
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

日本版死亡データベース (第5版) 構築の方法論とその応用

石井太*・別府志海・菅桂太・岩澤美帆・南拓磨

本研究は、日本版死亡データベース (JMD) の直近の第5版に対応するデータベース構築に関する方法論をまとめるとともに、JMD の応用について述べることを目的とする。

JMD 構築に関する方法論は当初公開以降、リスク対応生存延べ年数の計算方法改善、死因別年齢調整死亡率の提供、都道府県別生命表の拡充など、いくつかの改定がなされてきた。しかしながら、直近の第5版に対応する JMD 構築の方法論について取りまとめたものはないのが現状である。そこで、本研究では、直近の JMD の方法論の全体像を改めて整理するとともに、全国・都道府県別の死亡状況分析や出生水準測定への応用について述べる。

キーワード: 生命表, 死亡分析, データベース, 方法論, 出生水準

I. はじめに

国立社会保障・人口問題研究所において、2011年に開始された一連の「長寿プロジェクト」と呼ばれる研究プロジェクトでは、その中核として、国際的な生命表データベースプロジェクトである Human Mortality Database (HMD)¹⁾ と整合的な日本の生命表を提供する「日本版死亡データベース (JMD)」²⁾ の開発・提供に関する研究が継続されてきた (石井 2020)。JMD は2012年に全国版、2014年に都道府県版の生命表データベースの提供が開始され、また、国立社会保障・人口問題研究所の「日本の将来推計人口」(国立社会保障・人口問題研究所 2023) の基礎データとして用いられている他、様々な活用が行われている (石井 2015b)。

一方、HMD においてもデータベース構築に関する方法論に関する研究は継続されており、作成手順書である "Methods Protocol for the Human Mortality Database³⁾" (以

* 慶應義塾大学

1) Human Mortality Database. <https://www.mortality.org/> (2026年6月15日最終アクセス)

2) 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」。

<https://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp> (2026年6月15日最終アクセス)

3) Wilmoth, J.R., Andreev, K., Jdanov, D., Gleijer, D.A. and Riffe, T. with the assistance of Boe, C., Bubenheim, M., Philipov, D., Shkolnikov, V., Vachon, P., Winant, C. and Barbieri, M. "Methods Protocol for the Human Mortality Database." <https://www.mortality.org/File/GetDocument/Public/Docs/MethodsProtocolV6.pdf> (2026年6月15日最終アクセス)

下、「HMD 手順書」と略す) は、現在、第 6 版 (version 6) となっている。この中では、JMD が 2012 年当初から独自に開発して用いてきた a_0 の推計法に準じた形での方法論の修正が行われており、これは JMD の方法論が逆に HMD に採り入れられたものといえる。

一方で、JMD 構築に関する方法論は石井 (2015a) において取りまとめているが、その後、いくつかの改定がなされてきている。例えば、JMD では HMD と異なり、リスク対応生存延べ年数 (exposure) の推計にあたって、国勢調査の出生月別人口を用いたコーホートサイズに関する調整を従来から行ってきたが、HMD 手順書第 6 版において、出生月別出生数を用いたリスク対応生存延べ年数の計算方法の改善が行われたことから、従来の方法にこの手法を組み合わせ、HMD よりさらに精密なリスク対応生存延べ年数推計の方法論を採り入れており、また、このリスク対応生存延べ年数を基礎とする、全国・都道府県の (死因別) 年齢調整死亡率の公開も開始している。また、都道府県別生命表については、当初は 1975 年以降についてのみ、また、年齢と期間については「5 歳×5 年」単位までしか作成していなかったが、その後、1947~1974 年についても提供を開始し、年齢と期間についても各歳・各年である「1 歳×1 年」の生命表の提供を開始している。

このように現在の JMD は、当初の方法論に様々な改定を加えた上でデータベース構築が行われている。そこで、本稿は、石井 (2015a) を改定し、直近の第 5 版 (ver.005) に対応する方法論をまとめるとともに、全国・都道府県別の死亡状況分析や出生水準測定への応用について述べることを目的とする。

II. JMD 生命表構築の方法論について

1. JMD 生命表構築法の概要

JMD の生命表は、HMD の方法と同様に、以下の 6 段階の手順に基づいて作成される。

- 出生数: 可能な限り長期間の性別・年次別出生数を収集する (さらに、性別・月別出生数も生存延べ年数の推計に用いる)。
- 死亡数: 可能な限り詳細なレベルの死亡数を収集し、生データがまとめられている場合、統一的な手法によって、満年齢別・死亡年別・出生年別の死亡数 (レキシストライアングルベース死亡数) を推計する。
- 人口: 各年 1 月 1 日現在推計人口を、統計データから得るか、またはセンサスと出生・死亡数に基づいて推計する。
- リスク対応生存延べ年数 (exposure-to-risk): ある年齢×時間区間において、死亡リスクにさらされる生存延べ年数を推計する。
- 死亡率: 死亡率は、ある年齢×時間区間に属する死亡数の、対応する区間の生存延べ年数に対する比として計算する。
- 生命表: 死亡率から死亡確率を求め、これに基づいて生命表を推計する。

これは、HMD が各国の様々な形式から成る基礎統計に対して、統一的な手法に基づいて生命表が推計できるように考えられた方法論であり、どのような死亡データに対しても統一的に満年齢別・死亡年別・出生年別の死亡数、すなわち、「レキシストライアングル」ベース死亡数を求めること、また、様々な人口統計があったとしても、統一的に各年1月1日現在の人口を推計することが特徴である。一般に、ある暦年の特定の満年齢の死亡数は、レキシス図において1歳×1年の正方形領域内の死亡点に対応するが、これをさらに生年別に分割した直角二等辺三角形領域のことを「レキシストライアングル」と呼ぶ。具体的には、図1において、暦年 t 、満 x 歳の死亡数は、 $\{(T, X) | T \in [t, t+1), X \in [x, x+1)\}$ という網掛けの正方形領域で与えられるが、このうち、左上の薄い網掛けの直角二等辺三角形の領域は $t-x-1$ 年生まれコーホート、右下の濃い網掛けの直角二等辺三角形の領域は $t-x$ 年生まれコーホートであり、生年が違うコーホートとなっている。レキシストライアングルはこれらを区別したものであり、左上の領域を上方トライアングル (upper-triangle)、右下の領域を下方トライアングル (lower-triangle) と呼ぶ (石井 2025)。

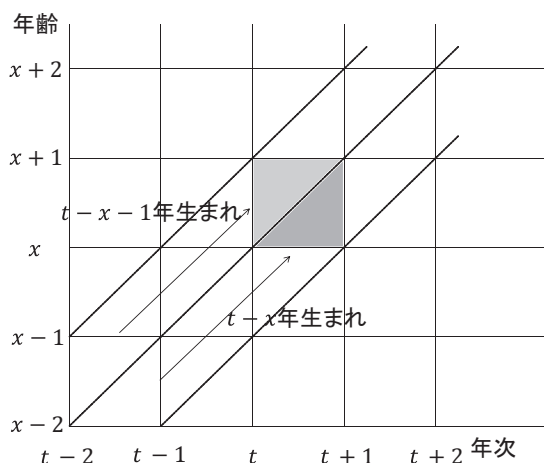


図1 レキシストライアングルの概念

資料: 筆者作成

JMD の対象は、公式統計である人口動態調査と同様、「日本における日本人」であり、全国・都道府県別の性別・年齢各歳別生命表及び性別・死因別年齢調整死亡率を推計する。また、作成期間は1947年以降であるが、都道府県別年齢調整死亡率のみ1975年以降となっている。なお、生命表については、最も詳細な年齢・年次区分は「1歳×1年」単位であるが、5歳や、5年、10年にまとめたものも作成を行う。また、全国・都道府県別とも、1972年以前については沖縄県を含まない。

2. 基礎となる人口統計

本節では JMD の基礎となる出生・死亡・人口に関する人口統計について述べる。

出生については、全国・都道府県別とも性別・年次別及び月別出生数が人口動態調査から利用可能であり、このまま JMD のための基礎統計とすることが可能である。一方で、人口と死亡については、全国と都道府県でやや事情が異なっている。

