

ベイズ型 age-period-cohort 分析を用いた 日本の予測平均余命の性差 (2023 ~ 2047 年)

内田 博之¹, 三藤 瑠莉², 瓶子 英朗², 斎藤 雅文³, 小田切陽一⁴, 大竹 一男⁵,
八巻 努², 内田 昌希⁶, 夏目 秀視⁶, 小林 順¹

¹ 城西大学大学院薬学研究科医療栄養学専攻

² 城西大学薬学部薬学科製剤学講座

³ 城西大学薬学部医療栄養学科臨床栄養学講座

⁴ 山梨県立大学大学院看護学研究科地域看護学

⁵ 城西大学薬学部医療栄養学科病態解析学講座

⁶ 城西大学大学院薬学研究科薬学専攻

Gender Differences in Projected Life Expectancy in Japan (2023–2047) Determined by Bayesian Age-Period-Cohort Analysis

Hiroyuki UCHIDA¹, Ruri MITO², Hideaki HEISHI², Masafumi SAITO³, Youichi ODAGIRI⁴,
Kazuo OHTAKE⁵, Tutomu YAMAKI², Masaki UCHIDA⁶, Hideshi NATSUME⁶ and Jun KOBAYASHI¹

¹Division of Clinical Dietetics and Human Nutrition, Graduate School of Pharmaceutical Sciences, Josai University

²Division of Pharmaceutics, School of Pharmaceutical Sciences, Faculty of Pharmaceutical Science, Josai University

³Division of Clinical Nutrition, Department of Clinical Dietetics and Human Nutrition, Faculty of Pharmaceutical Science, Josai University

⁴Division of Public Health Nursing, Graduate School of Nursing, Yamanashi Prefectural University

⁵Division of Pathophysiology, Department of Clinical Dietetics and Human Nutrition, Faculty of Pharmaceutical Science, Josai University

⁶Division of Pharmaceutical Sciences, Graduate School of Pharmaceutical Sciences, Josai University

Abstract

Objectives: In this study, we aimed to (1) determine the effects of age, period, and cohort on mortality rate trends between 1958 and 2012 in Japan and (2) assess gender differences in projected life expectancy (LE) for the 2023–2047 period.

Methods: A time trend study was conducted using age-period-cohort (APC) analysis. A Bayesian APC model was fitted to describe mortality rate trends for the 1958–2012 period and to project mortality rates for 2023–2047. LE was predicted by Chiang's method using projected mortality rates.

Results: Age, period, and cohort effects showed similar patterns between males and females. As time passes, gender differences in projected LE were larger among individuals over 65 years than among those under 65 years. Time series change rates of the extension of projected LE after excluding specific causes of death showed the following: smaller extension of projected LE in males in terms of mortality risk from malignant neoplasms, heart diseases, pneumonia, and accidents (under 65 years) and in females in terms of mortality risk from heart diseases, cerebrovascular diseases, and suicide (over 65 years).

Conclusions: Gender differences in projected LE are expected to be smaller before middle age and to be larger among seniors. These projected gender differences stem in part from the lower mortality risk among men than among women from malignant neoplasms, heart diseases, pneumonia, and accidents (under 65 years), and among women compared to men from heart disease, cerebrovascular disease, and suicide (over 65 years).

Key words: life expectancy (平均余命), gender difference (性差), projections (予測), Bayesian age-period-cohort analysis (ベイズ型 age-period-cohort 分析), mortality rate (死亡率)

はじめに

寿命は、医学の発展、医療サービスの向上、食生活の改善、生活環境と労働環境の改善、および教育水準の向上などにより延伸する (1, 2)。この延伸は先進諸国、新興国に共通した特徴として観察されている。生命表は観察された人口集団の年齢構成には影響を受けない形で、その集団の死亡状況のみを集約し、生命表から得られる平均余命は死亡改善の過程やその地域格差を比較分析する際に利用される。そのため、平均余命は集団の包括的な保健福祉水準を示す重要な総合指標として活用できる。平均余命の経時的な観察は、保健福祉に関する社会のおよび政策的な影響を反映する公衆衛生学上の重要な情報を提供する。

日本の 0 歳の平均余命は欧米諸国と比較して男女ともにトップクラスであり、特に女性は世界で最も高値である (3)。0 歳の平均余命の性差 (女性と男性の差) は、日本およびフランスが 1990 年代初期から 2000 年代初期にかけて 7 年前後と大きく、他の多くの欧米諸国は 6 年未満であった。日本の 0 歳の平均余命は 1947 年に男性が 50.06 年、女性が 53.96 年であったが、1958 年には男性が 64.98 年、女性が 69.61 年と 60 年を超えた (4)。その後、2015 年には男性が 80.79 年、女性が 87.05 年となり、2015 年までの 58 年間で 15 年以上も平均余命が延伸した。一方で、0 歳の平均余命の性差は、1947 年に 3.90 年、1958 年に 4.63 年であったものが、1999 年には 6.98 年と拡大し、2015 年に 6.26 年となった。先進国を対象にした 0 歳の平均余命の性差の観察の研究により、日本の性差は 1950 年代初期から 1990 年代後期にかけて一貫して拡大傾向を示してきた。一方、日本を除くアメリカ、カナダ、イングランド・ウェールズなどの先進国における 0 歳の平均余命の性差は 1950 年代初期からの拡大傾向が 1980 年代初期に弱まり、その後 1990 年代後期まで縮小傾向に転じた (5, 6)。このような性差の推移の違いは、日本の男性のがん死亡率および呼吸器疾患死亡率が依然として高値である反面、日本以外の先進国の男性の心疾患死亡率およびがん死亡率が低下に転じたことに起因すると報告されている。日本の性差は 2000 年代初期に拡大傾向が弱まりその後縮小傾向に転じる推移 (4) をし、他の先進国よりも数十年遅れて追隨して低下傾向を示していることから、他の先進国と同様に男性の死亡率の改善が寄与していると考えられる。

先進国、新興国を含め世界中のあらゆる国々で 0 歳の平均余命は男性よりも女性の方が長く (7, 8)、その中で

日本は平均余命の男女格差が半世紀にわたり拡大傾向にあり、最近の統計資料 (4) から 6 年以上の平均余命の性差が観察されている。少子高齢化が進展する日本では、とりわけ高齢者人口の人口性比のアンバランスの観点から、わが国の平均余命は将来延伸し、平均余命の性差は今後も拡大傾向を続けるのかどうかを検討する必要に迫られている。スペイン人を対象にベイズ型 age-period-cohort (APC) 分析を使用し、平均余命を予測して評価した報告では、79 歳以上の高齢者の平均余命は男性が横ばい傾向で推移する一方で、女性では延伸傾向を示すことが予測されている (9)。そのため、将来的に人口性比のアンバランスが継続する。日本においても将来の平均余命の予測は、退職による退職後の生活資金やヘルスサービス等の計画のため、そして平均余命の性差の拡大による人口性比のアンバランス化に基づく地域包括ケアシステムを含む地域の医療保健福祉政策の決定のために非常に重要である。

疾病などによる死亡動向には、年齢の影響、時代の影響およびコホートの影響が大きく関与し、死亡動向の観察にはこれらの影響を考慮する重要性が報告 (10) されている。そのため、全死因そして特定の死因の死亡動向の観察、あるいは死亡動向の将来予測には、年齢、時代およびコホートの各要因の影響を分離して、影響の大きさ (効果) を推定できるベイズ型 APC 分析の利用が提案されている。APC 分析は、単一の死因だけでなく性別年齢階級別および疾患別に様々な要因が影響を及ぼし得る全死因をモデル化し年齢、時代、コホート効果の推定、死亡数の将来予測をするために使用されている。近年、ベイズ型 APC 分析は、諸外国も含め疾病死亡 (9, 11-14)、自殺死亡 (15)、肥満や痩身 (16)、出生 (17)、婚姻 (18) および幸福度 (19) などの動向を対象とした年齢、時代およびコホートの影響の解明を目的とした医療保健分野の研究に使用され、社会医学上の重要な知見を提供している。また、ベイズ型 APC 分析では、年齢効果、時代効果およびコホート効果の変動から将来予測を可能とし、これまでも疾病死亡率 (9, 13, 14)、肥満・痩身傾向児の出現率 (16) および男児出生割合 (17) の将来推計について報告されている。

