1　用語の解説

乳児死亡	生後1年未満の死亡をいう。
新生児死亡	生後4週未満の死亡をいう。
死産	妊娠満12週（妊娠第4月）以後の死児の出産をいい、死児とは、出産後において心臓膊動、随意筋の運動及び呼吸のいずれも認めないものをいう。
自然死産と人工死産	人工死産とは、胎児の母体内生存が確実であるときに、人工的処置（胎児又は付属物に対する措置及び陣痛促進剤の使用）を加えたことにより死産に至った場合をいい、それ以外はすべて自然死産とする。 なお、人工的処置を加えた場合でも、次のものは自然死産とする。 （１）　胎児を出生させることを目的とした場合 （２）　母体内の胎児が生死不明か、又は死亡している場合
周産期死亡	妊娠満22週（154日）以後の死産に早期新生児死亡（生後1週未満の死亡）を加えたものをいう。
合計特殊出生率	「15歳から49歳までの女性の年齢別出生率を合計したもの」で、1人の女性がその年齢別出生率で一生の間に生むとしたときの子どもの数に相当するが、本統計においては、5歳階級別の出生数及び女性の日本人人口で算出している。 なお、算出に用いた15歳及び49歳の出生数にはそれぞれ14歳以下、50歳以上を含んでいる。なお、年齢不詳は年齢階級別に按分して加えた。
標準化死亡比	性、地域ごとに「期待死亡数」（その地域の5歳階級別死亡率が全国の死亡率と同じとしたときの死亡数）に対する「実際の死亡数」の比を100倍したものであり、年齢構成の違いの影響を除いたものとして死亡状況の比較に用いている。 標準化死亡比が100より大きい場合、その地域の死亡率は全国より高いと判断され、100より小さい場合、全国より低いと判断される。
人口	総務省統計局「令和2年国勢調査」を基に、不詳を補完した後の日本人人口をいう。

2 比率の解説

① 出　生

$$\text{出生率（人口千対）} = \frac{\text{平成30年1月1日〜令和4年12月31日の出生数}}{\text{令和2年10月1日現在日本人人口} \times 5} \times 1{,}000$$

$$\text{出生性比} = \frac{\text{平成30年1月1日〜令和4年12月31日の男子出生数}}{\text{平成30年1月1日〜令和4年12月31日の女子出生数}} \times 100$$

② 死　亡　（死亡率は男女別にも算出）

$$\text{死亡率（人口千対）} = \frac{\text{平成30年1月1日〜令和4年12月31日の死亡数}}{\text{令和2年10月1日現在日本人人口} \times 5} \times 1{,}000$$

$$\text{乳児死亡率（出生千対）} = \frac{\text{平成30年1月1日〜令和4年12月31日の乳児死亡数}}{\text{平成30年1月1日〜令和4年12月31日の出生数}} \times 1{,}000$$

③ 死　産

$$\text{自然死産率（出産千対）} = \frac{\text{平成30年1月1日〜令和4年12月31日の自然死産数}}{\text{平成30年1月1日〜令和4年12月31日の出産数（出生数＋死産数）}} \times 1{,}000$$

$$\text{人工死産率（出産千対）} = \frac{\text{平成30年1月1日〜令和4年12月31日の人工死産数}}{\text{平成30年1月1日〜令和4年12月31日の出産数（出生数＋死産数）}} \times 1{,}000$$

④ 婚　姻

$$\text{婚姻率（人口千対）} = \frac{\text{平成30年1月1日〜令和4年12月31日の婚姻件数}}{\text{令和2年10月1日現在日本人人口} \times 5} \times 1{,}000$$

⑤ 離　婚

$$\text{離婚率（人口千対）} = \frac{\text{平成30年1月1日〜令和4年12月31日の離婚件数}}{\text{令和2年10月1日現在日本人人口} \times 5} \times 1{,}000$$