まず、人口については、全国人口では、作成対象である1947年以降に含まれる1950～2020年の5年ごとの国勢調査年次について、性別・年齢別の日本人人口が国勢調査から得られる。ただし、これらについては、国籍・年齢不詳の人口が含まれていないことから、不詳按分を行った人口の作成が必要となる。これについて、2005年までは、総務省が現在推計人口の基準人口を作成している方法に基づき、総人口の年齢・国籍不詳人口を用いることにより、年齢不詳按分済日本人人口を得ることができる。また、2010年については総務省「平成22年国勢調査による基準人口」、2015年については2020年国勢調査の不詳補完結果に合わせて遡及推計された「平成27年国勢調査に関する不詳補完結果（遡及集計）」、2020年については総務省「令和2年国勢調査に関する不詳補完結果」という形で、総務省により年齢不詳按分済日本人人口が作成されていることから、これを基礎統計として用いる。

次に都道府県別人口について述べる。性別・年齢別・都道府県別の人口については、1960～2020年の5年ごとの国勢調査年次については、先述の全国人口と同様に都道府県別の年齢不詳按分済日本人人口が利用可能である。一方、1950年、1955年については総人口（不詳按分前）に関する統計は得られるものの、性別・年齢別・都道府県別日本人人口に関する統計が得られない。

そこで、まず、1950、1955年について、性別に、

${}_1P_x^T(t, p)$: t 年、 p 県の満 x 歳不詳按分前総人口 (p : 0(全国), 1(北海道), ..., 46(鹿児島))

$P_U^T(t, p)$: t 年、 p 県の年齢不詳総人口 (p : 1(北海道), ..., 46(鹿児島))

${}_1\tilde{P}_x^T(t, p)$: t 年、 p 県の満 x 歳不詳按分済総人口 (p : 0(全国), 1(北海道), ..., 46(鹿児島))

とし、

$${}_1\tilde{P}_x^T(t, p) = {}_1P_x^T(t, p) + P_U^T(t, p) \frac{{}_1\tilde{P}_x^T(t, 0) - {}_1P_x^T(t, 0)}{\sum_x ({}_1\tilde{P}_x^T(t, 0) - {}_1P_x^T(t, 0))}$$

により、都道府県別の年齢不詳按分済総人口を推計する。

次に、性別に、 $t+5$ 年の $x+5$ 歳の外国人の都道府県分布が t 年の x 歳の分布と同一であると仮定し、1955年、1950年の順に、

${}_1\tilde{P}_x^J(t, p)$: t 年の満 x 歳不詳按分済日本人人口 (p : 0(全国), 1(北海道), ..., 46(鹿児島))

を、

$${}_1\tilde{P}_x^J(t, p) = {}_1\tilde{P}_x^T(t, p) - ({}_1\tilde{P}_x^T(t, 0) - {}_1\tilde{P}_x^J(t, 0)) \frac{{}_1\tilde{P}_{x+5}^T(t+5, p) - {}_1\tilde{P}_{x+5}^J(t+5, p)}{\sum_p ({}_1\tilde{P}_{x+5}^T(t+5, p) - {}_1\tilde{P}_{x+5}^J(t+5, p))}$$

により推計する。ただし、最後の項の分母が0の場合については、当該都道府県 p ではなく全国の比を用いた。

次に死亡について述べる．全国の死亡については，人口動態調査から1947年以降の全ての年次について，レキシストライアングルベース死亡数が利用可能であることから，これをそのまま基礎統計として用いることが可能である．

一方，都道府県別のレキシストライアングルベース死亡数については，1947～1950年は人口動態統計に掲載されており，1972年以降は個票から集計が可能であるが，1951～1971年については利用可能な統計がないため推計が必要となる．また，このうち，1958～1971年については年齢別死亡数は存在するが，1951～1957年は5歳階級（5歳以上）でしか死亡数が得られないため，1951～1957年については，5歳階級の統計から各歳の死亡数の推計も必要となる．

そこで，最初に，1951～1957年の5歳階級死亡数について，HMD手順書で示されている，スプライン補間を用いて5歳階級死亡数から各歳の死亡数を得る方法を用いて，各歳の死亡数への分解を行う．一方，全国値については各歳の統計が存在するため，反復比例フィッティングで，各歳の都道府県合計と各歳全国値，各歳を5歳階級にまとめたものと，元の5歳階級が合う（両者の差の2乗和の大きい方が 10^{-6} 以下になる）ように補正を行い，1951～1957年の各歳死亡数を推計した．

次に，HMD手順書では，性別・年次別・年齢別・都道府県別死亡数が生年別に分かれていない場合，下方レキシストライアングル割合（ $\pi_d(x, t)$ ）を線形回帰モデリングし，これを用いてレキシストライアングルベースの死亡数を推計する方法が示されている．ここで， $\pi_d(x, t)$ ：下方レキシストライアングル割合は，

$$\pi_d(x, t) = \frac{{}_1D_x^L(t)}{{}_1D_x^L(t) + {}_1D_x^U(t)} = \frac{{}_1D_x^L(t)}{{}_1D_x(t)}$$

で定義される．ただし， x ：年齢， t ：年次， ${}_1D_x^L(t)$ ， ${}_1D_x^U(t)$ ：年次 t ，年齢満 x 歳の下方，上方レキシストライアングル死亡数であり， ${}_1D_x(t) = {}_1D_x^L(t) + {}_1D_x^U(t)$ は，年次 t ，年齢満 x 歳の死亡数である．

JMDでは，この方法を日本に適用するための改定を行ったモデルである堀口・石井(2023)を参考に，同様の方法論を用いつつ，新たにモデルを再推計した．その下方レキシストライアングル割合の推計式は以下の通りである．

$$\pi_d(x, t) = \text{constant} + \sum_{i=0}^{22} \beta_i A_i + \beta_{23} \cdot [\pi_b(x, t) - 0.5] + \beta_{24} \cdot \log \text{IMR}(t) + \sum_{i=25}^{47} \beta_i A_{i-25} \cdot \log \text{IMR}(t)$$

ここで， $\pi_b(x, t)$ ：出生コーホート比は，

$$\pi_b(x, t) = \frac{B(t-x)}{B(t-x) + B(t-x-1)}$$

で定義され， t 年に x 歳であるコーホートの出生時サイズの， t 年に x 歳と $x-1$ 歳であるコーホートの出生時サイズ合計に対する比を表す指標である．また， A_i は，

$A_i = I(x \in C_i)$ で定義される年齢（階級）のダミー変数である。ただし、 $(C_0, C_1, C_2, C_3, C_4, \dots, C_{22}) = (\{0\}, \{1\}, \{2, 3, 4\}, \{5, \dots, 9\}, \dots, \{105, \dots, 109\})$ で、20-24歳階級はレファレンスカテゴリーであり、 C_i に含まれない。また、推計にあたっては、HMD 手順書と同様、 $\omega(x, t) = \frac{D_x(t)}{\sum_{x=1} D_x(t)}$ をウェイトとした加重最小二乗法によった⁴⁾。

次に、この回帰式を用いて、性別・年次別・都道府県別の各年齢の下方レキシストライアングル死亡数割合を推計する。推計にあたって、IMR については、性別・年次別・都道府県別の値を用い、 $\pi_b(x, t)$ については全国値を用いた。そして、推計された下方レキシストライアングル死亡数割合を用いて、都道府県別レキシストライアングル別死亡数を推計する。ただし、これを足し上げた全国のレキシストライアングル別死亡数は実績の全国のレキシストライアングル別死亡数には必ずしも一致しないことから、両者が一致するように、比例按分により補正を行い、1951～1971年の性別・年次別・都道府県別レキシストライアングルベース死亡数を推計した。なお、ここまでで推計されたレキシストライアングルベース死亡数は、全国については年齢不詳、都道府県については住所地不詳と年齢不詳があることから、これらを按分したものを基礎データとして用いている。