本研究は、ベイズ型 APC 分析を使用して、日本の 1958 年から 2012 年の年齢階級別死亡率の年次推移に対する年齢効果、時代効果およびコホート効果を評価し、さらに 2023 年から 2047 年までの平均余命の将来予測を行い、今後どのような平均余命の性差の推移を示し、その性差に影響を与える主要死因について明らかにすることを目的とした。

方 法

1. 死亡数と人口の資料

日本の 1958 ~ 2012 年までの全死因および主要死因別 (悪性新生物、心疾患、脳血管疾患、肺炎、不慮の事故、

受付 2017 年 9 月 2 日, 受理 2018 年 3 月 16 日
Reprint requests to: Hiroyuki UCHIDA
Division of Human Nutrition, Graduate School of Pharmaceutical Sciences, Josai University, 1-1 Keyakidai, Sakado, Saitama 350-0295, Japan
TEL & FAX: +81(49)271-7204
E-mail: mrhiroyuki@josai.ac.jp

Table 1 ICD codes for causes of death analyzed in this study

Causes of death	1958–1967 (ICD-7)	1968–1978 (ICD-8)	1979–1994 (ICD-9)	1995–2012 (ICD-10)
Malignant neoplasms	140–205	140–209	140–208	C00–C97
Heart diseases	410–434	393–398, 410–429	393–398, 410–429	I01–I09, I20–I52
Cerebrovascular diseases	330–334	430–438	430–438	I60–I69
Pneumonia	490–493, 763	480–486	480–486	J12–J18
Accidents	E800–E962	E800–E949	E800–E949	V01–X59
Suicide	E963, E970–E979	E950–E959	E950–E959	X60–X84, Y87, U03

Table 2 Cohort table expressed in the Lexis diagram with 18 age group and 11 calendar period

Age group (years)	Calendar period										
	1958–1962	1963–1967	1968–1972	1973–1977	1978–1982	1983–1987	1988–1992	1993–1997	1998–2002	2003–2007	2008–2012
0–4	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010
5–9	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
10–14	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
15–19	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995
20–24	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990
25–29	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985
30–34	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980
35–39	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975
40–44	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970
45–49	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965
50–54	1910	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960
55–59	1905	1910	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955
60–64	1900	1905	1910	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950
65–69	1895	1900	1905	1910	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945
70–74	1890	1895	1900	1905	1910	1915	1920	1925	1930	1935	1940
75–79	1885	1890	1895	1900	1905	1910	1915	1920	1925	1930	1935
80–84	1880	1885	1890	1895	1900	1905	1910	1915	1920	1925	1930
85–	1875	1880	1885	1890	1895	1900	1905	1910	1915	1920	1925

In the Lexis diagram numbers (birth years) be related to the relevant birth cohort. The cohort groups were defined by their mid-years (starting with 1875 and finishing with 2010).

自殺)の性別年齢階級別死亡数は人口動態統計(20)より得た。この期間の主要死因の分類に関する「疾病及び関連保健問題の国際統計分類(ICD)」コードの改正による対比状況をTable 1に示した。また、1958～2012年までの性別年齢階級別人口は国勢調査報告および10月1日現在推計人口(21)より得た。2013～2047年までの日本の性別年齢階級別将来推計人口(中位推計値、平成24年1月推計)は国立社会保障・人口問題研究所より得た(22)。これにより本研究で観察対象となったコホート表をTable 2に示した。この表は、1958–1962年から2008–2012年までの11時代区分(時代)における0–4歳から85歳以上までの18年齢区分(年齢)の時代進行に伴った年齢進行を示す。また、1875年から5年刻みに2010年までの28コホート区分(コホート)を示す。表中の数値は同一のコホートの出生年(中央年)を表している。

2. ベイズ型APC分析による平均余命の予測

ベイズ型APC分析は、死亡率の推移に対する年齢効

果、時代効果およびコホート効果を確認後、予測死亡率を算出するために実行された。平均余命を予測するための方法はいくつかあるが、死亡率の予測において出生コホートの効果を十分に考慮したものではなかった。ベイズ型APC分析は年齢効果、時代効果だけでなくコホート効果も考慮することができる特徴を有する(9, 23)。この分析は、3効果のそれぞれ独立した効果が今後も継続すると仮定して年齢階級別に予測死亡率を算出し平均余命の予測を行う。ベイズ型APC分析に利用するベイズフレームワークは、年齢効果、時代効果およびコホート効果を考慮して平均余命の予測が可能である(24)。

2.1 ベイズ型APC分析

1958–1962年から2008–2012年の年齢階級別死亡数と人口をデータとしてベイズ型APC分析を実行し、死亡率の年齢効果、時代効果およびコホート効果のトレンドを観察する。死亡率のAPC分析のモデリングには、階層ベイズフレームワークを適用した(24)。階層ベイズモデルでは、はじめに事前分布として二項分布を仮定した(下式(1))。

$$C_{ij} \sim \text{Binomial}(n_{ij}, \pi_{ij}) \quad (1)$$

C_{ij} : 第 j 時点の第 i 年齢階級の死亡数

$\text{Binomial}(n_{ij}, \pi_{ij})$: パラメータ n_{ij} と π_{ij} の二項分布

n_{ij} : 第 j 時点の第 i 年齢階級の人口サイズ

π_{ij} : 未知の死亡確率

次に、死亡確率のロジットは、総平均効果、年齢効果、時代効果およびコホート効果の線形和として表した (25) (下式 (2))。

$$\eta_{ij} = \log \left(\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}} \right) = \mu + A_i + P_j + C_k, \quad (2)$$

$$i = 1, \dots, I,$$

$$j = 1, \dots, J,$$

$$k = 5 \cdot (I - i) + j$$

η_{ij} : 死亡確率のロジット

μ : 総平均効果

A_i : 第 i 年齢階級の年齢効果のパラメータ

P_j : 第 j 時点の時代効果のパラメータ

C_k : 第 k コホートのコホート効果のパラメータ

年齢効果 A 、時代効果 P およびコホート効果 C の各パラメータの推定値は、事前分布を尤度 (観察データ) で更新するシミュレーションを通して、パラメータの推定値を収束させることにより平滑化させた。なお、平滑化にはランダムウォークモデル (RW1) (26) を使用した (下式 (3))。

$$A_i \sim \text{Normal} \left(A_{i-1}, \frac{1}{\kappa} \right), i = 2, \dots, I$$

A_i および $\kappa \sim \text{Gamma}(a, b)$ に対する平たん事前分布 (3)

κ は Gibbs サンプリングによるハイパーパラメータであり、年齢効果 A の平滑化を決定している精度パラメータを示す (27)。同様に時代効果 P 、コホート効果 C の精度パラメータとしてそれぞれ λ , ν を使用した。パラメータ A , P および C の事後分布の中央値と 95% 信用区間 (95% credible interval (95% CI)) は、状態空間モデルのマルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) シミュレーション (10) によって得た。Metropolis-Hastings 法 (28) によりサンプリングを行い、初期値の影響を最小にするための収束条件は、burn-in に対する繰り返し数を 10,000 とし、200,000 まで繰り返しこととした。なお、これらの burn-in の条件における定常状態への収束は可視的に判断した。