⑥　合計特殊出生率

合計特殊出生率

$$= \left\{ \frac{\text{平成30年1月1日～令和4年12月31日の母の年齢階級別出生数}}{\text{令和2年10月1日現在の年齢階級別女性人口×5}} \times 5 \right\} \text{の15～19歳から45～49歳までの各5歳階級の合計}$$

⑦　標準化死亡比（男女別に算出）

標準化死亡比

$$= \frac{\text{平成30年1月1日～令和4年12月31日の地域別死亡数}}{\left[\text{平成30年1月1日～令和4年12月31日の全国の年齢階級別死亡率} \times \text{令和2年10月1日現在の地域別年齢階級別人口} \right] \text{の年齢階級の合計} \times 5} \times 100$$

※　平成30年1月1日～令和4年12月31日の全国の年齢階級別死亡率

$$= \frac{\text{平成30年1月1日～令和4年12月31日の全国の年齢階級別死亡数}}{\text{令和2年10月1日現在の全国の年齢階級別人口×5}}$$

３　合計特殊出生率及び標準化死亡比のベイズ推定値の解説

（１）　ベイズ推定の必要性

保健所及び市区町村において、合計特殊出生率や標準化死亡比の地域間の比較や経年的な動向をみる場合、特に出生数や死亡数が少ない場合には、数値が大幅に上下し、その地域の出生や死亡の動向を把握することが困難な場合がある。これは、標本数（出生数や死亡数）が少ないため、偶然変動の影響を受け、数値が不安定な動きを示すことがあるためである。

平成 5 年～平成 9 年より、出現数の少なさに起因する偶然変動の影響を減少させ、地域間比較、経年比較ができるようにするため、（４）に示したベイズ・モデルを適用することにより、安定性の高い指標を合計特殊出生率（ベイズ推定値）、標準化死亡比（ベイズ推定値）として算出することとした。ベイズ推定値の算出に当たっては、都道府県ごとの数値に基づき、ベイズ・モデルを適用し、保健所及び市区町村の数値を推定している。

（２）　合計特殊出生率（ベイズ推定値）の算出方法

都道府県i、市区町村jとして、ある市区町村(i,j)における$x\sim x+4$歳の女性人口（令和 2 年 10 月 1 日現在）を${}_5N_x^{(i,j)}$、5 年分（平成 30 年～令和 4 年）の母の年齢が$x\sim x+4$歳の出生数の合計を${}_5B_x^{(i,j)}$とすると、母の年齢階級別出生率${}_5\widetilde{b}_x^{(i,j)}$は、

$$ {}_5\widetilde{b}_x^{(i,j)}=\frac{{}_5B_x^{(i,j)}}{5\times{}_5N_x^{(i,j)}} \qquad (x=15,20,25,30,35,40,45) $$

となる。

ただし、母の年齢が 14 歳以下の出生数は${}_5B_{15}^{(i,j)}$に、母の年齢が 50 歳以上の出生数は${}_5B_{45}^{(i,j)}$に含める。

次に、都道府県iごとに、

$$ {}_5N_x^{i}=\sum_j {}_5N_x^{(i,j)} \text{、} {}_5B_x^{i}=\sum_j {}_5B_x^{(i,j)} $$

とし、母の年齢階級別出生率の女性人口の重み付き平均${}_5E_x^{i}$及び分散${}_5V_x^{i}$を、

$$ {}_5E_x^i = \sum_j \left({}_5\tilde{b}_x^{(i,j)} \times \frac{{}_5N_x^{(i,j)}}{{}_5N_x^i} \right) = \frac{{}_5B_x^i}{5 \times {}_5N_x^i} 、 \quad {}_5V_x^i = \left[\sum_j \left\{ \left({}_5\tilde{b}_x^{(i,j)} \right)^2 \times \frac{{}_5N_x^{(i,j)}}{{}_5N_x^i} \right\} \right] - \left({}_5E_x^i \right)^2 $$