3. 1月1日現在人口の推計

基礎統計として、出生数、センサス人口、レキシストライアングル死亡数が揃ったところで、HMD 手順書で用いられている方法論を用いて、各年1月1日現在人口の推計を行う。JMD における1月1日現在人口の推計では、図2の領域に対応し、A: センサス間生存者推計 (intercensal survival method), B: 死滅コーホート推計 (extinct cohort method), C: 生残比推計 (survivor ratio method) の3つの推計法を用いている。なお、HMD 手順書で用いられている線形補間については、JMD では用いていない。以下、JMD における各推計の適用方法について述べる。

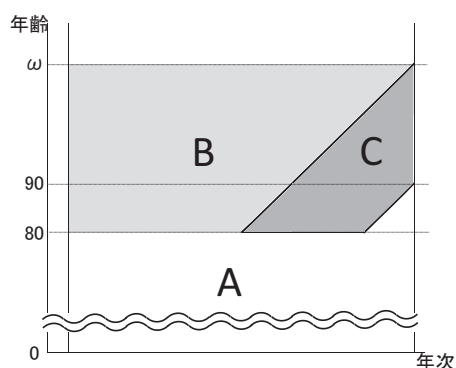


図2 1月1日現在人口の推計

資料: 筆者作成

4) 推計された係数は、補遺-表1、補遺-表2に示した。

(1) センサス間生残者推計

センサス間生残者推計は、センサスとセンサスの間の期間の各年の1月1日人口を推計するための方法である。今、 t_0-1 年と t_0+4 年がセンサス年（センサスは10月1日現在）であるとし、この間の $t_0, \dots, t_0+4$ 年1月1日現在人口の推計を考える。以下のように記号を定義する。

${}_1P_x^C(t)$: t 年（センサス年）の10月1日現在満 x 歳人口

$B(t)$: t 年の出生数

$f_C(x, t)$: t 年（センサス年）の満 x 歳人口のうち1～9月生の割合

$f_B(t)$: t 年出生数に占める1～9月出生数の割合

$f_T(t)$: t 年1年間の長さに占める1～9月の長さの割合

${}_1D_x^{La}(t)$: t 年（センサス年）の ${}_1D_x^L(t)$ のうち10～12月の死亡数

${}_1D_x^{Ua}(t)$: t 年（センサス年）の ${}_1D_x^U(t)$ のうち10～12月の死亡数

${}_1D_x^{Lb}(t)$: t 年（センサス年）の ${}_1D_x^L(t)$ のうち1～9月の死亡数

${}_1D_x^{Ub}(t)$: t 年（センサス年）の ${}_1D_x^U(t)$ のうち1～9月の死亡数

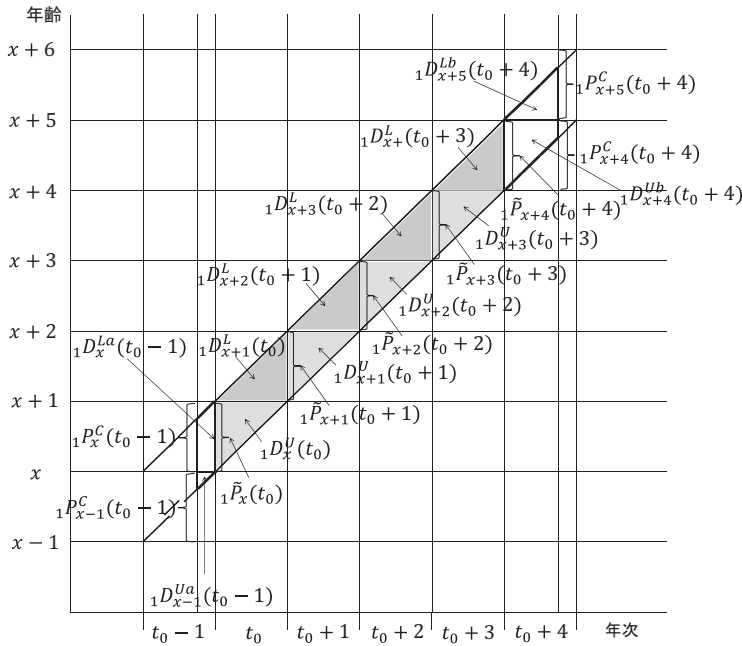


図3 センサス間生残者推計

資料: 筆者作成

この時、レキシストライアングル内で死亡が一様に分布していると仮定すると、

$$\begin{aligned} {}_1D_x^{La}(t) &= (1-f_T(t)^2) {}_1D_x^L(t), & {}_1D_x^{Ua}(t) &= (1-f_T(t))^2 {}_1D_x^U(t) \\ {}_1D_x^{Lb}(t) &= f_T(t)^2 {}_1D_x^L(t), & {}_1D_x^{Ub}(t) &= (2f_T(t)-f_T(t)^2) {}_1D_x^U(t) \end{aligned}$$

が成立する．次に， ${}_1\tilde{P}_x(t_0)$: t_0 年 1 月 1 日の補正前満 x 歳人口を，

$${}_1\tilde{P}_x(t_0) = \begin{cases} (1-f_B(t_0-1))B(t_0-1) + f_C(0, t_0-1) {}_1P_0^C(t_0-1) \\ - {}_1D_0^{La}(t_0-1), & (\text{for } x=0) \\ (1-f_C(x-1, t_0-1)) {}_1P_{x-1}^C(t_0-1) + f_C(x, t_0-1) {}_1P_x^C(t_0-1) \\ - {}_1D_{x-1}^{Ua}(t_0-1) - {}_1D_x^{La}(t_0-1), & (\text{for } x \geq 1) \end{cases}$$

とし， ${}_1\tilde{P}_x(t)$: t 年 1 月 1 日の補正前満 x 歳人口 ($t=t_0+1, \dots, t_0+4$) を逐次的に，

$${}_1\tilde{P}_x(t) = \begin{cases} B(t-1) - {}_1D_0^L(t), & (\text{for } x=0) \\ {}_1\tilde{P}_x(t-1) - {}_1D_{x-1}^U(t) - {}_1D_x^L(t), & (\text{for } x \geq 1) \end{cases}$$

により求める．次に， ${}_1\tilde{P}_x(t_0+4)$ を用いて， t_0+4 年のセンサスとの年齢別乖離 ${}_1\Delta_x$ を，

$${}_1\Delta_x = \left((1-f_C(x, t_0+4)) {}_1P_x^C(t_0+4) + f_C(x+1, t_0+4) {}_1P_{x+1}^C(t_0+4) \right) \\ - \left({}_1\tilde{P}_x(t_0+4) - {}_1D_x^{Ub}(t_0+4) - {}_1D_{x+1}^{Lb}(t_0+4) \right)$$

とし，これらが $[t_0-1, t_0+4]$ で一様に分布していると仮定して， ${}_1P_{x-s}(t_0+4-s)$: 補正後満 x 歳人口 ($s=0, 1, 2, 3, 4$) を，

$${}_1P_{x-s}(t_0+4-s) = \begin{cases} {}_1\tilde{P}_{x-s}(t_0+4-s) + \frac{5-s-f_T(t_0-1)}{5-f_T(t_0-1)+f_T(t_0+4)} {}_1\Delta_x, & (x \geq 5, 0 \leq s \leq 4) \\ {}_1\tilde{P}_{x-s}(t_0+4-s) + \frac{4.5-s-f_T(t_0-1)^2}{4.5-f_T(t_0-1)^2+f_T(t_0+4)} {}_1\Delta_x, & (x=4, 0 \leq s \leq 4) \\ {}_1\tilde{P}_{x-s}(t_0+4-s) + \frac{0.5+x-s}{0.5+x+f_T(t_0+4)} {}_1\Delta_x, & (0 \leq x \leq 3, 0 \leq s \leq x) \end{cases}$$

として求める．

センサス間の 1 月 1 日現在人口については以上のようにして推計が行われるが，最初のセンサスより前，および最後のセンサスより後の期間においては，この方法を利用して，センサス人口に単純に死亡数を加えたり減じる事により 1 月 1 日人口を推計する．これは，移動と誤差による修正分を含まない事から，直近の期間における推計人口は暫定的なものとして捉える必要があり，それ以降に新たなセンサスが実施された場合にはこれに基づいてセンサス間生残者推計を行って数値を改定することとなる．