このモデルには、ベイズ型 APC 分析に特化した解析ソフトウェアである Bayesian Age-Period-Cohort Modeling and Prediction (BAMP) version 1.3.0.1 (10) を使用した。近年、BAMP は死亡率 (13, 14, 29) の年次推移における年齢効果、時代効果およびコホート効果を評価し、およ

びそれらの将来予測の研究に採用されている。

単要因モデル (A, P, C)、2 要因モデル (AP, AC, PC) および 3 要因 (APC) モデルの適合度 (good of fitness) は、deviance information criterion (DIC) 値を算出し評価した (30)。本研究では、それらのモデルのうち APC モデルの DIC 値が最小であり、APC モデルが最適モデルであることを確認した。

ベイズ型 APC 分析の結果は、年齢効果、時代効果およびコホート効果の各時間断面 (それぞれ年齢、暦年、出生年) における事後推定値として、その中央値と 95% CI を図示した。これらのグラフは各時間断面における値の総和を 0 (ゼロ和制約) として表され、事後推定値のプラス方向への変化は、当該効果のトレンドが増大し、死亡率を上昇させる方向に影響することを意味し、一方、事後推定値のマイナス方向への変化は、当該効果のトレンドが低減し、死亡率を低下させる方向に影響することを意味している。また、各効果の事後推定値のレンジ幅 (最大値と最小値の差) は 3 効果間での相対的な大きさを表し、レンジ幅が大きい効果ほど死亡率の変化に対する影響が大きい効果であることを表している。

2.2 死亡数の将来予測

2013–2017 年から 2043–2047 年の期間における性別年齢階級別 (0–4 歳から 85 歳以上) の死亡数の将来予測は、BAMP に付帯するモジュールを使用して、ベイズ型 APC モデルを適用し実施した (10, 14)。なお、この解析には、1958 年から 2012 年の年齢階級別死亡率の年次推移に対する年齢効果、時代効果およびコホート効果の変化が現在の特徴を変えずに変化するシナリオを想定している。

将来予測には、RW1 モデルを使用し 1958–1962 年から 2008–2012 年の死亡数 (20) と人口 (21) および 2013–2017 年から 2043–2047 年の将来推計人口 (22) をデータとして、ベイズ型 APC 分析を行った。MCMC シミュレーションには、burn-in に対する繰り返し数を 10,000 とし、200,000 まで繰り返し、2013–2017 年から 2043–2047 年の予測死亡数の中央値と 95% CI を求めた。

2.3 平均余命の将来予測

平均余命の将来予測は、2023–2017 年および 2043–2047 年の 5 歳年齢階級別予測死亡数および将来推計人口 (22) を使用して、Chiang の方法により簡略生命表を作成することによって行った (31, 32)。なお、簡略生命表の作成に必要な各年齢階級の係数 a_i には、1980 年の日本における完全生命表より算出した値を使用した (33)。

特定死因を除去した場合の平均余命の伸びは、特定死因を悪性新生物、心疾患、脳血管疾患、肺炎、不慮の事故および自殺とし、それぞれの特定死因の死亡数を 0 とし、ベイズ型 APC 分析を実行し、2023–2017 年および 2043–2047 年の 5 歳年齢階級別予測死亡数を算出し、Chiang の方法 (31–33) により簡略生命表を作成することによって行った。

結 果

1. 全死因の年齢階級別死亡率の年次推移および出生コホートの推移

1958–1962 年から 2008–2012 年までの全死因の年齢階級別死亡率 (人口 10 万対) の年次推移を Fig. 1 に示した。1958–1962 年から 2008–2012 年にかけて男女ともすべての年齢階級別死亡率は低下傾向を示し、特に 15 歳未満でその傾向が大きかった。男性に比べ女性は相対的に死亡率が低かった。また、近年、男性は 20–24 歳から 35–39 歳、女性は 5–9 歳、20–24 歳から 40–44 歳で死亡率の低下が鈍化した。1958–1962 年から 2008–2012 年までの全死因の年齢階級別死亡率の出生年次別の推移を Fig. 2 に示した。死亡率は、男女ともすべての年齢階級で出生年の推移に伴い低下傾向を示し、特に 20 歳未満の傾きが大きかった。また、男性に比べ女性は相対的に死亡率が低かった。男性は 20–24 歳から 45–49 歳の 1950 年代前期生まれ以降のコホート、50–54 歳から 65–69 歳の 1920 年代後期から 1930 年代後期生まれのコホートで死亡率の低下が鈍化した (図中の矢印)。女性は 20–24 歳から 35–39 歳の 1960 年代前期生まれ以降のコホート、85 歳以上の 1910 年代後期生まれ以降のコホートで死亡率の低下が鈍化した (図中の矢印)。年齢階級別死亡率の年次推移および出生年次別の推移の観察から、観察された期間およびコホート全体にわたって、滑らかな死亡率の低下傾向が見られた。

2. 全死因の死亡率の年次推移に対する年齢効果、時代効果およびコホート効果

死亡率の年次推移に対するベイズ型 APC 分析のモデル適合度は、DIC 値を算出し評価した。それらの DIC 値は、単要因モデルが A, P, C の順に男性 399.4, 39732400.0, 397.8, 女性 392.1, 35352100.0, 394.7, 2 要因モデルが AP, AC, PC の順に男性 508.3, 405.6, 2206.3, 女性 410.7, 414.5, 2098.3, 3 要因モデル (APC) が男性 395.2, 女性 389.3 であった。本研究では、それらのモデルのうち APC モデルの DIC 値が男女とも最小であり、APC モデルが最適モデルであることを確認し、APC モデルを適用した。

死亡率の年次推移に対する年齢効果、時代効果およびコホート効果の事後分布の中央値と 95% CI は、MCMC シミュレーションにより得た。採用した収束条件は、burn-in に対する繰り返し数を 10,000 とし、200,000 まで繰り返すこととした。この条件における定常状態への収束は、MCMC 法によって得られたサンプルの時系列プロットを作成し、サンプルの変動が安定的になる時点を可視的に確認した。この定常状態への収束状況を Fig. 3 に示す。

1958–1962 年から 2008–2012 年までの全死因の死亡率の年次推移に対する年齢効果、時代効果およびコホート効果の事後推定値を求め、それらの中央値と 95% CI の

グラフを Fig. 4 に示す。事後推定値の最大値と最小値の差であるレンジ幅の比較から、年齢効果、時代効果およびコホート効果の寄与の強さを評価した。男女ともに年齢効果は、レンジ幅が男性 6.78, 女性 6.93 と非常に大きく、次いで男性ではレンジ幅が 1.02 のコホート効果、1.01 の時代効果の順、女性では 1.32 の時代効果、0.70 のコホート効果の順であった。年齢効果は、男女ともに 10–14 歳を变化点とし低減トレンドから増大トレンドに大きく変化した。男性は 20–24 歳でいったん増大トレンドが弱まるが、30 歳以上では一貫して増大していた。女性は 15 歳以上で一貫した増大トレンドを認め、55 歳以上ではより強くトレンドが増大していた。時代効果は、男女ともに 1958–1962 年以降一貫して低減トレンドを示し、男性に比べて女性はそのトレンドが大きかった。コホート効果は、男女ともに 1900 年生まれのコホートまで増大トレンド、その後横ばいトレンドを経て、1975 年以降生まれのコホートから低減トレンドに変化した。その低減トレンドは男性に比べて女性の方が穏やかであった。

なお、年齢効果、時代効果およびコホート効果のトレンドの性差は、各効果の事後推定値の中央値の傾向により述べたが、コホート効果には 95% CI の幅が広いコホート区分があるために性差の解釈に考慮を要する。

