# Working Paper Series

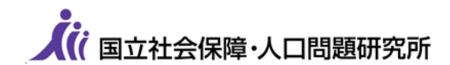
## No.53

# 死亡水準変動の人口学的評価法に関する考察

A Study about the Demographic Evaluation Methods for the Change of Mortality Level

石井 太 Futoshi ISHII

2021年9月 September 2021



〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3 日比谷国際ビル 6 階 http://www.ipss.go.jp

本ワーキング・ペーパーの内容は全て執筆者の個人的見解であり、国立社会保障・人口問題研究所の見解を示すものではありません。

# 死亡水準変動の人口学的評価法に関する考察

石井 太 (慶應義塾大学)

## 要旨

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、多くの先進諸国では、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。しかしながら、2020 (令和 2) 年の人口動態統計月報年計(概数) によれば、2020 年の死亡数は 137.3 万人と前年を 8 千人強下回るという、多くの先進諸国とは異なる結果が観察されている。これは、高齢化による死亡数増を考慮すれば、2020 年は通常の年よりも大きい死亡率改善があったと考えるのが自然である。

この 2020 年の死亡数減少の要因を死因別に観察するために、2019 年と 2020 年の死因別死亡数を 単純に比較しても、その要因は必ずしも明らかなものとはならない。それは第一に、高齢化によっ て、仮に年齢階級別死亡率が一定であったとしても死亡数は増加するため、年齢構成の変化による影響を排除して分析を行う必要があるためである。第二に、近年の死亡水準は継続的に低下するトレンドがあることから、このようなトレンドによる死亡率改善の影響を排除し、トレンドに基づいた 2020 年の期待死亡水準と 2020 年の実績値を比較することが必要であるためである。

そこで、本稿では、第一点については年齢構造の影響を受けない年齢調整死亡率を用いるとともに、第二点については、近年の死亡動向をリー・カーター・モデルを用いて人口学的にモデリングし、トレンドに基づく死亡率の期待水準を推計することによって評価を行い、これらの問題点に対応することとした。その結果によれば、2020年は、トレンドによる変動分を除いても実質的に死亡水準が低下していること、また、その死亡率改善の大きな要因が、肺炎を中心とする呼吸器系疾患の死亡率減少によるものであることが明らかとなった。さらに、2021年の死亡数評価では、前年である2020年に通常のトレンドよりも大きい死亡率改善による死亡数減少があったことから、実績値どうしを単純に比較すると、実質的な増加よりも過大評価されることに注意が必要であることを示した。

わが国の人口高齢化や死亡率の改善トレンドは、当分の間、続いていくものと見込まれる。したがって、本稿で考察した年齢構造やトレンドの影響を考慮した死亡水準変動評価の方法論は、今後も引き続き有効であると考えられる。本稿の評価方法は、人口学方法論における基本的手法に基づいているものであるが、このような方法論は一般的に十分に理解されているとは必ずしも言い難い面もある。今後、本稿で述べたような人口学的な方法論に基づいて死亡水準の変動が適切に評価され、それに基づいて様々な議論が定量的に行われることが望ましいと考えるものである。

### 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、多くの先進諸国では、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。国際的な生命表データベース研究プロジェクトであるHuman Mortality Database(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、2020

年 5 月に Short-Term Mortality Fluctuation(STMF) というデータシリーズの公開を開始した。これは、年齢階級別・性別の週単位の死亡データを収集して提供しているものであり、現在、38 の国や地域のデータが公開されている。Islam et al. (2021) は、この STMF のうちの 29 か国のデータを用いて、一定の前提に基づき、新型コロナウイルス感染症による超過死亡を推計している。この結果によれば、対象とした 29 か国について、2020 年における超過死亡数は全体で 979,000 とされ、3 か国の例外を除いて全ての国で超過死亡があったとされている。この中で、超過死亡が多かった上位 5 か国は、アメリカ (458,000)、イタリア (89,100)、イングランド・ウェールズ (85,400)、スペイン (84,100)、ポーランド (60,100) となっている。

一方、わが国では、2021 年 6 月に 2020 (令和 2) 年の人口動態統計月報年計 (概数) が厚生労働省より公表された。これは、新型コロナ感染症の影響が反映された 2020 年の人口動態事象の動向を年単位で取りまとめたものとしては初めての調査結果となったが、この中で、死亡動向について他の先進諸国とは異なる傾向が観察された。

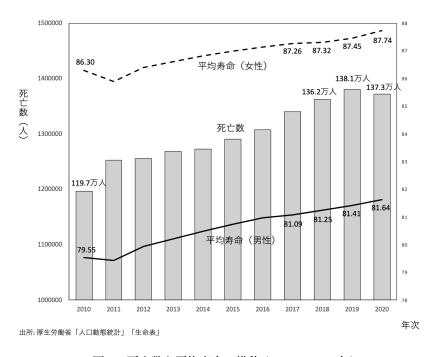


図 1 死亡数と平均寿命の推移 (2010~2020年)

