2020年に年齢調整死亡率が上昇した女性の自殺に関しては、2019～2020年の平均寿命の伸びに関して、大きなマイナス要因となっている。2020～2021年についてはマイナス幅は小さくなっているものの、これは特定死因を除去した場合の平均寿命の伸びや月別年齢調整死亡率において観察した通り、引き続き高い死亡水準が継続していることによるものである。2019～2021年を通じて観察した場合、一貫して増加傾向にある老衰を除くと、男性のマイナス要因としては新型コロナが-0.137年と圧倒的に大きい。女性については

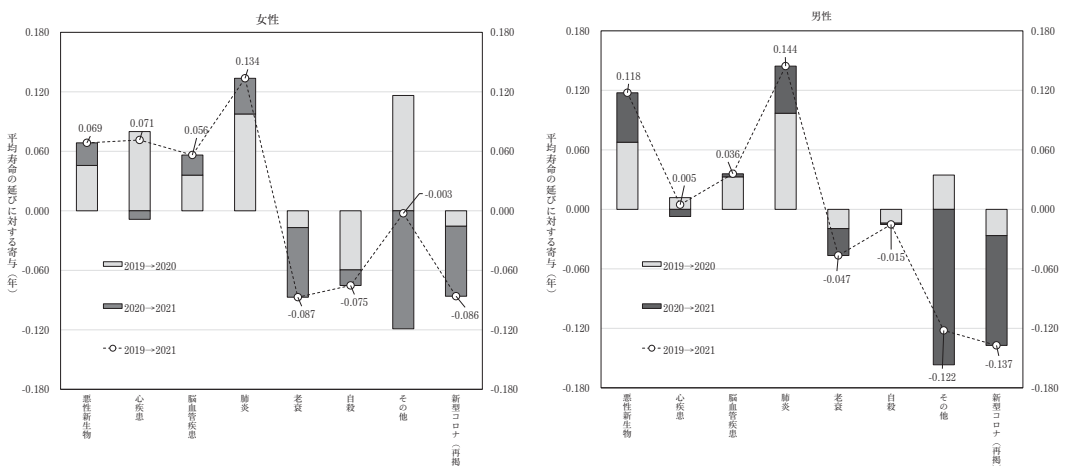


図12 平均寿命の伸びに対する死因別寄与年数（2019～2021年）

資料：筆者算定

新型コロナが-0.086年であるのに対して、自殺が-0.075年と新型コロナに匹敵するほどのマイナス要因となっているのである。なお、2019～2021年の女性の平均寿命の伸びに対する自殺の寄与年数-0.075年のうち、15～29歳の寄与年数が-0.041年、30～44歳の寄与年数が-0.018年であり、両者の和-0.059年は全体の8割近くを占めている。このように、自殺が平均寿命を引き上げる効果は、若年層の影響が極めて大きいことが理解できる。

おわりに

本研究では、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人口学的に観察する観点から、年齢調整死亡率と生命表による指標を用いて、近年の死亡動向に関する分析を行った。本研究で示された結果をまとめると以下の通りである。

まず、実績値とトレンドの乖離について、年齢調整死亡率から観察すると、2019年は期待値と実績値は概ね同水準であった一方、2020年の年齢調整死亡率の対前年低下幅は、死亡率改善のトレンドに基づくものよりも大きいものであった。2021年は男女とも期待値よりも実績値が高く、死亡水準は悪化したものの、それらは2019年よりは低いレベルであるとともに、近年のトレンドから見て、著しく悪化したというわけではないことが示された。一方、平均寿命から観察すると、2019年の期待値と実績値は概ね同水準であったが、2020年の実績値は、女性ではトレンドに基づくよりも高い一方で、男性についてはトレンドに基づくものと概ね同水準であった。また、2021年では男女とも実績値が期待値を下回ったが、男性の乖離がやや大きいことが示された。