で求め、パラメータ ${}_5\alpha_x^i$、${}_5\beta_x^i$ を、

$$ {}_5\alpha_x^i = {}_5E_x^i \left\{ \frac{{}_5E_x^i \left(1 - {}_5E_x^i\right)}{{}_5V_x^i} - 1 \right\} 、 \quad {}_5\beta_x^i = \left(1 - {}_5E_x^i\right) \left\{ \frac{{}_5E_x^i \left(1 - {}_5E_x^i\right)}{{}_5V_x^i} - 1 \right\} $$

と置いた。

続いて、市区町村 (i, j) ごとに、都道府県 i のパラメータ ${}_5\alpha_x^i$、${}_5\beta_x^i$ を用いて、後述するベイズ推定の考え方から、母の年齢階級別出生率のベイズ推定値 ${}_5b_x^{(i,j)}$ を

$$ {}_5b_x^{(i,j)} = \frac{{}_5\alpha_x^i + {}_5B_x^{(i,j)}}{{}_5\alpha_x^i + {}_5\beta_x^i + 5 \times {}_5N_x^{(i,j)}} $$

により求めた。

最後に、合計特殊出生率のベイズ推定値 $R^{(i,j)}$ を、

$$ R^{(i,j)} = \sum_x \left({}_5b_x^{(i,j)} \times 5 \right) \qquad \left(x = 15,20,25,30,35,40,45 \right) $$

により求めた。

なお、保健所についても同様に求めているが、パラメータ ${}_5\alpha_x^i$、${}_5\beta_x^i$ は上記の市区町村の算出過程で求めたものを用いている。

（３） 標準化死亡比（ベイズ推定値）の算出方法

都道府県 i、市区町村 j として、ある市区町村 (i, j) における 5 年分（平成 30 年～令和 4 年）の実際の死亡数の合計を $D_O^{(i,j)}$、1 年分の期待死亡数を $D_E^{(i,j)}$ とすると、標準化死亡比 $\tilde{R}^{(i,j)}$ は、

$$ \tilde{R}^{(i,j)} = \frac{D_O^{(i,j)}}{5 \times D_E^{(i,j)}} $$

となる。

なお、この項目以下では 100 倍して標準化死亡比の全国値が 100 になるようにする手順を省略している。

次に、都道府県iごとに、

$$D_O^i = \sum_j D_O^{(i,j)} \text{、} D_E^i = \sum_j D_E^{(i,j)}$$

とし、標準化死亡比の期待死亡数の重み付き平均E^i及び分散V^iを、

$$E^i = \sum_j \left(\tilde{R}^{(i,j)} \times \frac{D_E^{(i,j)}}{D_E^i} \right) = \frac{D_O^i}{5 \times D_E^i} \text{、} V^i = \left[\sum_j \left\{ \left(\tilde{R}^{(i,j)} \right)^2 \times \frac{D_E^{(i,j)}}{D_E^i} \right\} \right] - \left(E^i \right)^2$$

で求め、パラメータα^i、β^iを、

$$\alpha^i = \frac{\left(E^i\right)^2}{V^i} \text{、} \beta^i = \frac{E^i}{V^i}$$

と置いた。

最後に、市区町村(i,j)ごとに、都道府県iのパラメータα^i、β^iを用いて、後述するベイズ推定の考え方から、標準化死亡比のベイズ推定値$R^{(i,j)}$を

$$R^{(i,j)} = \frac{\alpha^i + D_O^{(i,j)}}{\beta^i + 5 \times D_E^{(i,j)}}$$

により求めた。

なお、保健所についても同様に求めているが、パラメータα^i、β^iは上記の市区町村の算出過程で求めたものを用いている。

（４） 合計特殊出生率及び標準化死亡比のベイズ推定

今回の保健所・市区町村別統計では、以下に述べるベイズ統計学の手法を用いて合計特殊出生率（ベイズ推定値）及び標準化死亡比（ベイズ推定値）を推定した。

ベイズ推定とは、前もって利用可能な情報を事前分布として表現したものに、観測によって得られる標本情報を尤度として乗ずることで、ベイズの定理により決定される事後分布に基づき推定する方法をいう。

