

簡易生命表における平均寿命の延びの寄与年数への分解

シュトウ ヨウヘイ ヤスカワ マナブ
 首藤 陽平*1 安川 学*2

目的 簡易生命表においては、平均寿命の前年からの延びに対する死因別寄与年数を公表し、その算定方法を報告書に掲載している。そこで、本論文では、2つの生命表間の平均寿命の差を要因別寄与年数へと分解する手法の一般論を解説し、令和3年簡易生命表における死因別・死亡月別寄与年数への分解結果を解説する。

方法 平均寿命の前年からの延びを、まず年齢階級別の寄与年数へと分解した後、それらをさらに死因別・死亡月別に加法分解することで行列展開し、それを死因・死亡月ごとに足し上げることで要因別寄与年数を求めた。

結論 令和3年簡易生命表における平均寿命の前年からのマイナスの延びの要因別寄与年数をみると、死因別でみると「新型コロナウイルス感染症（COVID-19）」等がマイナスに寄与し、死亡月別でみると12月においてプラス幅が、また、5月においてマイナス幅が最も大きく寄与したことがわかった。

キーワード 簡易生命表、平均寿命、死因、死亡月、要因分解、寄与

I はじめに

厚生労働省では、簡易生命表を毎年公表している。従来から掲載していた「死因別死亡確率」および「特定死因を除去した場合の平均余命の延び」の死因分析に加え、自殺が大幅に寿命を減少させる方向に働いた平成10年簡易生命表から、「平均寿命の延びに対する死因別寄与」を公表している。また、平成24年簡易生命表から、あらためて「平均寿命の前年との差に対する死因別寄与年数」として、その具体的な年数を公表し、報告書にはその算定方法を掲載してきた。

令和3年簡易生命表¹⁾の平均寿命は、前年（第23回生命表（完全生命表））に対して男-0.09年、女-0.14年それぞれ短くなり、報告書に死因別寄与年数とその算定方法を掲載したところであるが、本論文は、算定方法の詳細な解説および死因別寄与に死亡月別寄与を加えたさらなる分析を行うものである。

II 2つの生命表間における平均寿命の差のマトリックス展開

(1) 年齢階級別寄与年数への分解

生命表1と生命表2の2つの生命表が与えられたとき、それらの間の平均寿命の差を、まず年齢階級別の寄与年数へと分解することを考える。また、その前提として、両生命表における年齢階級の刻み方は共通であり、生存数曲線の補間方法は前もって決まっているものとする。このとき、

$$x_0 = 0, \quad x_{i+1} = x_i + n_i \quad (i=0, 1, 2, \dots, \omega)$$

として年齢階級の小さい方から順に、死亡率の組

$$({}_nq_{x_0}, {}_nq_{x_1}, \dots, {}_nq_{x_\omega})$$

が与えられれば、生命表が決定し、平均寿命 e_0 も定まる。これは、平均寿命を死亡率の組の関数とみなせることを意味するから、このことを以下、

$$e_0 = e_0({}_nq_{x_0}, {}_nq_{x_1}, \dots, {}_nq_{x_\omega})$$

*1 厚生労働省政策統括官（統計・情報システム管理、労使関係担当）付参事官（企画調整担当）付審査解析室主査（現：全国健康保険協会本部企画部調査分析・研究グループ主任） *2 同室長補佐