3. 平均余命の将来予測と性差

2008–2012 年の平均余命、2023–2027 年および 2043–2047 年の平均余命の予測を Table 3 に示す。0–4 歳の平均余命は、2008–2012 年の男性が 79.86 年、女性が 87.11 年であったものが、2023–2027 年の男性が 79.77 年、女性が 86.82 年、2043–2047 年の男性が 81.50 年、女性が 87.81 年であった。2008–2012 年から 2043–2047 年までの期間に、0–4 歳の平均余命の延伸は 2023–2027 年に一端短縮するものの男性が 1.64 年、女性が 0.70 年であり、男性に比べ女性の方が小さいことが予測された。他の年齢階級においても同様に平均余命の延伸が予測された。2008–2012 年から 2043–2047 年にかけての 65 歳未満の平均余命の延伸は、男性に比べて女性の方が小さいが、65 歳以上の平均余命の延伸は男性に比べて女性の方が大きかった。また、2008–2012 年の平均余命の性差 (女性–男性)、2023–2027 年および 2043–2047 年の予測された平均余命の性差を Table 4 に示す。2008–2012 年から 2043–2047 年にかけての平均余命の性差は、将来、0–34 歳では短縮傾向、35–64 歳では 2023–2027 年に一端延伸するもののその後短縮傾向であり、65 歳以上では延伸傾向であった。

2008–2012 年の特定死因 (悪性新生物、心疾患、脳血管疾患、肺炎、不慮の事故、自殺) を除去した場合の平均余命の伸び、2023–2027 年および 2043–2047 年の特定死因を除去した場合の平均余命の予測の伸びを Table 5 に示す。2008–2012 年から 2043–2047 年にかけての悪性新生物を除去した場合の平均余命の伸びは、将来、男性

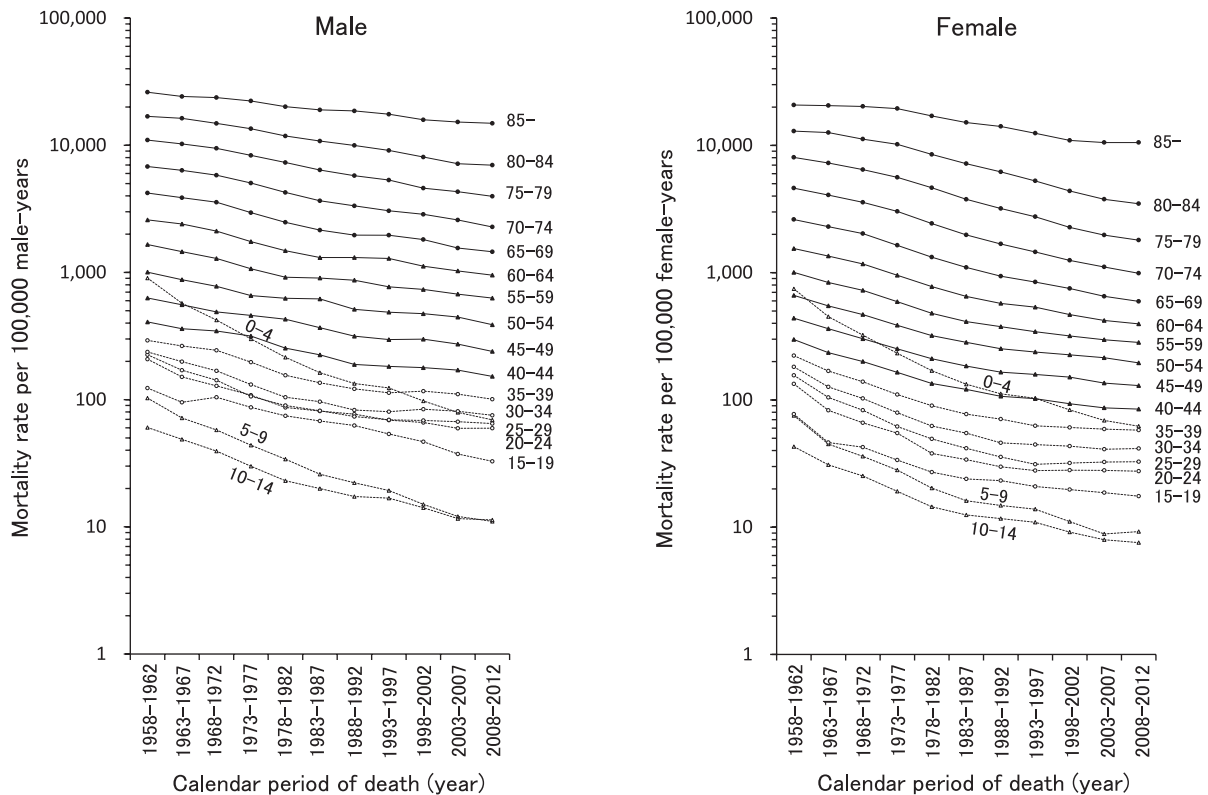


Fig. 1 Age-specific 5-year mortality rates in Japan by period of death according to 18 age group during 1958–2012.

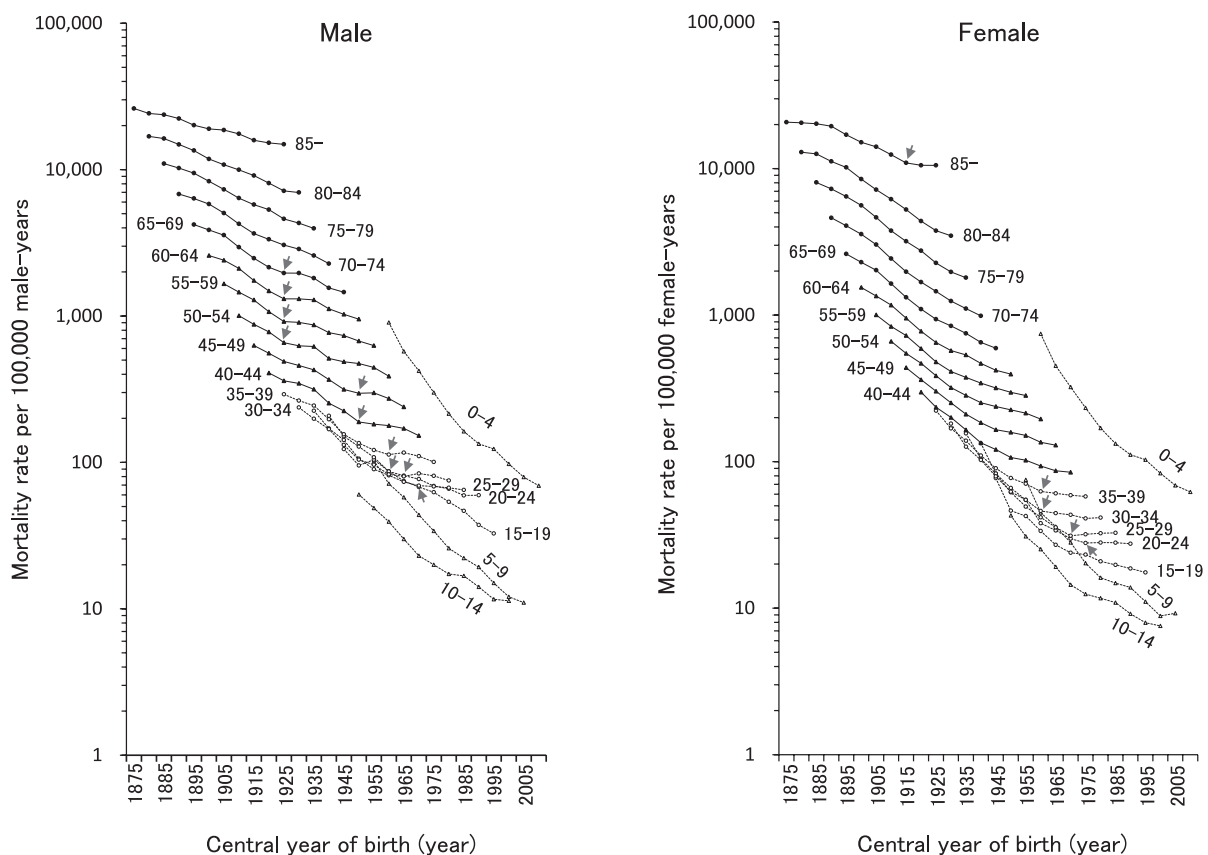


Fig. 2 Age-specific 5-year mortality rates in Japan by birth cohort of death according to 18 age group during 1958–2012. The points that slowed down of the decreasing trends of mortality rates are indicated by gray arrows in the figures.