近年のわが国の死亡水準は緩やかな改善基調にあり、平均寿命は 2019 年には男性で 81.41 年、女性で 87.45 年と、2010 年に比べて男性では約 2 年、女性では約 1 年伸長した (図 1)。一方で、死亡数は 2010 年の 119.7 万人から 2019 年には 138.1 万人まで増加しているが、これは人口が高齢化し、死亡率の高い高齢者が増加することによるものである。しかしながら、2020 年の死亡数は 137.3 万人と前年を 8 千人強下回った。これは新型コロナ感染症拡大の中で超過死亡を示す多くの先進諸国とは異なる結果である。これには、わが国で新型コロナ感染症の拡大が他の先進諸国よりも当初低いレベルであったこととの関連も考えられるが、高齢化による死亡数増を考慮すれば、2020 年は通常の年よりも大きい死亡率改善があったと考えるのが自然である。実際、2020 年の簡易生命表による平均寿命は男性で 81.64 年、女性で 87.74 年と、対前年で男性では 0.22 年、女性では 0.30 年の延びとなっており、対前年延びが 2019 年には男性で 0.16 年、女性で 0.13 年、2018 年には男性で 0.16 年、

女性で 0.05 年であったことを考えると、特に女性では近年より高い延びであったことが理解できる。ところで、この 2020 年の死亡数減少の要因を死因別に観察するために、2019 年と 2020 年の死因別死亡数を単純に比較しても、その要因は必ずしも明らかなものとはならない。それは第一に、先に述べたような高齢化によって、仮に年齢階級別死亡率が一定であったとしても死亡数は増加するため、年齢構成の変化による影響を排除して分析を行う必要があるためである。第二に、近年の死亡水準は継続的に低下するトレンドがあることから、このようなトレンドによる死亡率改善の影響を排除し、トレンドに基づいた 2020 年の期待死亡水準と 2020 年の実績値を比較することが必要であるためである。

そこで、本稿では、この二つの影響を排除して死亡水準変動を人口学的に評価する方法について考察し、これを用いて 2020 年の死亡数減少の要因を死因別に分析する。また、これに関連して、2021年の死亡水準評価に関する留意点についても簡単に触れることとしたい\*1。

## 1 データと方法

#### 1.1 データ

本稿においては、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 からは全国ベースの各歳・各年の生命表等を用いているが、特に年齢別死亡率について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、人口動態調査については、本稿執筆時点においては確定数は 2019 年までとなっており、2020年については概数を用いている。さらに、本稿における死因分析では、死因分類について以下の 2 種類の分類を用いている。一つは、ICD-10 の Chapter に対応した、死因簡単分類の下 3 桁が 000 である分類であり、本稿ではこれを「死因簡単分類グループ」と呼ぶ。もう一つは、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)」である。

#### 1.2 方法

「はじめに」で述べた通り、2019 年から 2020 年への死亡水準変動の評価にあたっては、年齢構成の変化による影響の排除、トレンドに基づく死亡率改善の影響の排除、の二点に関する考慮が必要となる。

まず、第一点については、年齢構成の違いによる影響を排除する標準化手法を用いた指標である年齢調整死亡率を用いることによって解決できる (Preston et al. 2001)。一般に、ある人口集団の粗死亡率 CDR は、年齢階級別死亡率を  $M_i$ 、年齢階級別人口割合を  $C_i$  とした時、

$$CDR = \sum_{i} M_i \cdot C_i$$

と表されるが、この $C_i$ は対象となる人口集団の年齢構成によって異なるため、粗死亡率はその影響

<sup>\*1</sup> 本稿は、石井 (2021a) で行った死亡分析を基礎としつつ、新たな分析を加えるとともに、方法論について詳細に論じたものである。ただし、石井 (2021a) の執筆時点で公表されていなかった 2020 年人口動態統計月報の詳細なデータを用いるとともに、これに対応して推計方法等を修正したため、分析結果については一致しないことに注意されたい。

を受けてしまう。そこで、基準となる人口の年齢構成  $C_i^S$  を一つ決めておき、 $C_i$  の代わりに  $C_i^S$  を用いて算定される粗死亡率に相当する年齢調整死亡率

$$ASDR = \sum_{i} M_i \cdot C_i^S$$

を用いるのが直接法の標準化である。この年齢調整死亡率は対象となる人口集団の年齢構成によらないことから、年齢構成の違いによる影響を排除した死亡水準の評価が可能である。