(2) 死滅コーホート推計

死滅コーホート推計は，あるコーホートの x 歳の人口を，それ以降の全ての死亡数を足し上げることによって推計する方法である．ここで， $D^{XT}(x, t)$ で， t 年中に x 歳に到達するコーホート ($t-x$ 年生コーホート) の t 年の死亡数を表すこととする．すなわち，

$$D^{XT}(x, t) = \begin{cases} {}_1D_0^L(t), & (x=0) \\ {}_1D_{x-1}^U(t) + {}_1D_x^L(t) \end{cases}$$

である．この時，死滅コーホート推計は， $P(x, t)$: t 年 1 月 1 日現在の満 x 歳人口を，

$$P(x, t) = \sum_{i=0}^{\infty} D^{XT}(x+1+i, t+i)$$

により推計するという考え方に立つものである。ここで、この方法では、 x 歳以降の人口移動がない事を仮定していることに注意が必要である。一般に、若年層では人口移動が多いことから、この方法は人口移動が少ないと考えられる高齢部分のみで用いられる。具体的には、HMD では80歳以上の人口の推計のみに用いられており、JMD でもこれと同様、80歳以上の人口の推計に用いている。

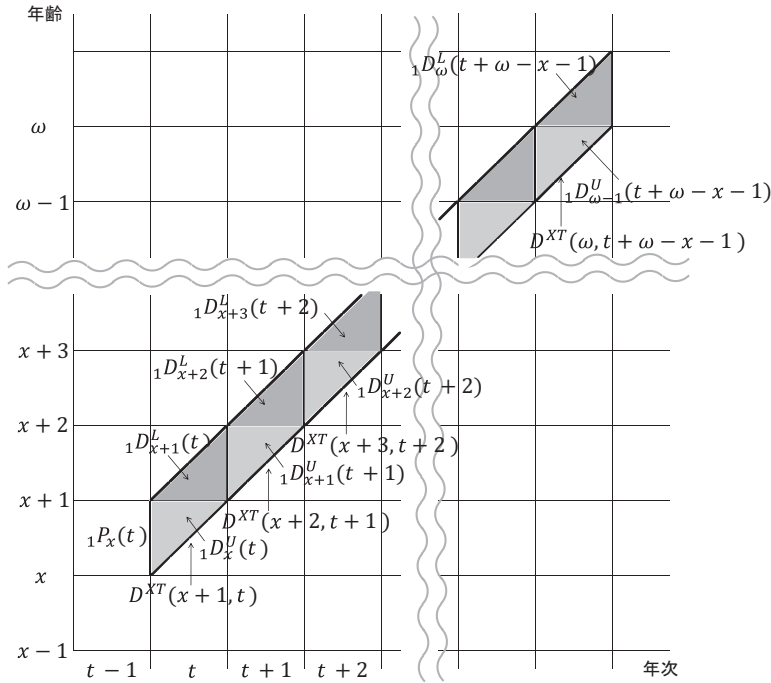


図4 死滅コーホート推計

資料: 筆者作成

次に、この方法の適用にあたってはどのコーホートが死滅しているかを定める必要がある。HMD では Väinö Kannisto により提案され、Kannisto-Thatcher oldest-old mortality database で用いられた方法を用いており、JMD でもこれに準じている。この方法では、あるコーホートが死滅しているとは、観察期間の最後 (t_n 年の 1 月 1 日) において、ある年齢 α に達していることとされ、この年齢 α は、

$$\alpha = \arg \min_x \{\tilde{D}(x, t_n, L) \leq 0.5\}$$

で定義される。ただし、 $L=5$ であり、

$$\tilde{D}(x, t_n, L) = \frac{1}{L} \sum_{j=1}^L \sum_{i=0}^{j-1} D^{XT}(\omega + i, t_n - j + i)$$

である。

(3) 生残比推計

生残比推計は80歳以上人口のうち、概ね死滅しているコーホートに適用される方法である。まず、生残比 R を、 t 年 1 月 1 日に満 x 歳のコーホートが、 K 年前 ($K=5$) に生存していたコーホートに対して残存している者の割合として定義する。すなわち、

$$R = \frac{{}_1P_x(t)}{{}_1P_{x-K}(t-K)}$$

一方、人口移動がこの間なかったと仮定すると、

$${}_1P_x(t) = {}_1P_{x-K}(t-K) - \sum_{i=1}^K D^{XT}(x+1+i, t+i)$$

であるから、 $\dot{D} = \sum_{i=1}^K D^{XT}(x+1+i, t+i)$ とすると、ここで、

$$R = \frac{{}_1P_x(t)}{{}_1P_{x-K}(t-K)} = \frac{{}_1P_x(t)}{{}_1P_x(t) + \dot{D}}$$

と書ける。これを ${}_1P_x(t)$ について解くと、

$${}_1P_x(t) = \frac{R}{1-R} \dot{D}$$

となる。

仮に、生残比が対象とするコーホートとその前の M コーホート ($M=5$) について概ね一定であったとする。すなわち、

$$R(x, t, K) = \frac{{}_1P_x(t)}{{}_1P_{x-K}(t-K)} \approx \frac{{}_1P_x(t-1)}{{}_1P_{x-K}(t-K-1)} \approx \dots \approx \frac{{}_1P_x(t-M)}{{}_1P_{x-K}(t-K-M)}$$

を仮定する。このとき、 R を M コーホート分プールしたものとして、以下のように推計することができる。

$$R^*(x, t, K) = \frac{\sum_{i=1}^K {}_1P_x(t-i)}{\sum_{i=1}^M {}_1P_{x-K}(t-K-i)}$$

R^* と $\dot{D}$ を使って、 t 年 1 月 1 日満 x 歳人口は、

$${}_1\tilde{P}_x(t) = \frac{R^*}{1-R^*} \dot{D}$$

で推計できる。

最も単純な形の生残比推計では、この方法によりまず ${}_1P_{\alpha-1}(t_n)$ を推計し、ここから死滅コーホート推計法と同様に死亡数を足し上げて戻ることによって、このコーホートの80歳までの人口を推計する。すると、 ${}_1P_{\alpha-2}(t_n)$ 、 ${}_1P_{\alpha-3}(t_n)$ と、次々により若いコーホートに対して同様の方法を適用することができる。

しかしながら、一般的には死亡率改善によって生残比は増加するのが普通であり、この場合、 R^* は R を過小推計し、その結果として $\tilde{P}$ は P を過大推計することとなる。

そこで、生残比推計に以下の修正を行う。

$${}_1\hat{P}_x(t) = c \cdot {}_1\tilde{P}_x(t) = c \frac{R^*}{1-R^*} \dot{D}$$

ここで c は定数であり、

$$\sum_{x=90}^{\alpha-1} {}_1\hat{P}_x(t_n) = \sum_{x=90}^{\infty} {}_1P_x(t_n)$$

を満たすように選ぶこととする。ただし、 $\sum_{x=90}^{\infty} {}_1P_x(t_n)$ は観察期間の最後における90歳以上の人口推計値である。

なお、HMD 手順書では、センサス間生残者推計、死滅コーホート推計、生残比推計において、推計期間内で領域の大きさが変わる場合、領域調整を考慮した方法が用いられている。JMD についても、1972年5月の沖縄返還に伴い、1972年までの統計には沖縄を含まず、1973年以降は沖縄が含まれるため、この時点での領域調整を考慮した方法論を用いている。

4. 死亡率の推計

死亡率は人口学的率であり、ある年齢×時間区間における死亡数と、その死亡リスクにさらされる生存延べ年数であるリスク対応生存延べ年数 (exposure) の比として求められる。ここで、リスク対応生存延べ年数の推計にあたって、HMD 手順書第5版では、出生月分布が一様であることを仮定し、

$${}_1E_x(t) = \frac{1}{2}({}_1P_x(t) + {}_1P_x(t+1)) + \frac{1}{6}({}_1D_x^L(t) - {}_1D_x^U(t))$$