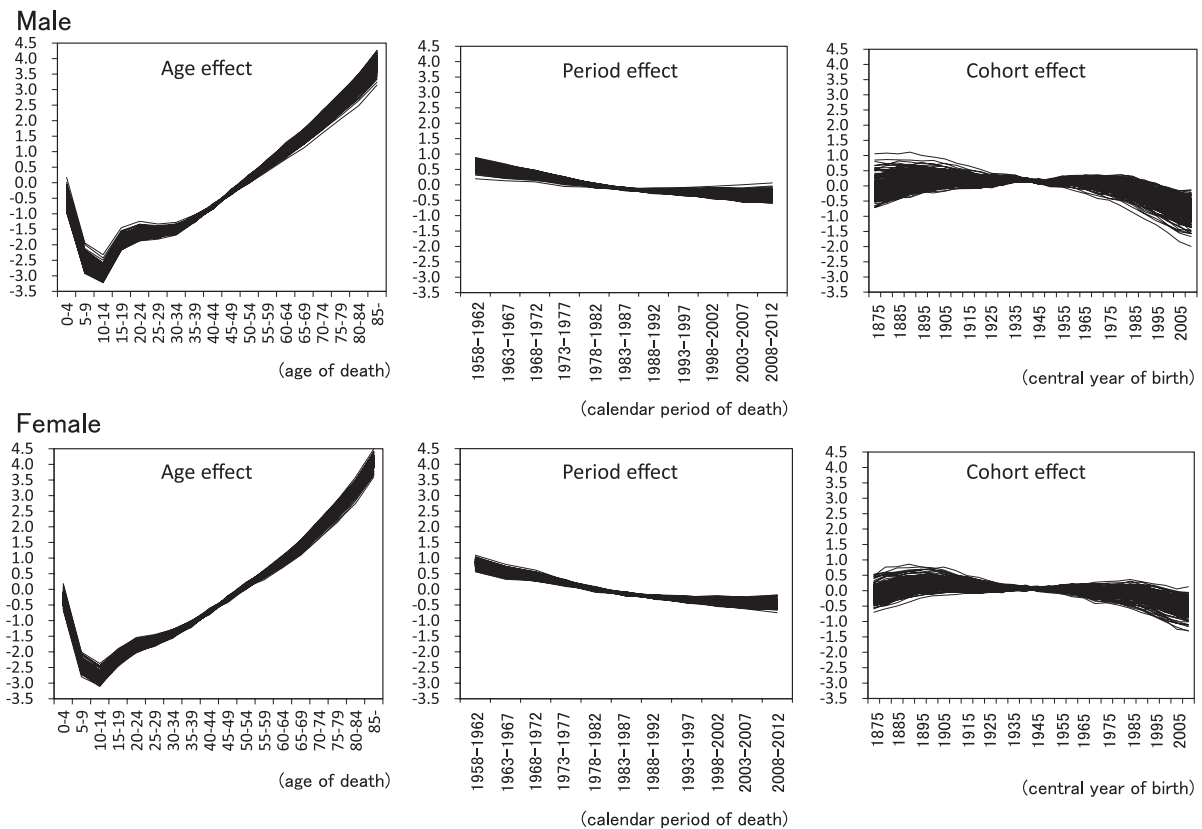


Fig. 3 Judgement of convergence for MCMC algorithm. The MCMC algorithm produces samples from the posterior distribution of all unknown parameters for age, period, and cohort effects.

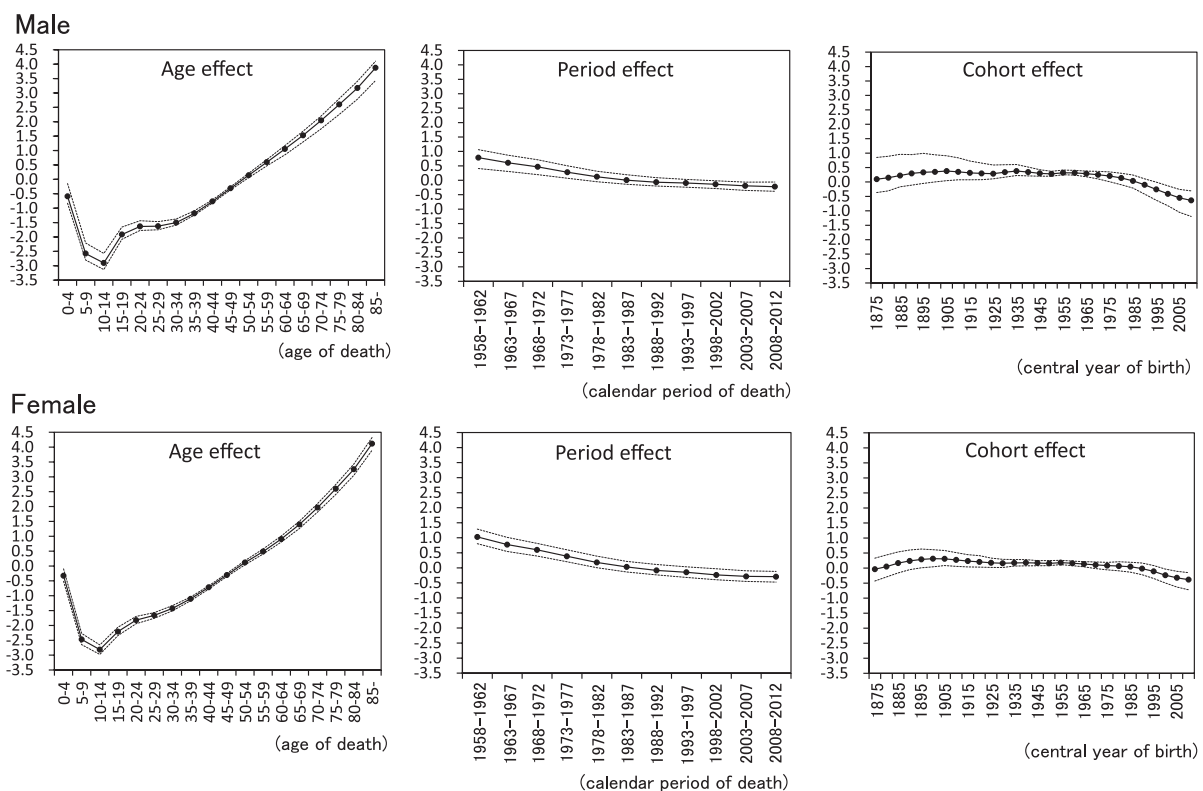


Fig. 4 Age, period, and cohort effects in Japanese males and females during the period 1958–2012. Solid line with black circles represents estimate of age, period, or cohort effects; broken line indicates upper or lower limits of 95% credible intervals.