と書くことにする。

生命表1の生命関数は右肩に(1)、生命表2の生命関数は右肩に(2)をそれぞれ付して区別すると、両生命表間の平均寿命の差は、

$$\begin{aligned}
 & \dot{e}_0^{(1)} - \dot{e}_0^{(2)} \\
 &= \dot{e}_0(n_0 q_{x_0}^{(1)}, n_1 q_{x_1}^{(1)}, \dots, n_\omega q_{x_\omega}^{(1)}) \\
 & \quad - \dot{e}_0(n_0 q_{x_0}^{(2)}, n_1 q_{x_1}^{(2)}, \dots, n_\omega q_{x_\omega}^{(2)}) \\
 &= \{\dot{e}_0(n_0 q_{x_0}^{(1)}, \dots, n_{\omega-1} q_{x_{\omega-1}}^{(1)}, n_\omega q_{x_\omega}^{(1)}) \\
 & \quad - \dot{e}_0(n_0 q_{x_0}^{(1)}, \dots, n_{\omega-1} q_{x_{\omega-1}}^{(1)}, n_\omega q_{x_\omega}^{(2)})\} \\
 & \quad + \{\dot{e}_0(n_0 q_{x_0}^{(1)}, \dots, n_{\omega-2} q_{x_{\omega-2}}^{(1)}, n_{\omega-1} q_{x_{\omega-1}}^{(1)}, n_\omega q_{x_\omega}^{(2)}) \\
 & \quad - \dot{e}_0(n_0 q_{x_0}^{(1)}, \dots, n_{\omega-2} q_{x_{\omega-2}}^{(1)}, n_{\omega-1} q_{x_{\omega-1}}^{(2)}, n_\omega q_{x_\omega}^{(2)})\} \\
 & \quad + \dots \\
 & \quad + \{\dot{e}_0(n_0 q_{x_0}^{(1)}, n_1 q_{x_1}^{(2)}, \dots, n_\omega q_{x_\omega}^{(2)}) \\
 & \quad - \dot{e}_0(n_0 q_{x_0}^{(2)}, n_1 q_{x_1}^{(2)}, \dots, n_\omega q_{x_\omega}^{(2)})\}
 \end{aligned}$$

と展開可能であるから、寄与年数 $n_i I_{x_i}$ を、

$$\begin{aligned}
 n_i I_{x_i} &= \dot{e}_0(\text{死亡率}^{(1)}, n_i q_{x_i}^{(1)}, \text{死亡率}^{(2)}) \\
 & \quad - \dot{e}_0(\text{死亡率}^{(1)}, n_i q_{x_i}^{(2)}, \text{死亡率}^{(2)})
 \end{aligned}$$

で定義すると、平均寿命の差は、

$$\dot{e}_0^{(1)} - \dot{e}_0^{(2)} = \sum_{i=0}^{\omega} n_i I_{x_i} \quad \dots \textcircled{1}$$