により計算を行っていた。ただし、 ${}_1E_x(t)$ は暦年 t 年の満 x 歳リスク対応生存延べ年数である。

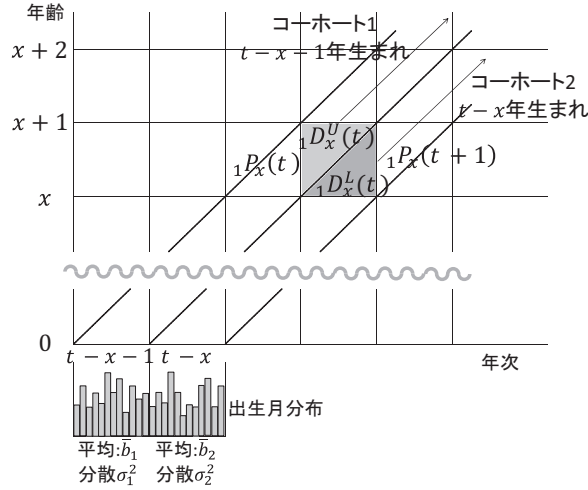


図5 リスク対応生存延べ年数の推計

資料: 筆者作成

一方, HMD 手順書第6版では, 出生月分布を考慮し,

$$\begin{aligned}
 {}_1E_x(t) &= {}_1E_x^L(t) + {}_1E_x^U(t) \\
 {}_1E_x^L(t) &= s_1 \cdot {}_1P_x(t+1) + s_2 \cdot {}_1D_x^L(t), \quad {}_1E_x^U(t) = u_1 \cdot {}_1P_x(t) - u_2 \cdot {}_1D_x^U(t) \\
 s_1 &= 1 - \bar{b}_2, \quad s_2 = \frac{1 - \bar{b}_2}{2} - \frac{\sigma_2^2}{2(1 - \bar{b}_2)} \\
 u_1 &= \bar{b}_1, \quad u_2 = \frac{\bar{b}_1}{2} - \frac{\sigma_1^2}{2\bar{b}_1}
 \end{aligned}$$

という形でリスク対応生存延べ年数の推計を行っている (図5). ここで, $\bar{b}_i, \sigma_i^2$ は, コーホート i の出生分布の平均・分散であり, $i=1$ は $t-x-1$ 年生, $i=2$ は $t-x$ 年生コーホートを表す. JMD でも, この HMD 手順書第6版の出生月分布を用いる方法を採用しているが, 統計的安定性の観点から, 出生月分布については都道府県別生命表においても全国の分布を用いることとしている.

以上のようにして推計された ${}_1E_x(t)$ を用いて, 死亡率 ${}_1M_x(t)$ が,

$${}_1M_x(t) = \frac{{}_1D_x(t)}{{}_1E_x(t)}$$

により推計される.

5. 生命表関数の推計

前節で推計された死亡率は, 高齢部では統計的安定性が低いことから, 80歳以上の死亡率をロジスティック曲線に当てはめることにより死亡率の平滑化を行っている.

いま、年齢 $x=80, 81, \dots, 110+$ に関する ${}_1D_x$, ${}_1E_x$ が推計されたとする (簡単のため、 ${}_{\infty}\hat{D}_{110}$, ${}_{\infty}\hat{E}_{110}$ に対応する $110+$ を 110 と表す). このとき、観測された死亡率 ${}_1M_x = \frac{{}_1D_x}{{}_1E_x}$ を、死力 μ_x が Kannisto モデル、すなわち、

$$\mu_x(a, b) = \frac{ae^{b(x-80)}}{1 + ae^{b(x-80)}}$$

に従うとして関数あてはめを行う ($a \geq 0, b \geq 0$).

パラメータの推計にあたっては、 ${}_1D_x \sim \text{Poisson}({}_1E_x \mu_{x+0.5}(a, b))$ を仮定し、以下の対数尤度を最大にする最尤法によって推計値 $\hat{a}$, $\hat{b}$ を求める.

$$\log L(a, b) = \sum_{x=80}^{110} [{}_1D_x \log \mu_{x+0.5}(a, b) - {}_1E_x \mu_{x+0.5}(a, b)] + \text{constant}$$

このパラメータ推計値 $\hat{a}$, $\hat{b}$ を用いて、平滑化した死亡率 ${}_1\hat{M}_x$ を、 ${}_1\hat{M}_x = \hat{\mu}_{x+0.5} = \mu_{x+0.5}(\hat{a}, \hat{b})$ により求める. ただし、最終的な開放区間となる 110 歳以上の死亡状況をよりの確に推計するため、途中までは開放区間の下限年齢 ω を 150 歳として計算を行い、最後に開放区間の下限年齢を 110 歳にまとめることとする.

平滑化された死亡率は Y 歳以上について用いる. ここで、 Y は 80 歳以上で死亡数が 100 未満となる最も低い年齢と、 95 歳の小さい方を採用する. そして、生命表の死亡率 ${}_1m_x$ を、

$${}_1m_x = \begin{cases} {}_1M_x, & (0 \leq x \leq Y-1) \\ {}_1\hat{M}_x, & (Y \leq x) \end{cases}$$

とする. ただし、 $x=\omega$ に対しては、 ${}_{\infty}m_{\omega} = {}_{\infty}\hat{M}_{\omega}$ とする.

なお、都道府県別生命表については、全国と異なり、人口規模が小さい都道府県で推計された死亡率の統計的安定性が低いことがあるため、 1 歳 $\times 1$ 年単位の死亡率に平滑化を行っている. 平滑化に関しては、R の stats パッケージに含まれる、平滑化スプラインを行う smooth.spline 関数を用いた.

次に、この ${}_1m_x$ を ${}_1q_x$ に変換する. ${}_1a_x$ については、 0 歳以外については ${}_1a_x = \frac{1}{2}$ を仮定する. そして、 $x=0, 1, \dots, \omega-1$ に対して

$${}_1q_x = \frac{{}_1m_x}{1 + (1 - {}_1a_x) {}_1m_x}$$

によって ${}_1q_x$ を計算し、開放区間については、 ${}_{\infty}a_{\omega} = \frac{1}{{}_{\infty}m_{\omega}}$, ${}_{\infty}q_{\omega} = 1$ とする.

また、 0 歳については、Coale-Demeny life tables による関係式を拡張し、わが国の 0 歳死亡の実績に基づいて推計した関係式を用いている. 具体的には、男性については、

$${}_1a_0 = \begin{cases} 0.330 & ({}_1m_0 \geq 0.107) \\ 0.045 + 2.684{}_1m_0 & (0.0612 \leq {}_1m_0 < 0.107) \\ 0.132 + 1.264{}_1m_0 & (0.00869 \leq {}_1m_0 < 0.0612) \\ 0.242 - 11.373{}_1m_0 & ({}_1m_0 < 0.00869) \end{cases}$$

女性については,

$${}_1a_0 = \begin{cases} 0.350 & ({}_1m_0 \geq 0.107) \\ 0.053 + 2.800{}_1m_0 & (0.0557 \leq {}_1m_0 < 0.107) \\ 0.152 + 1.015{}_1m_0 & (0.00637 \leq {}_1m_0 < 0.0557) \\ 0.239 - 12.537{}_1m_0 & ({}_1m_0 < 0.00637) \end{cases}$$

としている.

以上により, 全ての年齢に関する ${}_1q_x$ と ${}_1a_x$ が定まるので, 通常の手続きによって, l_x , ${}_1d_x$, ${}_1L_x$, T_x , e_x などの他の生命表関数が推計できる (石井 2025). ただし, これは ω 歳以上を開放区間とする生命表であることから, これを110歳以上を開放区間とする生命表に変換する.