Table 3 Life expectancy for those periods by age group and for male and female, and differential of life expectancy between periods

Male

Age group (years)	Life expectancy ^a			Differential between periods ^c	
	Period 2008–2012	Period ^b 2023–2027	Period ^b 2043–2047	2023–2027 minus 2008–2012	2043–2047 minus 2008–2012
0–4	79.86	79.77 (75.58–83.99)	81.50 (75.62–87.58)	–0.09	1.64
5–9	75.14	75.07 (71.01–79.19)	76.81 (71.13–82.75)	–0.06	1.67
10–14	70.18	70.11 (66.06–74.21)	71.85 (66.19–77.78)	–0.07	1.67
15–19	65.22	65.14 (61.10–69.23)	66.88 (61.24–72.79)	–0.08	1.66
20–24	60.32	60.20 (56.19–64.28)	61.94 (56.35–67.83)	–0.12	1.62
25–29	55.49	55.28 (51.31–59.33)	57.02 (51.47–62.88)	–0.21	1.53
30–34	50.66	50.37 (46.43–54.40)	52.09 (46.58–57.92)	–0.29	1.42
35–39	45.84	45.48 (41.57–49.47)	47.16 (41.70–52.96)	–0.37	1.31
40–44	41.06	40.63 (36.78–44.58)	42.25 (36.85–48.02)	–0.43	1.18
45–49	36.36	35.86 (32.10–39.76)	37.38 (32.06–43.11)	–0.49	1.02
50–54	31.76	31.22 (27.60–35.03)	32.59 (27.39–38.25)	–0.54	0.83
55–59	27.33	26.76 (23.29–30.44)	27.93 (22.90–33.48)	–0.57	0.60
60–64	23.12	22.49 (19.24–26.02)	23.47 (18.68–28.86)	–0.63	0.34
65–69	19.12	18.49 (15.49–21.84)	19.24 (14.84–24.46)	–0.63	0.12
70–74	15.36	14.80 (12.10–17.91)	15.38 (11.35–20.38)	–0.56	0.01
75–79	11.91	11.56 (9.17–14.43)	11.98 (8.50–16.56)	–0.35	0.07
80–84	8.97	8.79 (6.65–11.40)	9.17 (6.17–13.47)	–0.18	0.20
85–	6.72	6.82 (4.73–9.10)	7.18 (4.45–11.38)	0.10	0.47

Female

Age group (years)	Life expectancy ^a			Differential between periods ^c	
	Period 2008–2012	Period ^b 2023–2027	Period ^b 2043–2047	2023–2027 minus 2008–2012	2043–2047 minus 2008–2012
0–4	87.11	86.82 (81.34–93.67)	87.81 (79.91–98.52)	–0.28	0.70
5–9	82.38	82.14 (76.83–88.87)	83.14 (75.51–93.68)	–0.23	0.76
10–14	77.41	77.18 (71.88–83.89)	78.17 (70.57–88.70)	–0.24	0.76
15–19	72.44	72.20 (66.91–78.90)	73.19 (65.62–83.71)	–0.24	0.75
20–24	67.50	67.24 (61.98–73.93)	68.23 (60.69–78.73)	–0.27	0.73
25–29	62.59	62.29 (57.06–68.97)	63.29 (55.78–73.75)	–0.30	0.69
30–34	57.69	57.36 (52.15–64.01)	58.35 (50.88–68.79)	–0.33	0.65
35–39	52.81	52.45 (47.28–59.07)	53.41 (46.00–63.83)	–0.36	0.61
40–44	47.95	47.57 (42.46–54.16)	48.49 (41.14–58.87)	–0.38	0.54
45–49	43.14	42.74 (37.70–49.28)	43.62 (36.34–53.95)	–0.41	0.47
50–54	38.41	37.97 (33.05–44.46)	38.79 (31.63–49.06)	–0.43	0.38
55–59	33.76	33.30 (28.49–39.70)	34.05 (27.06–44.25)	–0.46	0.30
60–64	29.20	28.72 (24.05–35.01)	29.42 (22.65–39.49)	–0.48	0.22
65–69	24.73	24.28 (19.81–30.44)	24.93 (18.43–34.83)	–0.45	0.20
70–74	20.40	20.08 (15.87–26.06)	20.65 (14.51–30.33)	–0.32	0.26
75–79	16.29	16.19 (12.34–22.01)	16.66 (10.97–26.12)	–0.10	0.37
80–84	12.58	12.82 (9.28–18.45)	13.22 (7.93–22.38)	0.23	0.63
85–	9.50	10.29 (7.03–15.81)	10.58 (5.65–19.52)	0.79	1.08

^aLife expectancy for 2008–2012 was estimated with observed mortality rates, and that for 2023–2027 and 2043–2047 was based on mortality projections extracted from the age-period-cohort model.

^bProjected median value of the life expectancy for periods 2023–2027 and 2043–2047. The numbers within the parentheses indicated the lower and upper limits of the 95% credible intervals.

^cDifferential of median life expectancy between periods.

Table 4 Differential of life expectancy between female and male

Age group (years)	Female-Male ^a		
	Period 2008–2012	Period 2023–2027	Period 2043–2047
0–4	7.24	7.05	6.30
5–9	7.24	7.07	6.32
10–14	7.24	7.07	6.32
15–19	7.23	7.06	6.32
20–24	7.18	7.04	6.29
25–29	7.10	7.01	6.27
30–34	7.03	6.99	6.26
35–39	6.96	6.97	6.25
40–44	6.89	6.94	6.25
45–49	6.79	6.88	6.24
50–54	6.64	6.76	6.20
55–59	6.42	6.54	6.12
60–64	6.08	6.23	5.96
65–69	5.61	5.80	5.69
70–74	5.03	5.28	5.28
75–79	4.39	4.63	4.68
80–84	3.61	4.03	4.05
85–	2.78	3.47	3.40

^aThese were calculated by deducting male life expectancy from female life expectancy in Table 3.

が 0–59 歳で短縮傾向、60 歳以上で 2023–2027 年に一端延伸するもののその後短縮傾向であり、女性がすべての年齢階級で延伸傾向であった。心疾患を除去した場合は、将来、男性が 0–64 歳で短縮傾向、65 歳以上で横ばいから短縮傾向であり、女性がすべての年齢階級で 2023–2027 年に一端延伸するもののその後短縮傾向であった。65 歳未満では男性に比べて女性の方が短縮の年数が小さく、65 歳以上では男性に比べて女性の方が短縮の年数が大きかった。脳血管疾患を除去した場合は、将来、男性が 0–59 歳で延伸傾向、60–74 歳で 2023–2027 年に一端短縮するもののその後延伸傾向、75 歳以上で短縮傾向であった。女性が 0–59 歳で 2023–2027 年に一端短縮するもののその後延伸傾向、60 歳以上で短縮傾向であった。60 歳未満の男性に比べて女性の方が延伸の年数が小さく、60 歳以上の男性に比べて女性の方が短縮の年数が大きかった。肺炎を除去した場合は、将来、男性がすべての年齢階級で短縮傾向であり、女性が 0–79 歳で 2023–2027 年に一端延伸するもののその後短縮傾向、80 歳以上で短縮傾向であった。65 歳未満では男性に比べて女性の方が短縮の年数が小さかった。不慮の事故を除去した場合は、将来、男性がすべての年齢階級で短縮傾向であり、女性が 0–64 歳で横ばいから延伸傾向、65 歳以上で 2023–2027 年に一端短縮するもののその後延伸傾向であった。自殺を除去した場合は、将来、男女ともにすべての年齢階級で延伸傾向であり、25–79 歳では男性に比べて女性の方が延伸の年数が小さかった。