と分解可能であることがわかる。

ここで、生存数曲線の連続性を考えると^{注1)}、

$$\begin{aligned}
 l_0 \cdot n_i I_{x_i} &= T_0(\text{死亡率}^{(1)}, n_i q_{x_i}^{(1)}, \text{死亡率}^{(2)}) \\
 & \quad - T_0(\text{死亡率}^{(1)}, n_i q_{x_i}^{(2)}, \text{死亡率}^{(2)}) \\
 &= \left(\int_0^{x_{i+1}} l_t^{(1)} dt + \frac{l_{x_{i+1}}^{(1)}}{l_{x_{i+1}}^{(2)}} \int_{x_{i+1}}^{\infty} l_t^{(2)} dt \right) \\
 & \quad - \left(\int_0^{x_i} l_t^{(1)} dt + \frac{l_{x_i}^{(1)}}{l_{x_i}^{(2)}} \int_{x_i}^{\infty} l_t^{(2)} dt \right) \\
 &= \int_{x_i}^{x_{i+1}} l_t^{(1)} dt - \frac{l_{x_i}^{(1)}}{l_{x_i}^{(2)}} \int_{x_i}^{x_{i+1}} l_t^{(2)} dt \\
 & \quad + \left(\frac{l_{x_{i+1}}^{(1)}}{l_{x_{i+1}}^{(2)}} - \frac{l_{x_i}^{(1)}}{l_{x_i}^{(2)}} \right) \int_{x_{i+1}}^{\infty} l_t^{(2)} dt
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= n_i L_{x_i}^{(1)} - \frac{l_{x_i}^{(1)}}{l_{x_i}^{(2)}} \cdot n_i L_{x_i}^{(2)} \\
 & \quad + \left(\frac{l_{x_{i+1}}^{(1)}}{l_{x_{i+1}}^{(2)}} - \frac{l_{x_i}^{(1)}}{l_{x_i}^{(2)}} \right) l_{x_{i+1}}^{(2)} \cdot \dot{e}_{x_{i+1}}^{(2)} \\
 &= (n_i \cdot l_{x_{i+1}}^{(1)} + n_i a_{x_i}^{(1)} \cdot n_i d_{x_i}^{(1)}) \\
 & \quad - \frac{l_{x_i}^{(1)}}{l_{x_i}^{(2)}} (n_i \cdot l_{x_{i+1}}^{(2)} + n_i a_{x_i}^{(2)} \cdot n_i d_{x_i}^{(2)}) \\
 & \quad + (l_{x_{i+1}}^{(1)} - l_{x_i}^{(1)} \cdot n_i p_{x_i}^{(2)}) \dot{e}_{x_{i+1}}^{(2)} \\
 &= (n_i \cdot l_{x_i}^{(1)} \cdot n_i p_{x_i}^{(1)} + n_i a_{x_i}^{(1)} \cdot l_{x_i}^{(1)} \cdot n_i q_{x_i}^{(1)}) \\
 & \quad - \frac{l_{x_i}^{(1)}}{l_{x_i}^{(2)}} (n_i \cdot l_{x_i}^{(2)} \cdot n_i p_{x_i}^{(2)} + n_i a_{x_i}^{(2)} \cdot l_{x_i}^{(2)} \cdot n_i q_{x_i}^{(2)}) \\
 & \quad + (l_{x_i}^{(1)} \cdot n_i p_{x_i}^{(1)} - l_{x_i}^{(1)} \cdot n_i p_{x_i}^{(2)}) \dot{e}_{x_{i+1}}^{(2)} \\
 &= l_{x_i}^{(1)} \{ (n_i - n_i a_{x_i}^{(2)} + \dot{e}_{x_{i+1}}^{(2)}) n_i q_{x_i}^{(2)} \\
 & \quad - (n_i - n_i a_{x_i}^{(1)} + \dot{e}_{x_{i+1}}^{(2)}) n_i q_{x_i}^{(1)} \} \\
 & \quad \dots n_i I_{x_i} = \frac{l_{x_i}^{(1)}}{l_0} \{ (n_i - n_i a_{x_i}^{(2)} + \dot{e}_{x_{i+1}}^{(2)}) n_i q_{x_i}^{(2)} \\
 & \quad - (n_i - n_i a_{x_i}^{(1)} + \dot{e}_{x_{i+1}}^{(2)}) n_i q_{x_i}^{(1)} \} \quad \dots \textcircled{2}
 \end{aligned}$$

を得る。なおここで、 $n_a x$ は平均生存期間と呼ばれるものであって、

$$n L_x = n \cdot l_{x+n} + n a_x \cdot n d_x$$

により定義されるものである。

(2) 要因別分解

次に、年齢階級 x_i 歳以上 $x_i + n_i$ 歳未満における死亡率 $n_i q_{x_i}$ を加法分解することを考える。いま、当該年齢階級における全死亡を、個々の死亡事象の大きさ $n_i D_{x_i}$ の集合とみなしたとき、それが互いに排他的な要因 j に関する大きさ $n_i D_{x_i}^j$ の部分集合の直和に分解されているものとする。すなわち、

$$n_i D_{x_i} = \sum_j n_i D_{x_i}^j$$

なる分解が成り立っているものとする(要因 j としては、死因に限らず、死亡月などを選択してもよい)。

ここで、各要因が互いに独立と仮定すれば、死力 $\mu(t)$ は要因 j による死力 $\mu^j(t)$ に関して、

$$\mu(t) = \sum_j \mu^j(t)$$

と加法分解されるが、これを局所的に

$$\mu^j(t) = \frac{n_i D_{x_i}^j}{n_i D_{x_i}} \mu(t) \quad (x_i \leq t < x_i + n_i) \quad \dots \textcircled{3}$$

と近似可能である。このことから、要因 j に関する生存率 $n_i p_{x_i}^j$ を、

$$\begin{aligned} n_i p_{x_i}^j &= \exp \left(- \int_{x_i}^{x_i + n_i} \mu^j(t) dt \right) \\ &= \exp \left(- \frac{n_i D_{x_i}^j}{n_i D_{x_i}} \int_{x_i}^{x_i + n_i} \mu(t) dt \right) \\ &= (n_i p_{x_i})^{\frac{n_i D_{x_i}^j}{n_i D_{x_i}}} \end{aligned}$$