ここまでの工程によって, 年齢・年次については1歳×1年, また, 性別については男女別の最も詳細な区分に基づく生命表が作成される. これを用いて, 以下に述べる通り, 1歳×5年, 1歳×10年, 5歳×1年, 5歳×5年, 5歳×10年という年次・年齢について統合を行った生命表 (都道府県別については, 1歳×5年 (センサス中心), 5歳×5年 (センサス中心) も作成), また男女を統合した総数に関する生命表を作成する.

1歳×1年の単位の生命表が作成されている場合, 年齢と年次に関して統合を行った生命表の作成は比較的容易である. 例えば, t 年から $t+4$ 年に関する各歳の生命表が得られている時に, ここから作成基礎期間を5年とした生命表を作成する場合, 死亡数 ${}_1D_x(s)$, ($s=t, \dots, t+4$) 及びリスク対応生存延べ年数 ${}_1E_x(s)$, ($s=t, \dots, t+4$) が既知であることから, この間の死亡数とリスク対応生存延べ年数をそれぞれの総和から求めることができる. したがって, 死亡率を

$${}_1M_x[t, t+5] = \frac{\sum_{s=t}^{t+4} {}_1D_x(s)}{\sum_{s=t}^{t+4} {}_1E_x(s)}$$

により求めることが可能であり, これを用いて全ての生命表関数を求めることが可能である.

また, 年齢の統合については, 各歳の生命表が得られている場合, 年次の統合とは異なり, 死亡数とリスク対応生存延べ年数に戻って死亡率を計算し直すのではなく, 既に得られている各歳の生命表の生命表関数を5歳単位での生命表に変換することにより行う. 例えば, l_x については必要な部分を抜き出すことにより変換が可能であり, d_x や L_x などについては各歳の生命表関数を足し上げることにより求めることができる.

これらに比較して、男女を一本に統合した生命表の作成についてはやや問題が複雑となる。観測された死亡率に関しては、年次の統合のように死亡数とリスク対応生存延べ年数を用いて男女総数の死亡率を計算することが可能であるが、これは、観測されたリスク対応生存延べ年数を用いたウェイト w_x^F を、

$$\pi_x^F = \frac{{}_1E_x^F}{{}_1E_x^F + {}_1E_x^M} = \frac{{}_1E_x^F}{{}_1E_x^T}$$

とし、男女の死亡率を

$${}_1M_x^T = w_x^F {}_1M_x^F + (1 - w_x^F) {}_1M_x^M$$

という形で加重平均していることに相当する。一方、高齢死亡率については観測された死亡率をそのまま生命表に用いるのではなく、最尤法を用いてロジスティック曲線への当てはめを行って平滑化された死亡率を用いている。しかしながら、一般に、観測される π_x^F は安定的でないことから、これをウェイトに用いて加重平均を行ってしまうと男女総数の高齢死亡率が安定的なものとならない。

そこで、 π_x^F そのものをウェイトとするのではなく、このロジットが年齢の二次関数であると仮定してウェイトの平滑化を行う。すなわち、

$$z = \text{logit}(\pi_x^F) = \ln \frac{\pi_x^F}{1 - \pi_x^F} = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2$$

と仮定して推計されたパラメータ $\hat{\beta}_i$ を用いて、

$$\hat{z} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x + \hat{\beta}_2 x^2$$

とし、

$$w^F = \hat{\pi}_x^F = \frac{e^{\hat{z}}}{1 + e^{\hat{z}}}$$

により平滑化されたウェイトを得て、

$${}_1\hat{M}_x^T = \hat{\pi}_x^F {}_1\hat{M}_x^F + (1 - \hat{\pi}_x^F) {}_1\hat{M}_x^M$$

により死亡率の推計を行う。

以上の工程に基づき、全国及び都道府県別生命表が作成される。

III. JMD の年齢調整死亡率

JMD では、生命表作成で推計するリスク対応生存延べ年数を死亡率の分母として用いた、死因別年齢調整死亡率も提供を行っている。

年齢調整死亡率 $ASDR$ は、直接法による標準化手法を用いて年齢構成の違いによる影響を排除した指標であり、対象集団の年齢階級別死亡率を M_i 、基準人口の年齢構成を C_i^S として、

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

により定義される (石井 2025)。これは、基準人口の年齢構成の下で、対象集団の年齢階級別死亡率に従うとした場合の粗死亡率に相当しており、対象集団の年齢構成の違いによる影響を排除して死亡水準の評価を行うことが可能である。

年齢調整死亡率算定のための基準人口の取り方は任意であるが、厚生労働省の人口動態統計では、基準人口として「平成27年モデル人口」を用いている。これは、2019～2020年に開催された「基準人口の改訂に向けた検討会」で検討した結果として定められたものであり (厚生労働省 2020)、JMD でもこの平成27年モデル人口を基準人口として年齢調整死亡率の算出を行っている。

年齢調整死亡率の死因分類については、人口動態調査で用いられている年次推移 (HI) 分類と簡単分類、HMD の Human Cause-of Death Data series (HCD@HMD) が用いている HCD 分類の Intermediate list (中間分類) に加え、簡単分類と旧 HCD 分類の両方と整合的な分類として設定した JMDC 分類を用いている⁵⁾。また、HI 分類については、全国は1950年以降、都道府県別は1975年以降、簡単分類については1979年以降、JMDC 分類及び HCD 分類については1995年以降の各年について死因別年齢調整死亡率を推計している。

JMD の年齢調整死亡率は、以上に述べた方法により推計され、提供が行われている。

IV. JMD の応用

1. 都道府県別平均寿命の応用

JMD では、全国・都道府県について、1947年以降の全ての年次 (沖縄県のみ1973年以降) について、単年ベースでの生命表が提供されており、都道府県の死亡状況を各年単位で比較・観察することが可能となっている。

図6は、47都道府県について、都道府県別平均寿命の全国値との差を示したものであ

5) JMDC 分類設定の詳細については、石井 (2022) を参照されたい。

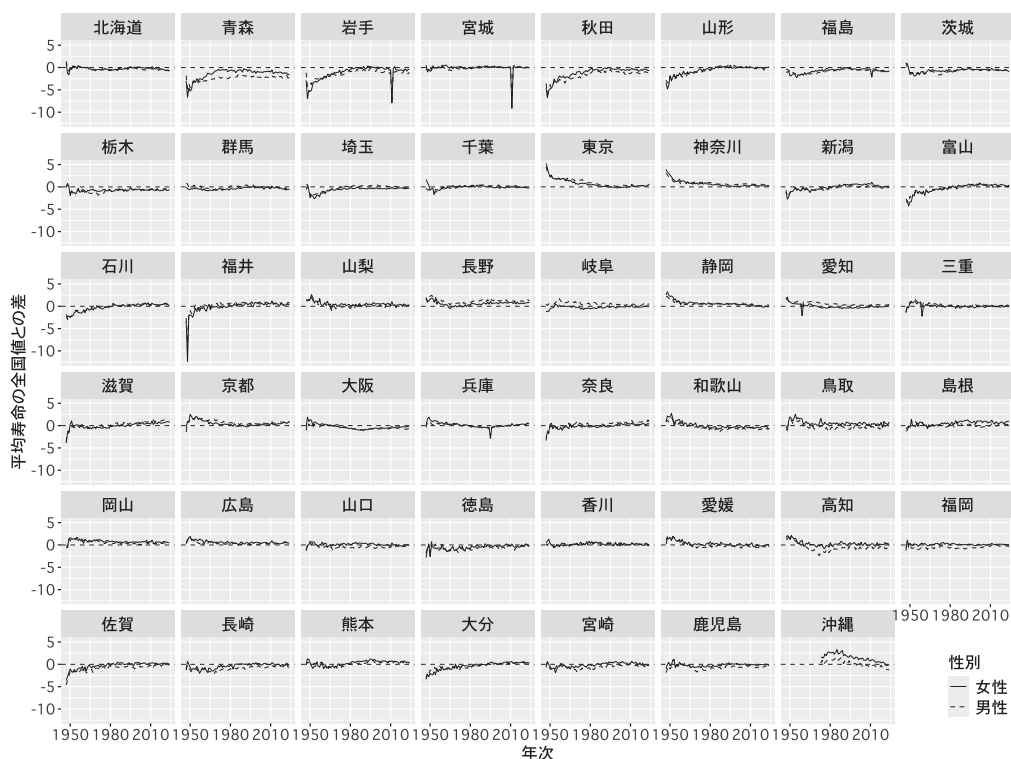


図6 都道府県別平均寿命の全国値との差 (1947～2024年)