① ベイズ推定の考え方

母数θの取り得る値について、あらかじめ何らかの情報が与えられているとき、それを確率分布の形で表現したものを事前分布という。

θの事前分布の確率密度関数を$p(\theta)$とし、また、θを与えたときのデータXの確率密度関数を$f(X \mid \theta)$とすると、データの観測値$X = x$が与えられたときのθの条件付

き確率密度関数$p(\theta \mid x)$は、ベイズの定理より、

$$p(\theta \mid x)=\frac{p(\theta)\cdot f(x \mid \theta)}{\int p(\theta)\cdot f(x \mid \theta)d\theta}$$

で与えられる。これをθの事後確率密度関数、その分布を事後分布という。

ここで分母の正規化定数を無視すれば、$p(\theta \mid x)\propto p(\theta)\cdot f(x \mid \theta)$となっており、事前分布$p(\theta)$にデータの観測値$X=x$の情報を$\theta$の尤度関数$f(x \mid \theta)$として乗ずることにより、事後分布$p(\theta \mid x)$が決定されることが分かる。

② 母の年齢階級別出生率の推定方法

具体的には、以下に述べる方法で母の年齢階級別出生率を推定した。

母数を母の年齢階級別出生率${}_5b_x^{(i,j)}$とし、その事前分布として、次の性質を持つベータ分布$Beta\left({}_5\alpha_x^i,{}_5\beta_x^i\right)$を選択した。すなわち、

$$p\left({}_5b_x^{(i,j)}\right)=\frac{1}{\mathrm{B}\left({}_5\alpha_x^i,{}_5\beta_x^i\right)}\cdot\left({}_5b_x^{(i,j)}\right)^{{}_5\alpha_x^i-1}\left(1-{}_5b_x^{(i,j)}\right)^{{}_5\beta_x^i-1}$$

とすると、その平均及び分散は$\frac{{}_5\alpha_x^i}{{}_5\alpha_x^i+{}_5\beta_x^i}$及び$\frac{{}_5\alpha_x^i\cdot{}_5\beta_x^i}{\left({}_5\alpha_x^i+{}_5\beta_x^i\right)^2\left({}_5\alpha_x^i+{}_5\beta_x^i+1\right)}$で与えられるが、これらが母の年齢階級別出生率の女性人口の重み付き平均${}_5E_x^i$及び分散${}_5V_x^i$に等しくなるよう、事前分布のパラメータを、それぞれ、

$${}_5\alpha_x^i={}_5E_x^i\left\{\frac{{}_5E_x^i\left(1-{}_5E_x^i\right)}{{}_5V_x^i}-1\right\}、{}_5\beta_x^i=\left(1-{}_5E_x^i\right)\left\{\frac{{}_5E_x^i\left(1-{}_5E_x^i\right)}{{}_5V_x^i}-1\right\}$$

により決定した。

ここで女性人口${}_5N_x^{(i,j)}$は既知とし、出生数${}_5B_x^{(i,j)}$は２項分布$Bin\left(5\times{}_5N_x^{(i,j)},{}_5b_x^{(i,j)}\right)$に従う確率変数${}_5\widetilde{B}_x^{(i,j)}$の実現値と考える。このとき${}_5\widetilde{B}_x^{(i,j)}={}_5B_x^{(i,j)}$となる確率は、

$$f\left({}_5B_x^{(i,j)}\middle|{}_5b_x^{(i,j)}\right)=\binom{5\times{}_5N_x^{(i,j)}}{{}_5B_x^{(i,j)}}\left({}_5b_x^{(i,j)}\right)^{{}_5B_x^{(i,j)}}\left(1-{}_5b_x^{(i,j)}\right)^{5\times{}_5N_x^{(i,j)}-{}_5B_x^{(i,j)}}$$