と評価できることがわかる。ここから、要因 j の死亡率 $n_i q_{x_i}^j$ に関する 1 次近似式

$$\begin{aligned} 1 - n_i q_{x_i}^j &= (1 - n_i q_{x_i})^{\frac{n_i D_{x_i}^j}{n_i D_{x_i}}} \\ &\approx 1 - \frac{n_i D_{x_i}^j}{n_i D_{x_i}} \cdot n_i q_{x_i} \\ \therefore n_i q_{x_i}^j &\approx \frac{n_i D_{x_i}^j}{n_i D_{x_i}} \cdot n_i q_{x_i} \end{aligned}$$

が導かれるので、あらためて

$$n_i q_{x_i}^j = \frac{n_i D_{x_i}^j}{n_i D_{x_i}} \cdot n_i q_{x_i}$$

と定義し直すと、死亡率の加法分解として、

$$n_i q_{x_i} = \sum_j n_i q_{x_i}^j$$

を得る。

この分解を②に代入することで、

$$\begin{aligned} n_i I_{x_i} &= \frac{l_{x_i}^{(1)}}{l_0} \{ (n_i - n_i a_{x_i}^{(2)} + \hat{e}_{x_{i+1}}^{(2)}) n_i q_{x_i}^{(2)} \\ &\quad - (n_i - n_i a_{x_i}^{(1)} + \hat{e}_{x_{i+1}}^{(2)}) n_i q_{x_i}^{(1)} \} \\ &= \frac{l_{x_i}^{(1)}}{l_0} \left\{ (n_i - n_i a_{x_i}^{(2)} + \hat{e}_{x_{i+1}}^{(2)}) \sum_j n_i q_{x_i}^{j(2)} \right. \\ &\quad \left. - (n_i - n_i a_{x_i}^{(1)} + \hat{e}_{x_{i+1}}^{(2)}) \sum_j n_i q_{x_i}^{j(1)} \right\} \\ &= \sum_j \left[\frac{l_{x_i}^{(1)}}{l_0} \{ (n_i - n_i a_{x_i}^{(2)} + \hat{e}_{x_{i+1}}^{(2)}) n_i q_{x_i}^{j(2)} \right. \\ &\quad \left. - (n_i - n_i a_{x_i}^{(1)} + \hat{e}_{x_{i+1}}^{(2)}) n_i q_{x_i}^{j(1)} \} \right] \end{aligned}$$

を得るから、

$$n_i I_{x_i}^j = \frac{l_{x_i}^{(1)}}{l_0} \{ (n_i - n_i a_{x_i}^{(2)} + \hat{e}_{x_{i+1}}^{(2)}) n_i q_{x_i}^{j(2)}$$

と定義すると、

$$n_i I_{x_i} = \sum_j n_i I_{x_i}^j \quad \dots \textcircled{4}$$

が成り立つことがわかる。

(3) マトリックス展開

以上の結果から、④を①へ代入することで、

$$\begin{aligned} \hat{e}_0^{(1)} - \hat{e}_0^{(2)} &= \sum_{i=0}^{\omega} n_i I_{x_i} \\ &= \sum_{i=0}^{\omega} \left(\sum_j n_i I_{x_i}^j \right) \\ &= \sum_j \left(\sum_{i=0}^{\omega} n_i I_{x_i}^j \right) \end{aligned}$$

となり、結局平均寿命の差は、 $i \times j$ のマトリックス

$$\hat{e}_0^{(1)} - \hat{e}_0^{(2)} = \sum_{i,j} n_i I_{x_i}^j \quad \dots \textcircled{5}$$