資料: 「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所) にもとづき筆者作成

る⁶⁾。これを見ると、阪神・淡路大震災の影響により1995年の兵庫県，東日本大震災の影響により2011年の岩手県，宮城県，福島県で，大きく平均寿命が全国値を下回っている。また，1948年の福井県，1959年の愛知県と三重県の平均寿命も平均寿命が全国値より大きく下回っているが，これはそれぞれ1948年6月に発生した福井地震，1959年に日本に上陸した伊勢湾台風の影響によるものと考えられる。このように，JMDの単年ベースの生命表を用いることによって，特定年次に発生した災害が寿命に与える影響が評価できる。

また，図6を見ると，都道府県ごとにいくつかのパターンがあることが観察される。そこで，沖縄県を除いた都道府県別平均寿命の全国値との差を用いてクラスター分析を行い，都道府県を5つのグループに分けた結果を示したものが，図7である。これによれば，平均寿命の全国値との乖離に関して地域パターンが存在することが示唆される。グループ1とグループ2は北海道・東北・関東の一部と中部地方の日本海側から構成されており，特に期間前半での平均寿命が全国値より低いパターンを有する地域である。一方，グループ3は南関東と中部の一部，三重・京都から構成されており，1940～50年代に平均寿命が全国値より高いが，その後全国値へ収束していくパターンが見られ，グループ4もこれに近

6) 差を取る前の，全国・都道府県別平均寿命の推移については，補遺-図1に示している。

いものの、やや1940～50年代の乖離が小さいパターンとなっている。四国・九州と山口県からなるグループ5は1960～70年代近辺で全国値より平均寿命が低い部分があるという特徴が観察できる。

このように、全国・都道府県別の死亡状況を、長期的かつ各年単位で分析できるのは、JMD を利用する大きなメリットの一つといえよう。

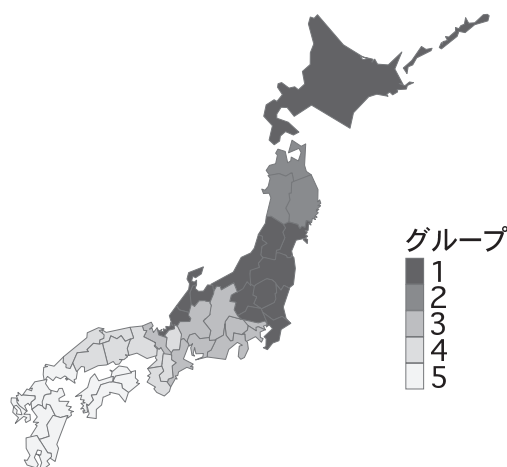


図7 都道府県別平均寿命の全国値との差によるクラスター分析結果（沖縄県を除く）

資料: 「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所) にもとづき筆者作成

2. 出生水準測定への応用

JMD は生命表のデータベースであるが、リスク対応生存延べ年数が年齢調整死亡率の分母として利用可能であることから推察できる通り、出生や婚姻など死亡以外の事象に関する人口学的率の分母としても利用が可能である。

現在、厚生労働省の人口動態統計では、公式統計を基礎とする観点から、人口学的率の分母として総務省「国勢調査」または「人口推計」による10月1日現在人口が用いられているが、これはより厳密な測定において問題を生じる場合がある。

図8には、10月1日現在人口を分母とした1995年の年齢別出生率を、○印のマーカのある点線で示している。これを見ると、満28歳が満27歳に比べて大きく減少し、逆に満29歳で大きく増加するという不自然な動きが観察できる。

この理由を、図9のレキシス図を用いて考えてみよう。本来、1995年の満28歳の出生率は、図9の縦線 A、B の間で、かつ満年齢が28歳である実線の正方形 PQRS に含まれる出生点の数を分子に、この領域に対応する生存延べ年数を分母として測定される。ここで、正方形 PQRS に含まれるコーホートの割合を見ると、1966年生まれと1967年生まれが半数ずつとなっている。

一方、1995年10月1日人口は1995年4月1日～1996年3月31日の1年間の中央人口であ

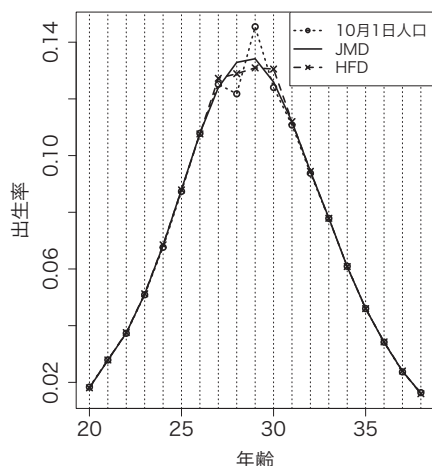


図8 年齢別出生率の比較 (1995年)

資料: 「人口動態調査」(厚生労働省), 「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所), HFD
にもとづき筆者作成

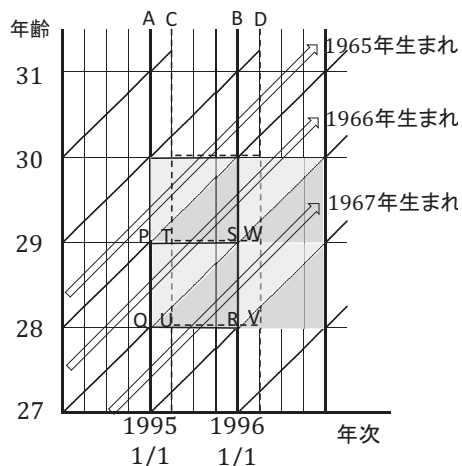


図9 出生率算定の領域

資料: 筆者作成

り, これを分母に用いて満28歳の出生率を測定することは, 図の縦線 C, D の間で, かつ満年齢が28歳である破線の正方形 TUVW に対応する生存延べ年数を分母としたことに相当する. ここで, 正方形 TUVW に含まれるコーホートの割合は, 1966年生まれが $9/32$, 1967年生まれが $22/32=11/16$, 1968年生まれが $1/32$ となっている. ところが, 1966年は丙午の年であって前後のコーホートに比べてサイズが小さいことから, 1966年生まれが半数より少ない正方形 TUVW に対応する生存延べ年数は, 正方形 PQRS に対応する生存延べ年数よりも大きいものとなるはずである. したがって, 10月1日人口を分母として出生率を測定した場合, 分母が分子に比べて過大評価となり, 人口学的率は過小評価となる. 逆に, 1995年の満29歳の出生率は過大評価となり, 図8に見られた不自然な動きが生じたのである.

一方, 同じ図8の中で, マーカーのない実線は, 出生率の分母としてJMDのリスク対応生存延べ年数を用いたものであるが, こちらには分母を10月1日人口とした場合のような不自然な動きは見られない. このように, より厳密な測定が必要な場合, JMDのリスク対応生存延べ年数を分母として用いるのが望ましいことが理解できる.