考 察

生物学的な視点から、生物の寿命の性差は雌優位であり、その理由として免疫機能の優位性、エストロゲンの保護効果、X 染色体の不活性化による代償性効果、成長ホルモンとインスリン様成長因子 1 シグナルカスケードの減弱、および加齢や疾患に伴う酸化ストレスの影響により生じ (7)、近年はエストロゲンを介した抗酸化寿命関連遺伝子のアップレギュレーションに起因する可能性が指摘されている (34)。しかし、人間に対してこれらの仮説を強く支持するエビデンスは今のところ存在しない。一方、社会医学的な視点から、寿命は、医学の発展、医療サービスの向上、食生活の改善、生活環境と労働環境の改善、および教育水準の向上などの社会的要因により延伸し、これらの要因の男女間格差が寿命の性差を招くと考えられている (1, 2, 8)。本研究は、社会医学的な視点により寿命の性差を検討することを目的とし、まず始めに、ベイズ型 APC 分析を使用して、わが国の 1958 年から 2012 年の年齢階級別死亡率の年次推移に対する年齢効果、時代効果およびコホート効果を分離して評価した。次に、得られた 3 つの効果の変化が現在の特徴を変えずに変化するシナリオ下において、2023 年から 2047 年までの平均余命の将来予測を行い、今後どのような平均余命の性差の推移を示し、その性差に影響を与える死因について明らかにした。

全死因の死亡率の年次推移に対する年齢効果、時代効果およびコホート効果の推計値の比較より、死亡率の年次推移は、男女ともに年齢効果が一番大きく影響し、男性でコホート効果の次に時代効果、女性で時代効果の次にコホート効果が影響していた。年齢効果は男女ともに 10–14 歳を変化点とし、低減トレンドから増大トレンドに大きく変化しており、これはスペインにおける人口動態を対象に同じ手法を用いた Cleries ら (9) の研究においても観察された。この類似した効果は、乳幼児期の死亡リスクが 10–14 歳までに低減し、15 歳以降になると年齢とともに死亡リスクが増大していくためと示唆された。

時代効果は男女ともに 1958–1962 年以降一貫して低減トレンドを示し、コホート効果は男女ともに 1900 年生まれのコホートまで増大トレンド、その後横ばいトレンドを経て、1975 年以降生まれのコホートから低減トレンドに転換した。観察されたトレンドは、いずれも変化が小さく、相対的に男性に比べて女性の方が緩慢に変化していた。スペインでは、死亡率の年次推移の観察から AIDS、麻薬やアルコール消費に関連する肝硬変や肝がん、不慮の事故による死亡といった回避可能な死亡リスクの影響と示唆される死亡率の増加の可能性が示された (35)。そこで、Cleries ら (9) は実際にベイズ型 APC 分析を実行したところ、時代効果として 1980 年代中頃から増大トレンドへ、コホート効果として 1950 年から 1960 年生まれのコホートに増大から低減トレンドへの

Table 5 The extension of life expectancy after the exclusion of specific causes of death, and differential of extension between periods

Malignant neoplasms										
Age group (years)	Male ^a					Female ^a				
	Extension ^b			Differential between periods ^c		Extension ^b			Differential between periods ^c	
	Period 2008–2012	Period 2023–2027	Period 2043–2047	2023–2027 minus 2008–2012	2043–2047 minus 2008–2012	Period 2008–2012	Period 2023–2027	Period 2043–2047	2023–2027 minus 2008–2012	2043–2047 minus 2008–2012
0–4	4.41	4.30	3.13	–0.11	–1.28	3.24	3.72	4.04	0.48	0.80
5–9	4.42	4.31	3.14	–0.11	–1.28	3.24	3.73	4.05	0.49	0.80
10–14	4.41	4.31	3.13	–0.11	–1.28	3.24	3.72	4.04	0.49	0.81
15–19	4.41	4.30	3.13	–0.10	–1.28	3.23	3.72	4.04	0.49	0.81
20–24	4.40	4.31	3.13	–0.10	–1.27	3.23	3.72	4.04	0.49	0.81
25–29	4.41	4.31	3.13	–0.10	–1.27	3.23	3.72	4.04	0.49	0.81
30–34	4.41	4.31	3.14	–0.09	–1.27	3.22	3.72	4.03	0.50	0.81
35–39	4.40	4.31	3.15	–0.09	–1.25	3.20	3.71	4.02	0.50	0.81
40–44	4.39	4.31	3.15	–0.08	–1.24	3.17	3.67	3.99	0.51	0.83
45–49	4.36	4.29	3.14	–0.07	–1.22	3.10	3.62	3.94	0.52	0.84
50–54	4.31	4.25	3.11	–0.06	–1.20	3.01	3.55	3.88	0.54	0.88
55–59	4.18	4.13	3.04	–0.05	–1.14	2.86	3.43	3.78	0.56	0.92
60–64	3.94	3.98	2.92	0.04	–1.03	2.67	3.26	3.65	0.59	0.97
65–69	3.59	3.68	2.73	0.10	–0.86	2.46	3.05	3.48	0.58	1.02
70–74	3.13	3.32	2.39	0.19	–0.75	2.23	2.78	3.28	0.54	1.04
75–79	2.64	2.86	2.04	0.22	–0.60	1.98	2.48	3.06	0.50	1.08
80–84	2.13	2.46	1.71	0.34	–0.42	1.72	2.14	2.83	0.42	1.12
85–	1.72	2.15	1.42	0.43	–0.30	1.49	1.84	2.61	0.36	1.12

Heart diseases										
Age group (years)	Male ^a					Female ^a				
	Extension ^b			Differential between periods ^c		Extension ^b			Differential between periods ^c	
	Period 2008–2012	Period 2023–2027	Period 2043–2047	2023–2027 minus 2008–2012	2043–2047 minus 2008–2012	Period 2008–2012	Period 2023–2027	Period 2043–2047	2023–2027 minus 2008–2012	2043–2047 minus 2008–2012
0–4	1.79	1.59	0.76	–0.21	–1.04	2.57	2.70	1.76	0.13	–0.80
5–9	1.79	1.59	0.75	–0.20	–1.03	2.57	2.69	1.75	0.13	–0.82
10–14	1.79	1.59	0.76	–0.19	–1.03	2.57	2.69	1.75	0.12	–0.82
15–19	1.79	1.59	0.75	–0.19	–1.03	2.57	2.69	1.75	0.12	–0.82
20–24	1.78	1.59	0.76	–0.19	–1.03	2.57	2.69	1.75	0.12	–0.82
25–29	1.78	1.59	0.76	–0.19	–1.02	2.57	2.69	1.74	0.12	–0.82
30–34	1.77	1.59	0.76	–0.19	–1.01	2.57	2.68	1.74	0.12	–0.82
35–39	1.76	1.58	0.76	–0.18	–1.00	2.56	2.68	1.74	0.12	–0.82
40–44	1.75	1.58	0.76	–0.16	–0.98	2.56	2.68	1.74	0.12	–0.82
45–49	1.72	1.57	0.76	–0.14	–0.96	2.56	2.68	1.74	0.13	–0.82
50–54	1.67	1.56	0.75	–0.12	–0.92	2.55	2.69	1.74	0.14	–0.82
55–59	1.62	1.52	0.75	–0.09	–0.87	2.55	2.69	1.74	0.14	–0.81
60–64	1.55	1.51	0.74	–0.04	–0.81	2.55	2.68	1.75	0.12	–0.80
65–69	1.48	1.48	0.77	0.00	–0.71	2.55	2.67	1.76	0.12	–0.78
70–74	1.40	1.43	0.78	0.03	–0.62	2.54	2.65	1.76	0.11	–0.78
75–79	1.34	1.35	0.73	0.01	–0.61	2.53	2.69	1.77	0.16	–0.76
80–84	1.30	1.31	0.69	0.01	–0.61	2.52	2.67	1.77	0.15	–0.74
85–	1.30	1.22	0.70	–0.08	–0.61	2.52	2.66	1.75	0.14	–0.77