一般に基準となる人口の取り方は任意であるが、本稿では、厚生労働省 (2020) の「基準人口の改訂に向けた検討会」で提案された新たな基準人口 (平成 27 年平滑化人口) を用いた。また、年齢調整死亡率の算定に必要となる年齢階級別死亡率の分母については、JMD のリスク対応延べ年数を用いた (石井 2021b)。

一方、第二点については、近年の死亡動向を人口学的にモデリングし、トレンドに基づく死亡率の 期待水準を推計することによって対応できる。具体的には、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  $2005\sim2019$  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

ax: 対数死亡率の標準的な年齢パターン

k+: 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。この期待水準と実績の死亡水準を比較することにより、第二点の考慮を行った評価が可能となる。

次に、本稿では、2020年の死亡水準評価に加え、2021年の死亡数に関する評価も行うため、2020年、2021年のリスク対応延べ年数が必要となる\*2。そこで、JMDの2020年1月1日現在人口を出発点として、リー・カーター・モデルによって補外した2020年、2021年の性別・年齢別死亡率を用い、2021,2022年1月1日現在人口を推計した。ただし、年齢別出生率は2020年の人口動態統計月報に基づく値が2020、2021年で一定であるとし、出生性比は国立社会保障・人口問題研究所(2017)「日本の将来推計人口(平成29年推計)」の仮定値105.2を用いた。また、国際人口移動はないものとした。

次に、これを用いて 2020、2021 年のリスク対応延べ年数を推計するが、2020、2021 年の年齢別死亡数 (推計値) は生年別・年齢別の死亡数であるレキシス・トライアングル\*3に分けることができないことから、以下のように推計した。

 $<sup>^{*2}</sup>$  2020 年については、2020 年の人口動態統計の二次利用が可能となった以降は、推計によらず算出が可能である。

<sup>\*3</sup> レキシス・トライアングル別死亡数やそれを用いたリスク対応延べ年数の推計などに関する JMD での取扱いなどについては、石井 (2015) を参照されたい。

まず、 $_1P_x(t)$  を t 年 1 月 1 日現在 (t=2020,2021) の満年齢 x 歳 (年齢階級 [x,x+1]) 人口 ( $x=0,1,\ldots,109,110+$ )、 $_1E_x[t,t+1]$  を t 年 1 月 1 日~t+1 年 1 月 1 日の期間における満年齢 x 歳 (年齢階級 [x,x+1]) のリスク対応延べ年数とし、 $t=2000,2001,\cdots,2019$  に対する、リスク対応延べ年数の平均人口に対する比の平均値  $_1\tilde{R}_x^{EP}$  を、JMD を用いて

$$_{1}\tilde{R}_{x}^{EP} = \frac{1}{20} \sum_{t=2000}^{2019} \frac{_{1}E_{x}[t,t+1]}{(_{1}P_{x}(t) + _{1}P_{x}(t+1))/2}$$

として求めた。ただし、この  $_1\tilde{R}_x^{EP}$  は超高齢層では安定性を欠くことから、 $x=95,\cdots,105$  歳の値を線形回帰して補外することにより  $x=106,\cdots,109,110+$  の値を求め、これに置き換えたものを改めて、 $_1R_x^{EP}$ : リスク対応延べ年数の平均人口に対する比とした。そして、2020、2021 年のリスク対応延べ年数を、

$$_{1}E_{x}[t,t+1] = \frac{_{1}P_{x}(t) + _{1}P_{x}(t+1)}{2} \cdot _{1}R_{x}^{EP}$$

により推計した。

以上により、2020年の年齢調整死亡率について、実績値 (見込)とトレンドに基づく期待値が推計できる。以下では、これらをそれぞれ 2020年実績値、2020年期待値と呼ぶこととする。この時、2019年実績値から 2020年実績値への年齢調整死亡率の変動は、トレンドによる 2019年実績値から 2020年期待値への変動と、実質的な変化を表す 2020年期待値から 2020年実績値への変動に分けて捉えることが可能となる\*4。さらに、これらを死因別に要因分解するため、2020年死因別年齢調整死亡率期待値を、2019年死因別年齢調整死亡率実績値の全死因年齢調整死亡率実績値に対する割合に、2020年の全死因の年齢調整死亡率期待値に乗ずることにより推計した。