次に、実績値の年次推移に関する死因分析として、主要死因の年齢調整死亡率の推移と、特定死因を除去した場合の平均寿命の伸びの推移を観察した。2020年には新型コロナによる年齢調整死亡率は低かったものの、2021年には男女とも2020年を大きく超える値となった。老衰は一貫して上昇してきている一方、2020年には肺炎死亡率が大きく低下し、これが2020年の全死因の年齢調整死亡率を引き下げる要因となった。一方、心疾患については、2020年に比べて2021年の年齢調整死亡率が男女とも上昇した。これに対して、特定死因を除去した場合の平均寿命の伸びの推移は、年齢調整死亡率の動向と概ね類似しているものの、年齢調整死亡率の推移で見られた心疾患の2021年の上昇が見られないことと、女性の自殺について、2019年までのレベルに対して、2020年、2021年が高い水準となっているとの特徴が見られた。そこで、さらに心疾患と自殺について月別の年齢調整死亡率の推移を観察したところ、心疾患については月別の季節パターンは概ね変動することなく、暦年の年齢調整死亡率の上下に概ね対応する形で推移していた。これに対して、特に女性の自殺の年齢調整死亡率は、2020年6月までは概ね同程度で、やや緩やかな低下傾向で推移してきたものの、7月以降急速に死亡率が上昇し、特に10月に極めて高い値となっていた。11月以降、年齢調整死亡率は低下するが、そのレベルは2020年前半のレベルよりは高いレベルが継続されていた。

最後に、以上の死因動向を総合し、2019～2021年の間の平均寿命の伸びの死因別寄与年

数を観察した。男女とも新型コロナ感染症がこの間を通じてマイナスに働いていたが、特に2020～2021年でその影響は大きく、女性よりも男性でのマイナス幅がより大きいものとなっていた。また、2019～2020年において平均寿命を延長させた主要な要因の一つであった肺炎は、2020～2021年についてもプラスに働いており、2021年に年齢調整死亡率が上昇した心疾患については、男女とも2020～2021年についてマイナスに寄与していた。2020年に年齢調整死亡率が上昇した女性の自殺に関しては、2019～2020年の平均寿命の延びに関して、大きなマイナス要因となっていた。2020～2021年についてはマイナス幅は小さくなっているものの、これは引き続き高い死亡水準が継続していることによるものであった。2019～2021年を通じた寄与年数について、女性の新型コロナが-0.086年であるのに対して、自殺は-0.075年であり、新型コロナに匹敵するほどのマイナス要因となっていた。また、そのうちの8割近くは15～44歳の寄与が占めており、自殺が平均寿命を引き下げる効果は、若年層の影響が極めて大きいことが明らかとなった。

本研究では、2021年までの死亡状況に関して分析を行ったが、2022年は新型コロナ感染の第6波、第7波の影響によって、死亡者数の増加が見込まれる。しかしながら、冒頭にも述べた通り、わが国では現在急速な高齢化が進行していることから、死亡者数や粗死亡率を観察するだけでなく、年齢構成変化の影響を受けない年齢調整死亡率や生命表を用いて、死亡水準を人口学的に精密に評価することが重要である。今後も、本稿で提示した分析手法を用いつつ、新型コロナ感染症拡大の影響を含むわが国の死亡動向の観察と人口学的分析を継続していくことが必要である。

謝辞

本研究は厚生労働行政推進調査事業費補助金政策科学推進研究事業 JPMH20AA2007（「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）による助成を受けており、本研究で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第33条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれている。また、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。

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。
———（2019）「日本とフランスの長寿化に関する講演とパネルディスカッション」、『人口問題研究』、第75巻、第2号、pp.69-79。
———（2021a）「死亡水準変動の人口学的評価法に関する考察」、『国立社会保障・人口問題研究所ワーキングペーパーシリーズ』、第53号。
———（2021b）「死亡分析の方法（生命表と死亡モデル）」、金子隆一・石井太（編）『長寿・健康の人口学』、原書房、pp.25-42。
———（2022）「日本版死亡データベースで用いる死因分類とその死亡分析への応用」、『人口問題研究』、第78巻、第1号。
国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」。 <http://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp>.