であるから、観測値${}_5B_x^{(i,j)}$が与えられたときの${}_5b_x^{(i,j)}$の条件付き確率密度関数は、

$$p\left({}_5b_x^{(i,j)} \middle| {}_5B_x^{(i,j)}\right) \propto p\left({}_5b_x^{(i,j)}\right) \cdot f\left({}_5B_x^{(i,j)} \middle| {}_5b_x^{(i,j)}\right)$$

$$\propto \left({}_5b_x^{(i,j)}\right)^{{}_5\alpha_x^i - 1} \left(1 - {}_5b_x^{(i,j)}\right)^{{}_5\beta_x^i - 1} \cdot \left({}_5b_x^{(i,j)}\right)^{{}_5B_x^{(i,j)}} \left(1 - {}_5b_x^{(i,j)}\right)^{5 \times {}_5N_x^{(i,j)} - {}_5B_x^{(i,j)}}$$

$$\propto \left({}_5b_x^{(i,j)}\right)^{{}_5\alpha_x^i + {}_5B_x^{(i,j)} - 1} \left(1 - {}_5b_x^{(i,j)}\right)^{{}_5\beta_x^i + 5 \times {}_5N_x^{(i,j)} - {}_5B_x^{(i,j)} - 1}$$

となる。

以上のことから、母の年齢階級別出生率${}_5b_x^{(i,j)}$の事後分布は再びベータ分布となり、

$${}_5b_x^{(i,j)} \mid \left({}_5\tilde{B}_x^{(i,j)} = {}_5B_x^{(i,j)}\right) \sim Beta\left({}_5\alpha_x^i + {}_5B_x^{(i,j)}, {}_5\beta_x^i + 5 \times {}_5N_x^{(i,j)} - {}_5B_x^{(i,j)}\right)$$

であることが分かる。母数の推定値には、この事後分布の平均をあてることとし、

$$\begin{aligned} {}_5b_x^{(i,j)} &= \frac{{}_5\alpha_x^i + {}_5B_x^{(i,j)}}{{}_5\alpha_x^i + {}_5\beta_x^i + 5 \times {}_5N_x^{(i,j)}} \\ &= \frac{{}_5\alpha_x^i + {}_5\beta_x^i}{{}_5\alpha_x^i + {}_5\beta_x^i + 5 \times {}_5N_x^{(i,j)}} {}_5E_x^i + \frac{5 \times {}_5N_x^{(i,j)}}{{}_5\alpha_x^i + {}_5\beta_x^i + 5 \times {}_5N_x^{(i,j)}} {}_5\tilde{b}_x^{(i,j)} \end{aligned}$$

と推定した。

③ 標準化死亡比の推定方法

具体的には、以下に述べる方法で標準化死亡比を推定した。

母数を標準化死亡比$R^{(i,j)}$とし、その事前分布として次の性質を持つガンマ分布$Gamma\left(\alpha^i, \beta^i\right)$を選択した。すなわち、

$$p\left(R^{(i,j)}\right) = \frac{\left(\beta^i\right)^{\alpha^i}}{\Gamma\left(\alpha^i\right)} \cdot \left(R^{(i,j)}\right)^{\alpha^i - 1} \exp\left(-\beta^i R^{(i,j)}\right)$$

とすると、その平均及び分散は$\dfrac{\alpha^i}{\beta^i}$及び$\dfrac{\alpha^i}{\left(\beta^i\right)^2}$で与えられるが、これらが標準化死亡比の期待死亡数の重み付き平均E^i及び分散V^iに等しくなるよう、事前分布のパラメータを、それぞれ、

$$\alpha^i = \frac{\left(E^i\right)^2}{V^i}、\ \beta^i = \frac{E^i}{V^i}$$

により決定した。

ここで期待死亡数 $D_E^{(i,j)}$ は既知とし、実際の死亡数 $D_O^{(i,j)}$ はポアソン分布 $Po\left(5\times D_E^{(i,j)}R^{(i,j)}\right)$に従う確率変数 $\widetilde{D}_O^{(i,j)}$ の実現値と考える。このとき、$\widetilde{D}_O^{(i,j)} = D_O^{(i,j)}$ となる確率は、

$$f\left(D_O^{(i,j)} \mid R^{(i,j)}\right) = \frac{\left(5\times D_E^{(i,j)}R^{(i,j)}\right)^{D_O^{(i,j)}}}{D_O^{(i,j)}!}\exp\left(-5\times D_E^{(i,j)}R^{(i,j)}\right)$$