以上を数式を用いて表すと以下の通りである。 $r_A(t)$ ,  $r_E(t)$  を、それぞれ、t 年の全死因の年齢調整死亡率の実績値、期待値とすると、2019 年実績値から 2020 年実績値への変動は、

$$r_A(2020) - r_A(2019) = (r_A(2020) - r_E(2020)) + (r_E(2020) - r_A(2019))$$

として、トレンドによる変動  $r_E(2020)-r_A(2019)$  と、実質的な変動  $r_A(2020)-r_E(2020)$  に分けられる。さらに、この実質的な変動を死因別に分解するために、 $r_A^{(i)}(t),r_E^{(i)}(t)$  を、t 年の死因 i の年齢調整死亡率の実績値、期待値とし、 $r_E^{(i)}(2020)$  を、

$$r_E^{(i)}(2020) = \frac{r_A^{(i)}(2019)}{r_A(2019)} r_E(2020)$$

とすると、実質的な変動を、

$$r_A(2020) - r_E(2020) = \sum_i \left( r_A^{(i)}(2020) - r_E^{(i)}(2020) \right)$$

として死因別に要因分解できることとなる。

 $<sup>^{*4}</sup>$  厳密には、2019 年実績値と 2019 年期待値の間の変動の考慮が必要であるが、リー・カーター・モデルの  $a_x$  を、基礎 とした期間の最後の 3 年間 (2017~2019 年) の平均としていることから、この 3 年間内に著しい死亡水準変動がない 場合、2019 年実績値と 2019 年期待値の間に大きな乖離は生じない。

## 2 結果と考察

### 2.1 リー・カーター・モデルによる死亡率推計

最初にリー・カーター・モデルによる死亡率推計の結果について述べる。図2の赤い線は、1.2節の方法に基づいて死亡率推計を行った結果の平均寿命を実績値とともに示したものである。また、この死亡率推計の安定性を検証する観点から、リー・カーター・モデルの基礎となる期間の最終年次を2015~2019年まで変更した結果も同時に示している。全てについて、実線が基礎期間内の推計結果、破線が外挿結果を示しており、外挿は2年分行っている。これによれば、リー・カーター・モデルによる平均寿命は、実績値の平均寿命を概ね直線的な変化で近似したものとなっており、また、基礎となる期間の最終年次の変更によっても外挿値は大きく変動することがなく、安定的であることが確認できる。

### 平均寿命の実績値と推計値 88 女性 86 84 平均寿命 82 男性 8 2015 2016 2017 2018 2019 2005 2010 2015 2020 年次

図2 平均寿命の実績値と推計値

### 2.2 2019~20 年の年齢調整死亡率変動評価

図 3 は 2005~2020 年における全死因の年齢調整死亡率の実績値とトレンドに基づく期待値の推移を示したものである。東日本大震災があった 2011 年を除き、期待値は実績値を概ね線形関数で近似したような動きをしていることが見て取れる。そして、直近の 2020 年については、実績値が期待値を下回っていることが確認できる。すなわち、2020 年の年齢調整死亡率は 2019 年よりも低下しているが、その低下幅は死亡率改善のトレンドに基づくものよりもさらに大きいものであったことが理解できる。

#### 年齢調整死亡率の推移(実績値と期待値)

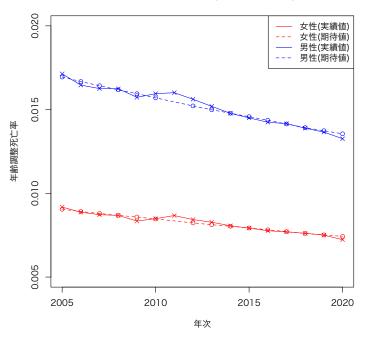
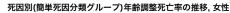


図3 年齢調整死亡率の推移 (実績値と期待値,全死因)



#### 死因別(簡単死因分類グループ)年齢調整死亡率の推移, 男性

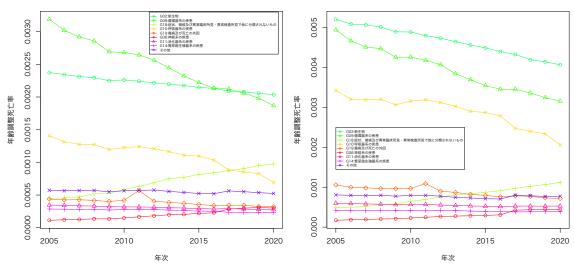


図 4 死因別 (簡単死因分類グループ) 年齢 調整死亡率の推移, 女性

図 5 死因別 (簡単死因分類グループ) 年齢 調整死亡率の推移, 男性

次に、これを死因別に観察する観点から、死因簡単分類グループによる年齢調整死亡率の 2005~2020 年における推移を示したものが図 4、5 である。なお、死因簡単分類グループは全部で 20 分類存在するが、ここでは 2020 年の女性の年齢調整死亡率が高いものから 8 つの死因を選択し、それ以外は「その他」として計上している。なお、2020 年において、これらの 8 つの死因で、男女とも全死因の 9 割以上がカバーされている。