- 清水康之 (2021) 「コロナ禍における自殺の動向」. 第4回自殺総合対策の推進に関する有識者会議 (令和3年11月8日).
- 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.
- 林玲子・別府志海・石井太 (2021) 「日本における新型コロナウイルス感染症と死亡数の減少」, 『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第1報告書』, 国立社会保障・人口問題研究所, pp.27-50.
- Arriaga, E. E. (1984) "Measuring and Explaining the Change in Life Expectancies", *Demography*, Vol. 21, No. 1, pp. 83-96.
- Greville, T. (1981) "Moving-weighted-average smoothing extended to the extremities of the data. II. Methods", *Scandinavian Actuarial Journal*, Vol. 1981, No. 2, pp. 65-81.
- Horita, N. and S. Moriguchi (2022) "Trends in suicide in Japan following the 2019 coronavirus pandemic", *JAMA network open*, Vol. 5, No. 3, pp. e224739-e224739.
- Human Mortality Database. University of California, Berkeley (USA) and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Available at www.mortality.org or www.humanmortality.de.
- 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", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 419, pp. 659-675.
- Nomura, S., T. Kawashima, D. Yoneoka, Y. Tanoue, A. Eguchi, S. Gilmour, Y. Kawamura, N. Harada, and M. Hashizume (2021) "Trends in suicide in Japan by gender during the COVID-19 pandemic, up to September 2020", *Psychiatry research*, Vol. 295, p. 113622.
- Preston, S. H., P. Heuveline, and M. Guillot (2001) *Demography*: Blackwell Publishers Inc.

Analysis of the Mortality Trends in Japan after the Outbreak of COVID-19

ISHII Futoshi

The aim of this study was to analyze recent mortality trends in Japan after the outbreak of COVID-19. Accordingly, age-standardized death rates and life tables were used.

The levels of actual and expected age-standardized death rates were almost the same in 2019, whereas the actual level was lower than expected in 2020. Although the actual rates in 2021 were higher than expected, they had not significantly deteriorated compared to recent trends. The actual life expectancy in 2020 for females was higher than expected, and that for males was almost the same as the expected level. The actual life expectancy for both sexes in 2021 was lower than expected, with a comparatively larger difference for males than females.

Age-standardized death rates for COVID-19 in 2021 were much higher than those in 2020. Death rates from pneumonia plunged in 2020 while deaths from heart disease increased in 2021. Regarding the extension of life expectancy by cause-deleted life tables, female suicides were at a high level in 2020 and 2021. The monthly rates for female suicide rose after July 2020 and remained at a high level thereafter.

A decomposition of the extension of life expectancy between 2019 and 2021 by cause revealed the negative contributions of COVID-19 for both sexes, particularly between 2020 and 2021. The contribution of pneumonia was positive for the period 2019-2021, whereas that of heart disease was negative between 2020 and 2021 and that of female suicide was highly negative between 2019 and 2020. The negative contributions of COVID-19 for females between 2019 and 2021 were -0.086 years, whereas the contributions of female suicide were -0.075 years (almost the same level). The share of the contribution aged from 15 to 44 is nearly 80% in female suicide that reveals crucial impact of the younger aged mortality by suicide.

We analyzed the Japanese mortality trend until 2021 in this study. An increase in the number of deaths in 2022 is expected due to the sixth and seventh waves of infections related to COVID-19. It is important to analyze the level of the mortality not only by the number of deaths or crude death rates, but also by the age-standardized death rates and life tables that are not affected by the change in the age distribution, since we are facing rapid population aging in Japan. It would be desirable to observe and analyze Japanese mortality trends—including those resulting from COVID-19—continuously using the demographic methods presented in this study.

keywords: COVID-19, age-standardized death rates, life expectancy, life tables, mortality analysis