に展開されることがわかる。

したがって、要因 j の寄与年数 I^j を、

$$I^j = \sum_{i=0}^{\omega} n_i I_{x_i}^j$$

で定義すると、平均寿命の差を要因ごとの寄与年数の和

$$\hat{e}_0^{(1)} - \hat{e}_0^{(2)} = \sum_j I^j \quad \dots \textcircled{6}$$

に分解することができる。

Ⅲ 令和3年簡易生命表への応用

生命表1として令和3年簡易生命表、生命表2として第23回生命表（完全生命表）を取り、令和2年から令和3年にかけての平均寿命の延びを、死因別および死亡月別寄与年数へと分解することを考える^{注2)}。平均寿命の延びはその定義から、

$$\begin{aligned} \hat{e}_0^{(R3)} - \hat{e}_0^{(R2)} &= \frac{T_0^{(R3)}}{l_0} - \frac{T_0^{(R2)}}{l_0} \\ &= \frac{1}{10^5} (T_0^{(R3)} - T_0^{(R2)}) \\ &= \begin{cases} \frac{1}{10^5} (8,147,364 - 8,156,116) \\ \frac{1}{10^5} (8,757,229 - 8,771,274) \end{cases} \end{aligned}$$

$$= \begin{cases} -\frac{8,752}{10^5} : \text{男} \\ -\frac{14,045}{10^5} : \text{女} \end{cases}$$

$$I^j = \sum_{i=0}^{125} I_i^j$$

により求めた。

と計算される^{注3)}が、これを、

$$n_i \equiv 1, \quad x_i = i \quad (i=0, 1, \dots, \omega), \quad \omega = 125$$

として、マトリックスの成分

$$I_i^j = \frac{l_i^{(R3)}}{l_0} \{ \dot{e}_{i+1}^{(R2)} + 1 - a_i^{(R3)} \} q_i^{j(R2)} - \{ \dot{e}_{i+1}^{(R2)} + 1 - a_i^{(R3)} \} q_i^{j(R3)} \}$$

を計算した後^{注4)}、要因 j の寄与年数を、

(1) 死因別寄与年数への分解

要因 j として死因を取ることを考える。すなわち、

「悪性新生物<腫瘍>」「心疾患（高血圧性を除く）」「脳血管疾患」「肺炎」「不慮の事故」「自殺」「慢性閉塞性肺疾患（COPD）」「腎不全」「大動脈瘤及び解離」「肝疾患」「糖尿病」「高血圧性疾患」「結核」「老衰」「その他」「その他の呼吸器

図1 死因別寄与年数（ $\times 10^{-5}$ 年）

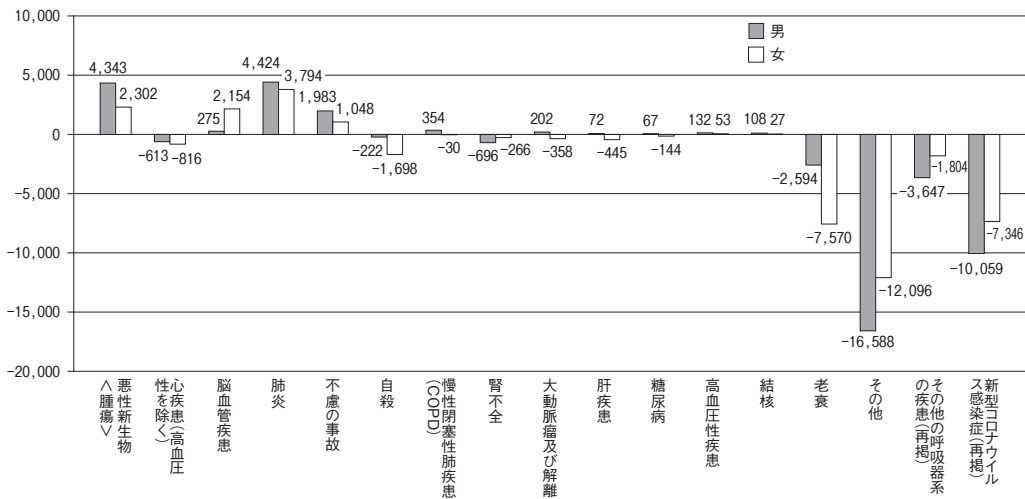
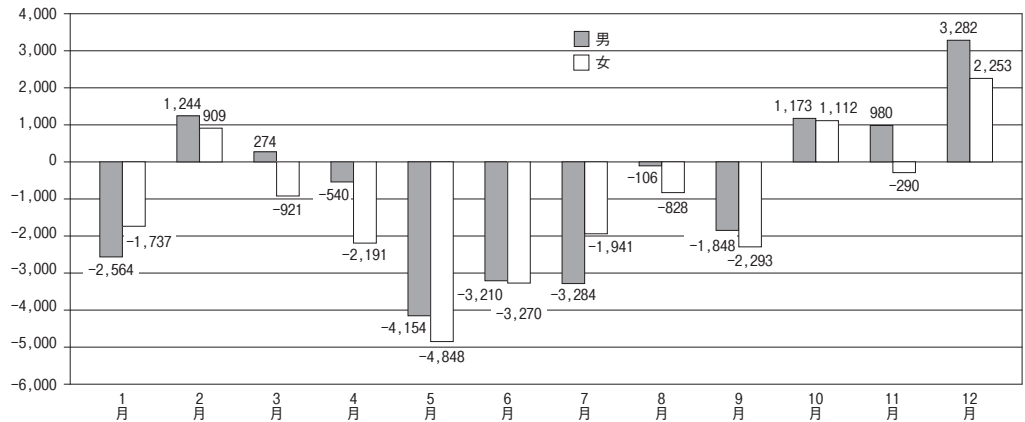