図 4、5 を見ると、男女ともこの期間内で、「G02: 新生物」、「G09:循環器系の疾患」、「G10:呼吸器系の疾患」は概ね減少基調にあり、全死因の年齢調整死亡率の低下に寄与している。一方、「G18:症状、徴候及び異常臨床所見・異常検査所見で他に分類されないもの」、「G06:神経系の疾患」 は増加基調にあるが、G18 の中では「老衰」の、G06 の中では「アルツハイマー病」の年齢調整死亡率の増加が著しい。

全体的な死亡水準が改善する中、老衰の死亡率が悪化していることは、近年のわが国の死因動向の一つの特徴ともいえるが、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)。

なお、いくつかの年次で特徴的な動きが見られる。2011年に「G19:傷病及び死亡の外因」が一年だけ突出しているのは東日本大震災の影響である。また、「G10:呼吸器系の疾患」は、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。実際、図からは、2017年に「G06:神経系の疾患」が増加していることが観察される。したがって、2017年の「G10:呼吸器系の疾患」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とが理解できる。一方、2020年にはこのような分類上の変更はないことから、呼吸器系の疾患による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ことが理解できる。林[等](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。

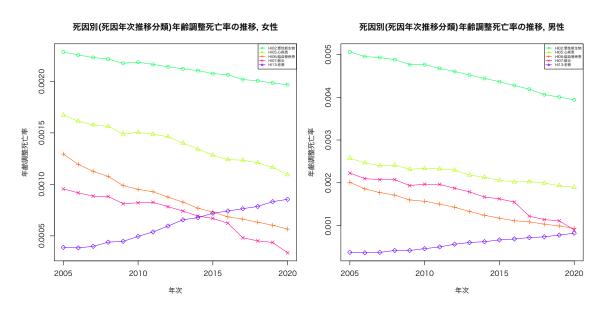


図 6 死因別 (死因年次推移分類) 年齢調整 死亡率の推移, 女性

図7 死因別 (死因年次推移分類) 年齢調整 死亡率の推移、男性

このような傾向は、4大死因 (悪性新生物、心疾患、脳血管疾患、肺炎) に老衰を合わせた5つの主要死因を、死因年次推移分類から抽出して示した図 6、7 からも観察される。「HI02:悪性新生物」は「G02: 新生物」の大きな部分を占めており、「HI05:心疾患」と「HI06:脳血管疾患」は合わせて「G09:循環器系の疾患」の大きな部分を構成していて、これらは死因簡単分類グループでの動向で見た通り、減少基調に従っている。一方で、「HI13:老衰」の増加基調は、「G18:症状、徴候及び異常臨床所見・異常検査所見で他に分類されないもの」と整合している。そして、「HI07:肺炎」も「G10:呼吸器系の疾患」の大きい部分を占めていることから、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、「G10:呼吸器系の疾患」と同様、2017年がICD改正による見かけ上の影響であるのに対し、2020年が実質的な減少となっており、2020年の全死因死亡率改善の大きな要因が肺炎死亡率減少であることが理解できる。

表 1 2019~20年の年齢調整死亡率変動の死因別要因分解(死因簡単分類グループ)