であるから、観測値 $D_O^{(i,j)}$ が与えられたときの $R^{(i,j)}$ の条件付き確率密度関数は、

$$\begin{aligned} p\left(R^{(i,j)} \mid D_O^{(i,j)}\right) &\propto p\left(R^{(i,j)}\right)\cdot f\left(D_O^{(i,j)} \mid R^{(i,j)}\right) \\ &\propto \left(R^{(i,j)}\right)^{\alpha^i-1}\exp\left(-\beta^i R^{(i,j)}\right)\cdot\left(R^{(i,j)}\right)^{D_O^{(i,j)}}\exp\left(-5\times D_E^{(i,j)}R^{(i,j)}\right) \\ &\propto \left(R^{(i,j)}\right)^{\alpha^i+D_O^{(i,j)}-1}\exp\left\{-\left(\beta^i+5\times D_E^{(i,j)}\right)R^{(i,j)}\right\} \end{aligned}$$

となる。

以上のことから、標準化死亡比 $R^{(i,j)}$ の事後分布は再びガンマ分布となり、

$$R^{(i,j)} \mid \left(\widetilde{D}_O^{(i,j)} = D_O^{(i,j)}\right) \sim Gamma\left(\alpha^i + D_O^{(i,j)}, \beta^i + 5\times D_E^{(i,j)}\right)$$

であることが分かる。母数の推定値には、この事後分布の平均をあてることとし、

$$R^{(i,j)} = \frac{\alpha^i + D_O^{(i,j)}}{\beta^i + 5\times D_E^{(i,j)}}$$

と推定した。

4 主要死因一覧

死 因 名	死因簡単分類コード	死因基本分類コード[1)]（ICD-10）
悪性新生物＜腫瘍＞	02100	C00-C96
胃の悪性新生物＜腫瘍＞	02103	C16
大腸の悪性新生物＜腫瘍＞[2)]		C18-C20
結腸の悪性新生物＜腫瘍＞	02104	C18
直腸Ｓ状結腸移行部及び直腸の悪性新生物＜腫瘍＞	02105	C19-C20
肝及び肝内胆管の悪性新生物＜腫瘍＞	02106	C22
気管，気管支及び肺の悪性新生物＜腫瘍＞	02110	C33-C34
心疾患（高血圧性を除く）	09200	I01-I02.0, I05-I09, I20-I25, I27, I30-I51
急性心筋梗塞	09202	I21-I22
心不全	09207	I50
脳血管疾患	09300	I60-I69
脳内出血	09302	I61, I69.1
脳梗塞	09303	I63, I69.3
肺　　炎	10200	J12-J18
肝 疾 患	11300	K70-K76
腎 不 全	14200	N17-N19
老　　衰	18100	R54
不慮の事故	20100	V01-X59
自　　殺	20200	X60-X84

注：1）死因の分類については、「疾病及び関連保健問題の国際統計分類第10回改訂（ICD-10（2013年版））」に準拠して設定される「疾病、傷害及び死因の統計分類（平成27年2月13日総務省告示第35号）」によるものである。
2）大腸の悪性新生物＜腫瘍＞は「結腸の悪性新生物＜腫瘍＞」と「直腸Ｓ状結腸移行部及び直腸の悪性新生物＜腫瘍＞」をいう。

５ 市区町村の合併等一覧（平成30年～令和4年）

施行年月日	都道府県	施行後市区町村	関係市区町村	改正事由
平成30年10月１日	福岡県	那珂川市	那珂川町	市制施行
令和元年５月１日	兵庫県	丹波篠山市	篠山市	名称変更