図2 死亡月別寄与年数（ $\times 10^{-5}$ 年）



系の疾患（再掲）」「新型コロナウイルス感染症（COVID-19）（再掲）」

ごとに死亡数を分解し、それぞれの寄与年数（ $\times 10^{-5}$ 年）を求めた（図1）。

図1をみると、「悪性新生物＜腫瘍＞」「肺炎」等による寄与は男女ともプラスであるものの、「新型コロナウイルス感染症（COVID-19）」による寄与は、男 $-10,059(\times 10^{-5})$ 年、女 $-7,346(\times 10^{-5})$ 年と、男女とも大きくマイナスとなっており、これは同死因によって男で0.10歳、女で0.07歳平均寿命が押し下げられたことを意味する。実際、新型コロナウイルス感染症（COVID-19）による死亡者数は、令和2年から令和3年にかけて1万人以上増加している²⁾。また、「その他」による寄与も、男 $-16,588(\times 10^{-5})$ 年、女 $-12,096(\times 10^{-5})$ 年と、大きくマイナスとなっているが、これは「新型コロナウイルス感染症（COVID-19）」が多くを占めていることが読み取れる。

次に寄与のマイナス幅が大きかったのは、男は「その他の呼吸器系の疾患」で $-3,647(\times 10^{-5})$ 年、女は「老衰」で $-7,570(\times 10^{-5})$ 年となっている。

（2）死亡月別寄与年数への分解

要因 j として死因 $\times$ 死亡月を取ることを考える。すなわち、

死亡月：1～12月

ごとに死亡数を分解し、この死因計を求めることで、各月の寄与年数（ $\times 10^{-5}$ 年）を求めた（図2）。

図2をみると、寄与は多くの月でマイナスであり、「新型コロナウイルス感染症（COVID-19）」が全体的に寄与を押し下げる方向に働いていると考えられる。他に「老衰」および「その他の呼吸器系の疾患」も同様に寄与を押し下げていると考えられる。

また、寄与は月によってばらつきがみられる。最もプラスが大きい月は男女ともに12月で、男 $+3,282(\times 10^{-5})$ 年、女 $+2,253(\times 10^{-5})$ 年となっており、最もマイナス幅が大きい月は男女ともに5月で、男 $-4,154(\times 10^{-5})$ 年、女 $-4,848(\times 10^{-5})$ 年となっている。

この原因として、「悪性新生物＜腫瘍＞」および「肺炎」のプラスの寄与が、2月前後に最も大きかったこと、死因別で寄与がマイナスである

「自殺」の寄与が、月別では10月を中心にプラスであったことが挙げられる。また、8月については熱中症の寄与がプラスであり、新型コロナウイルス感染症による外出自粛が一因であると考えられる^{注5)}。なお、1月はインフルエンザの寄与がプラスなものの^{注6)}、新型コロナウイルス感染症等の他の死因により死因計の寄与はマイナスとなっている。