											(人口千対)
		合計	G02	G09	G18	G10	G19	G06	G11	G14	その他
			新生物	循環器系の	症状、徴候	呼吸器系の	傷病及び死	神経系の疾	消化器系の	腎尿路生殖	
				疾患	及び異常臨	疾患	亡の外因	患	疾患	器系の疾患	
					床所見・異						
					常検査所見						
					で他に分類						
					されないも						
					o O						
	(A) 2019実績値	7. 50	2. 06	1. 98	0. 95	0. 83	0. 32	0. 31	0. 28	0. 23	0. 54
	(B) 2020期待値	7. 43	2. 04	1. 96	0. 94	0. 82	0. 32	0. 31	0. 28	0. 23	0. 53
	(C) 2020実績値	7. 23	2. 04	1. 87	0. 97	0. 69	0. 32	0. 30	0. 28	0. 24	0. 52
	(C) - (A)	-0. 27	-0. 02	-0. 11	0. 02	-0. 14	0.00	-0. 01	0.00	0.00	-0. 01
女性	(B) - (A)	-0. 07	-0. 02	-0. 02	-0. 01	-0. 01	0.00	0.00	0.00	0.00	-0. 01
	(C) - (B)	-0. 20	0.00	-0. 09	0. 03	-0. 13	0.00	-0. 01	0.00	0.00	-0. 01
	(C)-(A)の構成割合	100.0%	7. 6%	41.8%	-9. 2%	50.3%	0. 8%	3. 2%	1. 3%	-0. 2%	4. 5%
	(B)-(A)の構成割合	100.0%	27. 4%	26. 4%	12. 7%	11.0%	4. 3%	4. 1%	3. 7%	3.1%	7. 2%
	(C)-(B)の構成割合	100.0%	0. 3%	47. 5%	-17. 3%	65.0%	-0.6%	2. 8%	0. 3%	-1.5%	3. 5%
男性	(A) 2019実績値	13. 66	4. 14	3. 25	1. 07	2. 34	0. 73	0. 45	0. 53	0. 39	0. 77
	(B) 2020期待値	13. 55	4. 11	3. 22	1.06	2. 32	0. 73	0. 44	0. 52	0. 38	0. 76
	(C) 2020実績値	13. 26	4. 07	3. 16	1. 12	2. 06	0. 71	0. 44	0. 53	0. 39	0. 78
	(C) - (A)	-0. 40	-0. 07	-0. 09	0. 06	-0. 28	-0. 02	-0. 01	0. 00	0.00	0. 01
	(B) - (A)	-0. 10	-0. 03	-0. 02	-0. 01	-0. 02	-0. 01	0.00	0.00	0.00	-0. 01
	(C) - (B)	-0. 30	-0. 04	-0. 07	0. 06	-0. 26	-0. 01	0.00	0. 01	0.00	0. 01
1	(C)-(A)の構成割合	100.0%	18. 5%	22. 7%	-13. 9%	69. 5%	4. 6%	1.9%	-0.8%	-0.5%	-1.7%
	(B)-(A)の構成割合	100.0%	30. 3%		7. 8%	17. 1%	5. 4%	3. 3%	3.8%	2. 8%	5. 6%
	(C)-(B)の構成割合	100.0%	14. 4%	22. 4%	-21.4%	87. 5%	4. 3%	1.4%	-2. 4%	-1.6%	-4. 3%

次に、1.2 節で述べた方法に基づき、2019~20 年の年齢調整死亡率変動を死因別に要因分解した結果を見てみよう。表 1 は、死因簡単分類グループによる結果を示したものである。ここで女性の結果を見ると、全死因の年齢調整死亡率は 2019 年実績値 (A) が人口千対(以下同様)で 7.50、2020 年実績値 (C) が 7.23 で、対前年の変動である (C)-(A) は-0.27 となっている。一方、トレンドに基づく 2020 年期待値 (B) は 7.43 であり、実質的な変動 (B)-(A) は-0.20 となっていることから、2020 年はトレンドによる変動分を除いても実質的に死亡水準が低下していることが定量的に理解できる。さらに、実質的な変動である (C)-(B) の死因別構成割合を見てみよう。この変動には、死因の構成割合の時系列変化が考慮されていないため、減少基調にある死因ではプラス、増加基調にある死因ではマイナスに働くこととなるが、それを考慮した上でも、「G10:呼吸器系の疾患」のプラスでの寄与は他の死因に比べて極めて大きく、2020 年の実質的な死亡水準低下の要因となっていることが理解できる。これは男性でも同様の結果となっている。

さらに、5つの主要死因による要因分解を示したのが表2である。これを見ると、女性・男性どち

							(人口千対)
		合計	HIO2	HI05	HI06	HI07	HI 13
			悪性新生物	心疾患	脳血管疾患	肺炎	老衰
	(A) 2019実績値	7. 50	1. 98	1. 16	0. 60	0. 44	0. 83
	(B) 2020期待值	7. 43	1. 97	1. 15	0. 60	0. 43	0. 82
	(C) 2020実績値	7. 23	1. 97	1. 09	0. 57	0. 34	0. 85
	(C) – (A)	-0. 27	-0. 02	-0. 07	-0. 04	-0. 10	0. 02
女性	(B) – (A)	-0. 07	-0. 02	-0. 01	-0. 01	0. 00	-0. 01
	(C) – (B)	-0. 20	0.00	-0. 06	-0. 03	-0. 10	0. 03
	(C)-(A)の構成割合	100.0%	6. 5%	26. 0%	13. 7%	37. 3%	-8. 49
	(B)-(A)の構成割合	100.0%	26. 5%	15. 5%	8. 0%	5. 8%	11. 19
	(C)-(B)の構成割合	100.0%	-1.0%	29. 9%	15. 8%	49. 0%	-15. 69
	(A) 2019実績値	13. 66	4. 01	1. 93	0. 99	1. 11	0. 78
	(B) 2020期待値	13. 55	3. 98	1. 92	0. 98	1. 10	0. 77
	(C) 2020実績値	13. 26	3. 94	1. 89	0. 94	0. 90	0. 82
	(C) – (A)	-0. 40	-0. 07	-0. 04	-0. 05	-0. 21	0. 04
男性	(B) – (A)	-0. 10	-0. 03	-0. 01	-0. 01	-0. 01	-0. 01
	(C) – (B)	-0. 30	-0. 04	-0. 02	-0. 05	-0. 20	0. 05
	(C)-(A)の構成割合	100.0%	16. 9%	9. 6%	13. 7%	53. 4%	-11. 39
	(B)-(A)の構成割合	100.0%	29. 3%	14. 2%		8. 1%	5. 79
	(C)-(B)の構成割合	100.0%	12. 6%	8. 1%	15. 9%	69.0%	-17. 29