なお, HMDの出生版である Human Fertility Database (HFD)⁷⁾でも, 日本の出生指標が提供されているが, ここでは人口学的率の分母としてHMDのリスク対応生存延べ年数が使われている. 図8には, ×印のマーカーのある破線でHFDによる年齢別出生率を示している. これを見ると, 10月1日人口を分母としたものよりは不自然な動きは小さくなっているものの, JMDを用いたものと比較すると, 依然としてやや不自然な動きが

7) Human Fertility Database. <https://www.humanfertility.org/> (2026年6月15日最終アクセス)

見られる。これは、JMD では HMD と異なり、国勢調査の出生月別人口統計を用いて、リスク対応生存延べ年数をより精密に測定していることによるものであり、HFD よりも JMD の生存延べ年数を用いる方が望ましいといえる。

なお、期間出生率だけでなく、コーホート別合計出生率を測定する場合にも、JMD の生存延べ年数を用いることにより精密な評価が可能となる。ただし、その際には、期間の率をコーホートの率に組み替える方法にも注意が必要となる。

今、 t 年生まれコーホートの合計出生率を、期間出生率 ${}_1F_x(t+x)$ を用いて、

$$\sum_{x=15}^{49} {}_1F_x(t+x)$$

により求めるとする。ここでさらに分母として10月1日人口を用いたものが、図10の×印のマーカーのある点線で示したものである。これを見ると、1966年生まれの合計出生率が高く、1967年生まれが低くなっているが、これは先に見た通り、分母を10月1日人口にしたことが影響している。しかしながら、この計算にはもう一つ問題点がある。式(1)は、図11において、濃い網掛けの正方形領域の出生率を斜めに足し上げるようにして期間からコーホートへの変換を行うことに相当している。しかしながら、実際にはこの正方形領域には異なる二つのコーホートが含まれている。すなわち、濃い網掛けの正方形内の下方トライアングルと、その右隣の薄い網掛けの正方形内の上方トライアングルを合わせたものが一つのコーホートに対応するため、本来はレキシストライアングルベースの事象数と生存延べ年数を用いて人口学的率を算定すべきである。しかしながら、死亡と異なり、事象によっては必ずしもレキシストライアングルベースのデータが利用可能でない場合もあり、出生についてはこのようなデータが利用可能でない年次が存在する。このような場合、隣

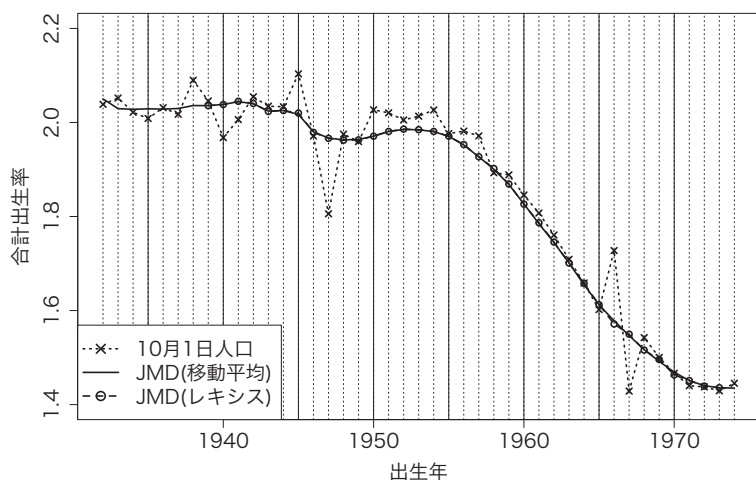


図10 コーホート合計出生率

資料: 「人口動態調査」(厚生労働省), 「日本版死亡データベース」(国立社会保障・人口問題研究所) にもとづき筆者作成

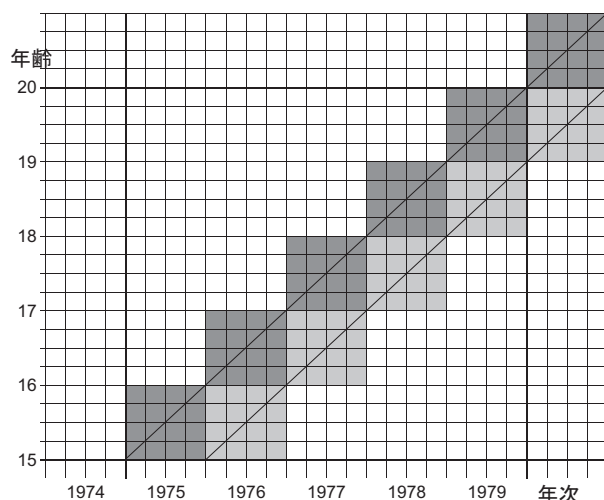


図11 コーホート合計出生率算定の領域

資料: 筆者作成

接する二つの正方形領域の出生率を移動平均してコーホート出生率を推計することが一つの方法である。

図10のマーカのない実線は、この移動平均法によってコーホート合計出生率を算出したものである。また、データが存在する年次ではレキシストライアングルベースの出生数を用いて出生率を求め、存在しない年次ではHFDが用いている推計法⁸⁾に基づいて、正方形領域からレキシストライアングルベースへの分割を行ってコーホート合計出生率を算出したものが○印のマーカのある破線で示したものである。これを見ると移動平均とレキシス分割をしたものは概ね同じ結果となっており、また両者とも、10月1日現在人口を用いた場合に見られるような不自然な上下動もなくなっている。このように、コーホート別の合計出生率を測定する場合には、期間出生率をJMDの生存延べ年数を用いて厳密に評価した上で、移動平均やレキシス分割によって、期間からへのコーホートへの変化を行うことが必要であることが理解できる。

V. おわりに

本研究では、石井 (2015a) を改定し、直近の第5版に対応するJMD構築に関する方法論をまとめるとともに、JMDの応用について述べた。

JMD構築に関する方法論は当初公開以降、リスク対応生存延べ年数の計算方法改善、死因別年齢調整死亡率の提供、都道府県別生命表の拡充など、いくつかの改定がなされてきたものの、直近の第5版に対応するJMDの構築法について取りまとめたものがない状

8) 具体的な方法については、補遺「III. HFDのレキシストライアングル別出生数推計法」を参照されたい。

況にあった。

本稿によって、直近の JMD の方法論の全体像が改めて整理されるとともに、JMD によって、全国・都道府県別の死亡状況を長期的かつ各年単位で分析できることや、期間・コホートの出生水準測定にも応用可能であることが示された。今後も、データベース構築の方法論をさらに深化させていくとともに、JMD を様々な人口分析に活用していくことが課題である。

謝辞

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、本稿で使用した「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おり、出生票・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。また、本研究は、上記の他、厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（統計情報総合研究事業））JPMH23AB1002（「ICD-11の適用を通じて我が国の死因・疾病統計の向上を目指すための研究」、研究代表者：林玲子）、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））JPMH23AA2005（「ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究」、研究代表者：小池司朗）、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））JPMH26AA2009（「超高齢化・多様化する世帯構造に着目した人口・世帯推計手法の精緻化及び社会の再編に向けた研究」、研究代表者：岩澤美帆）による助成を受けた。

参考文献

- 石井太 (2015a) 「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.
石井太 (2015b) 「日本版死亡データベースの人口分析への応用」『人口問題研究』第71巻第2号, pp.141–155.
石井太 (2020) 「日本の人口学における死亡研究の動向」『人口学研究』第56号, pp.43–50.
石井太 (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, pp.32–55.
石井太 (2025) 『人口学の基礎』慶應義塾大学出版会.
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」.
https://www.mhlw.go.jp/stf/000020200529_1.html (2026年6月15日最終アクセス)
国立社会保障・人口問題研究所 (2023) 『日本の将来推計人口（令和5年推計）』（人口問題研究資料第347号）.
堀口侑・石井太 (2023) 「都道府県別の満年齢別・死亡年別死亡数を出生年別に分割するモデル開発に関する研究」『人口問題研究』第79巻第4号, pp.381–400.

Methodology for Constructing the Japanese Mortality Database (Version 5) and Its Applications

ISHII Futoshi, BEPPU Motomi, SUGA Keita,
IWASAWA Miho and MINAMI Takuma

This study aims to outline the methodology for constructing the latest version (Version 5) of the Japan Mortality Database (JMD) and to discuss its application to the analysis of prefectural life expectancy and the measurement of fertility levels.

Since the initial release of the JMD, several methodological revisions have been implemented, including improvements to the calculation of person-years of exposure, the provision of age-adjusted mortality rates by cause of death, and the expansion of life tables by prefecture. However, there is currently no comprehensive documentation of the methodology used for the latest fifth version. Therefore, this study provides an updated overview of the JMD methodology and discusses its application to the analysis of prefectural life expectancy and the measurement of fertility levels.

Keywords: life tables, mortality analysis, database, methodology, fertility level