なお、2月がプラスになっている理由として、令和2年がうるう年であった旨も留意する必要がある。

Ⅳ ま と め

2つの生命表の間の平均寿命の差は、平均寿命を死亡率の組の関数とみたときに、死亡率を年齢階級の末尾からひとつずつ置き換えていくことで、年齢階級ごとの寄与年数に分解できる。さらに、死亡数を基にして全死亡を要因ごとの死亡の直和に分解することで、年齢階級別寄与年数を要因ごとの寄与年数へと加法分解可能である。これら2種類の分解から、結局平均寿命の差は（年齢階級） $\times$ （要因）のマトリックスへと展開できることがわかる。

選択可能な要因として、死因や死亡月などが考えられるが、たとえば、令和3年では、新型コロナウイルス感染症の令和2年から令和3年にかけての影響は、死因では大きなマイナス幅として、死亡月では全体的に寄与を押し下げる形として反映される。ただし他の死因の影響により、死亡月別の寄与にはばらつきがみられる。

このように、平均寿命の前年からの延びをマトリックス展開することで、どの死因や死亡月がどのくらい延びに寄与したのかを、定量的に評価することが可能となり、その結果を基に多面的な分析を行うことが可能となる。

最後に、本論文で以上述べたことは、筆者の個人的見解であることを申し添えておく。

注1) 例えば（死亡率⁽¹⁾、 $n_t q_{x_t}^{(1)}$ 、死亡率⁽²⁾）で定まる死亡状況による t 歳における生存数は、 x_{t+1} 歳（ $x_t + n_t$ 歳）未満の区間では生命表1と同じ生存数曲線を描くので生存数は $l_t^{(1)}$ 、 x_{t+1} 歳で生存数が $l_{x_t+n_t}^{(1)}$ となるように接続し、 $x_t + n_t$ 歳以上では生命表2と同じ形

(高さは異なる)の生存数曲線を描くので生存数は $(l_{x_{i+1}}^{(1)}/l_{x_{i+1}}^{(2)}) \times l_i^{(2)}$ となる。定常人口はこの生存数の積分である。

- 注2) 寄与分解を作成方法³⁾⁴⁾が共通な生命表同士で行うため、まず生命表2として令和2年簡易生命表⁵⁾(国勢調査人口を用いて再計算したもの)を取り寄与分解を行った後、寄与の合計が令和3年簡易生命表と第23回完全生命表の平均寿命の差に等しくなるように一律で補正を行うことで各寄与を計算した。
- 注3) 第23回生命表(完全生命表)から令和3年簡易生命表にかけては平均寿命が短くなったため、寄与の合計はマイナスとなる。
- 注4) 生存数・死亡数ともに少数である105歳以上は一括で計算した。
- 注5) 熱中症による死亡者数は、令和2年から令和3年にかけておおむね半減している⁶⁾。また、令和3年8月2日以降順次、大都市圏を中心に緊急事態宣言が発出されていた⁷⁾。
- 注6) インフルエンザの感染状況⁸⁾は、令和3年1月を含む2020/2021シーズンで非常に低調であった。また、令和3年1月8日以降順次、大都市圏を中心に緊急事態宣言が発出されていた⁷⁾。

文 献

- 1) 厚生労働省政策統括官(統計・情報政策, 労使関係担当). 令和3年簡易生命表. 2022.
- 2) 厚生労働省. データからわかるー新型コロナウイルス感染症情報ー. (<https://covid19.mhlw.go.jp/>) 2023.3.15.
- 3) Chin Long Chiang. The Life Table and Its Applications. 1984.
- 4) Samuel H. Preston, Patrick Heuveline and Michel Guillot. Demography. 2001.
- 5) 厚生労働省政策統括官(統計・情報政策, 労使関係担当). 令和2年簡易生命表. 2021.
- 6) 気象庁. 熱中症予防対策に資する効果的な情報発信に関する検討会(令和4年度第1回). 資料1-3「熱中症の現状と対策」. (https://www.jma.go.jp/jma/kishou/shingikai/kentoukai/nettyusyou/nettyusyou_kentoukai.html) 2023.3.16.
- 7) 内閣官房. 新型コロナウイルス感染症対策. (<https://corona.go.jp/emergency/>) 2023.3.16.
- 8) 国立感染症研究所「今冬のインフルエンザについて(2020/21シーズン)」. (<https://www.niid.go.jp/niid/ja/flu-m/590-idsc/10824-fludoko-2021.html>) 2023.3.16.