表 2 2019~20年の年齢調整死亡率変動の死因別要因分解(死因年次推移分類)

らにおいても、実質的な死亡水準の低下である (C)-(B) の死因別構成割合が最も高いのは「HI07:肺炎」であり、2020 年の実質的な死亡水準低下が肺炎の死亡率改善によっていることが理解できる。

#### 2.3 2021 **年の死亡数評価**

ここまで述べた通り、死亡水準の実質的な変動を人口学的に適切に評価するためには、年齢調整やトレンドの影響の排除などが必要であるが、このためには年齢別・死因別の死亡数や、分母となるリスク対応生存延年数など、詳細な人口学的データが必要となる。しかしながら、より直近の動向を捉えるために、人口動態統計の速報など、年齢の情報がない死亡総数を用いて、対前年の増減を観察することもしばしば行われる。そのような場合でも、人口高齢化によって死亡数が増加することなどに注意しながら観察を行うことが必要であるが、特に 2021 年の死亡数評価では、前年である 2020 年に通常のトレンドよりも大きい死亡率改善による死亡数減少があったことに注意が必要である。

図8は、1.2節で述べた方法による期待死亡率を用いて算出した、トレンドに基づく期待死亡数を、実績死亡数と比較したものである。黒の実線が実績死亡数、破線が期待死亡数を示している。期待死亡数は、人口高齢化による増加効果と、トレンドに基づく死亡率改善による減少効果の差し引きの結果として、毎年約2万人程度の増加となっており、2020年には140.7万人、2021年には142.6万人となるものと見込まれる。一方、2020年の実績死亡数は137.3万人であり、期待死亡数よりも3.4万人低くなっていることから、2021年の死亡数を2020年の実績死亡数と単純に比較すると、実質的な増加よりも過大に評価されることとなる。例えば、仮に、2021年の死亡水準がトレンドによる期待水準に回帰しただけであっても、2020年実績値からは対前年で5.3万人の増加であり、これは2020年死亡数に対して3.9%の増加となる。そして、死亡率の改善がトレンドよりも低く、前年である2020年の期待水準や、新型コロナ感染拡大前の2019年の期待水準に留まったとした場合には、死亡数はそれぞれ144.6万人(7.4万人、5.4%増)、146.7万人(9.4万人、6.9%増)となり、さらに大きい増加幅となることが見込まれるのである。

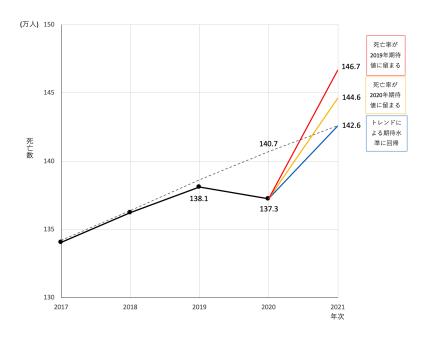


図8 死亡数の推移と見通し

人口動態統計速報によると、2021年1~6月死亡数は、2020年1~6月死亡数と比較して5.5%の増となっている。これは最近の死亡数が1~2%程度で増加していることを考えると大きい増加のように思えるが、図8によれば、これは死亡率が2020年の期待水準に留まったとした場合に近く、このレベルが1年間続いたとしても、死亡水準は前年の期待水準と比べて悪化したわけでないことになる。もちろん、実際の死亡水準の変動は、年齢別の死亡パターンの違いなどにも影響を受けることから、より詳細なデータを用いた評価が必要であるが、死亡数だけの観察においても、本稿で論じたような、人口高齢化の影響やトレンドに基づく死亡率改善の影響に注意する必要性が理解できよう。

なお、新型コロナ感染症を原死因とする死亡数は 2020 年には 3,466 人に留まっていたが、2021 年に入って新型コロナ感染症による死亡数は急増し、国立社会保障・人口問題研究所「新型コロナウィルス感染症について」によれば、1~8 月で既に 12,300 人を超えている\*5。このように、2020 年には全体の死亡数の減少とともに、新型コロナ感染症による死亡数が低いレベルに留まったものの、それ以降の死亡数増加は予断を許さない状況にあり、新型コロナ感染症拡大が死亡に及ぼす影響については今後も引き続き注視していくことが必要である。

## おわりに

本稿では、死亡水準変動の評価に当たり、人口高齢化などによる年齢構成の変化による影響を排除するとともに、近年の死亡水準の低下傾向に鑑み、トレンドに基づく死亡水準変動の影響を排除して評価するための人口学的方法論について述べ、これを用いて、2020年の死亡数減少の要因を死因別に分析した。

わが国の人口高齢化や死亡率の改善トレンドは、当分の間、続いていくものと見込まれる。した

<sup>\*&</sup>lt;sup>5</sup> 国立社会保障・人口問題研究所「新型コロナウィルス感染症について」によれば、死亡者数累計は 2021 年 1 月 4 日現在で 3,679 人、8 月 30 日現在で 15,998 人であり、この間の死亡数は 12,319 人である。

がって、本稿で考察した年齢構造やトレンドの影響を考慮した死亡水準変動評価の方法論は、今後も 引き続き有効であると考えられる。本稿の評価方法は、人口学方法論における基本的手法に基づいて いるものであるが、このような方法論は一般的に十分に理解されているとは必ずしも言い難い面もあ る。今後、本稿で述べたような人口学的な方法論に基づいて死亡水準の変動が適切に評価され、それ に基づいて様々な議論が定量的に行われることが望ましいと考えるものである。

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 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いる。

## 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) 「新型コロナウイルス感染症が出生・死亡に与える影響について」,『生活経済政策』, 第 294 号, pp.9–14.
- —— (2021b) 「日本版死亡データベースの新たな死因分類提案と年齢調整死亡率への応用」,『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第1報告書』,国立社会保障・人口問 題研究所,pp.11-25.
- 厚生労働省 (2020) 「基準人口の改訂に係る検討結果の報告について」. available at https://www.mhlw.go.jp/stf/000020200529\_1.html.
- 国立社会保障・人口問題研究所「新型コロナウィルス感染症について」. http://www.ipss.go.jp/projects/j/Choju/covid19/index.asp.
- —— 「日本版死亡データベース」. http://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp.
- ----- (2017) 『日本の将来推計人口(平成 29 年推計)』,人口問題研究資料第 336 号.
- 林玲子,別府志海,石井太 (2021)「日本における新型コロナ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.
- 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.
- 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., V. M. Shkolnikov, R. J. Acosta, I. Klimkin, I. Kawachi, R. A. Irizarry, G. Alicandro, K. Khunti, T. Yates, D. A. Jdanov et al. (2021) "Excess deaths associated with covid-19 pandemic in 2020: age and sex disaggregated time series analysis in 29 high income countries", *BMJ*, Vol. 373.

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.

Preston, S. H., P. Heuveline, and M. Guillot (2001) Demography: Blackwell Publishers Inc.

## A Study about the Demographic Evaluation Methods for the Change of Mortality Level

## Futoshi ISHII Keio University

The COVID-19 found in the end of 2019 has spread around the world in a short time, and has given various effects such as our way of living. It has also affected the population and its change, and increases of the number of deaths are observed in many developed countries. However, according to the vital statistics in Japan, the number of deaths in 2020 is 1,373 thousand that is about 8 thousand smaller than that in the previous year, which is different from other developed countries. It would be regarded that the improvement of mortality in 2020 is larger than the usual year considering the population aging.

However, we could not elucidate the factors lying in the decrease of the number of deaths in 2020 if we simply compare the numbers in 2019 and 2020. Firstly, the analysis adjusting the effect of the change in the age structure would be needed, since the number of deaths would increase by population aging if the age-specific mortality rates were constant. Secondly, the expected mortality level with the recent trends and the actual one must be compared, since the mortality has been improving in the recent years.

In this study, we tackled these problems as follows. For the first point, we used age-adjusted mortality rates that is not affected by the change in the age structure. For the second point, we modeled the recent mortality rates with the Lee-Carter model, and estimated the expected mortality level that is used for evaluation. We found that the mortality level in 2020 is substantially lower even if we took the morality improvement trends into consideration. Moreover, the main factor of it is the decrease of mortality in the respiratory system including pneumonia. We also noted a possible overestimation of the increase of the number of death from 2020 to 2021, since the mortality improvement in 2020 is larger than the usual trends.

The population aging and mortality improvement in Japan is considered to continue, which assures the validity of the evaluation methods in this study. The method in this study is based on the fundamental demographic methods, although it is not sufficiently understood in general. We hope that the mortality level would be soundly evaluated using the demographic method described in this study, and the discussion would be made more quantitatively based on the evaluations.