Table 5 (continued)
Cerebrovascular diseases

Age group (years)	Male ^a				Female ^a			
	Extension ^b		Differential between periods ^c		Extension ^b		Differential between periods ^c	
	Period 2008–2012	Period 2023–2027	Period 2043–2047	2023–2027 minus 2008–2012	Period 2008–2012	Period 2023–2027	Period 2043–2047	2023–2027 minus 2008–2012
0–4	1.12	1.18	1.43	0.06	1.51	1.34	1.62	-0.17
5–9	1.12	1.19	1.43	0.07	1.52	1.34	1.60	-0.17
10–14	1.12	1.19	1.43	0.07	1.52	1.35	1.60	-0.17
15–19	1.12	1.19	1.43	0.07	1.51	1.34	1.60	-0.17
20–24	1.12	1.19	1.43	0.07	1.51	1.34	1.59	-0.17
25–29	1.12	1.18	1.43	0.06	1.52	1.34	1.59	-0.18
30–34	1.12	1.18	1.42	0.06	1.52	1.34	1.58	-0.18
35–39	1.12	1.17	1.42	0.06	1.51	1.33	1.58	-0.19
40–44	1.11	1.16	1.41	0.06	1.51	1.32	1.57	-0.20
45–49	1.09	1.14	1.39	0.05	1.50	1.31	1.55	-0.20
50–54	1.06	1.10	1.35	0.04	1.49	1.28	1.53	-0.21
55–59	1.03	1.04	1.29	0.01	1.47	1.24	1.49	-0.23
60–64	1.00	0.98	1.22	-0.01	1.46	1.19	1.44	-0.27
65–69	0.96	0.88	1.15	-0.08	1.45	1.12	1.37	-0.33
70–74	0.92	0.80	1.03	-0.12	1.43	1.02	1.26	-0.41
75–79	0.88	0.67	0.81	-0.21	1.41	0.93	1.14	-0.48
80–84	0.83	0.52	0.57	-0.31	1.39	0.81	1.00	-0.59
85–	0.80	0.30	0.35	-0.50	1.37	0.65	0.94	-0.72

Pneumonia

Age group (years)	Male ^a				Female ^a			
	Extension ^b		Differential between periods ^c		Extension ^b		Differential between periods ^c	
	Period 2008–2012	Period 2023–2027	Period 2043–2047	2023–2027 minus 2008–2012	Period 2008–2012	Period 2023–2027	Period 2043–2047	2023–2027 minus 2008–2012
0–4	1.18	0.75	0.07	-0.43	1.31	1.47	0.27	0.16
5–9	1.18	0.76	0.06	-0.42	1.30	1.44	0.26	0.14
10–14	1.18	0.76	0.06	-0.42	1.30	1.44	0.26	0.14
15–19	1.18	0.76	0.06	-0.42	1.30	1.44	0.26	0.14
20–24	1.18	0.77	0.07	-0.41	1.30	1.45	0.26	0.15
25–29	1.18	0.77	0.07	-0.41	1.30	1.45	0.27	0.15
30–34	1.18	0.78	0.08	-0.40	1.30	1.45	0.27	0.15
35–39	1.18	0.79	0.09	-0.39	1.30	1.45	0.28	0.15
40–44	1.19	0.81	0.10	-0.38	1.30	1.45	0.29	0.15
45–49	1.19	0.83	0.12	-0.36	1.31	1.46	0.30	0.15
50–54	1.20	0.85	0.15	-0.35	1.31	1.46	0.33	0.15
55–59	1.21	0.86	0.19	-0.35	1.32	1.46	0.35	0.14
60–64	1.23	0.93	0.28	-0.30	1.33	1.46	0.40	0.13
65–69	1.25	0.96	0.39	-0.29	1.34	1.46	0.45	0.11
70–74	1.29	1.02	0.43	-0.27	1.36	1.43	0.51	0.07
75–79	1.32	1.01	0.47	-0.32	1.38	1.42	0.59	0.03
80–84	1.37	1.04	0.55	-0.33	1.42	1.39	0.65	-0.02
85–	1.45	1.01	0.58	-0.43	1.46	1.38	0.75	-0.08

Table 5 (continued)

Age group (years)	Male ^a				Female ^a			
	Extension ^b		Differential between periods ^c		Extension ^b		Differential between periods ^c	
	Period 2008–2012	Period 2023–2027	Period 2043–2047	2023–2027 minus 2008–2012	Period 2008–2012	Period 2023–2027	Period 2043–2047	2023–2027 minus 2008–2012
0–4	0.63	0.03	–0.45	–0.61	0.49	0.49	0.72	0.00
5–9	0.61	0.02	–0.47	–0.59	0.46	0.46	0.69	–0.01
10–14	0.59	0.01	–0.49	–0.59	0.46	0.45	0.68	–0.01
15–19	0.58	0.00	–0.49	–0.58	0.44	0.44	0.68	–0.01
20–24	0.55	–0.02	–0.52	–0.58	0.43	0.43	0.67	0.00
25–29	0.51	–0.05	–0.54	–0.56	0.42	0.42	0.66	0.00
30–34	0.48	–0.06	–0.55	–0.55	0.41	0.42	0.65	0.01
35–39	0.46	–0.07	–0.56	–0.53	0.40	0.41	0.65	0.01
40–44	0.44	–0.07	–0.56	–0.51	0.39	0.40	0.64	0.01
45–49	0.41	–0.08	–0.55	–0.49	0.38	0.38	0.64	0.01
50–54	0.39	–0.08	–0.54	–0.46	0.37	0.35	0.63	–0.01
55–59	0.36	–0.12	–0.49	–0.47	0.35	0.32	0.60	–0.04
60–64	0.33	–0.13	–0.42	–0.46	0.34	0.27	0.57	–0.07
65–69	0.30	–0.14	–0.32	–0.44	0.32	0.21	0.53	–0.11
70–74	0.27	–0.09	–0.28	–0.36	0.31	0.15	0.46	–0.16
75–79	0.25	–0.06	–0.32	–0.31	0.28	0.16	0.42	–0.12
80–84	0.22	0.00	–0.28	–0.22	0.25	0.12	0.29	–0.13
85–	0.20	0.07	–0.26	–0.13	0.23	0.09	0.33	–0.14

Suicide

Age group (years)	Male ^a				Female ^a			
	Extension ^b		Differential between periods ^c		Extension ^b		Differential between periods ^c	
	Period 2008–2012	Period 2023–2027	Period 2043–2047	2023–2027 minus 2008–2012	Period 2008–2012	Period 2023–2027	Period 2043–2047	2023–2027 minus 2008–2012
0–4	0.77	1.35	1.85	0.58	0.37	1.20	1.37	0.83
5–9	0.77	1.34	1.84	0.57	0.37	1.17	1.35	0.80
10–14	0.77	1.34	1.83	0.57	0.37	1.17	1.35	0.80
15–19	0.77	1.34	1.83	0.58	0.37	1.17	1.35	0.80
20–24	0.74	1.33	1.82	0.60	0.35	1.16	1.34	0.81
25–29	0.65	1.31	1.80	0.66	0.31	1.14	1.32	0.84
30–34	0.56	1.28	1.78	0.71	0.27	1.12	1.30	0.86
35–39	0.49	1.24	1.76	0.75	0.23	1.10	1.28	0.87
40–44	0.41	1.20	1.74	0.78	0.19	1.06	1.27	0.87
45–49	0.34	1.13	1.72	0.79	0.16	1.03	1.24	0.86
50–54	0.27	1.05	1.68	0.79	0.13	0.98	1.22	0.84
55–59	0.20	0.94	1.61	0.74	0.11	0.93	1.18	0.82
60–64	0.13	0.83	1.51	0.69	0.09	0.87	1.11	0.78
65–69	0.09	0.69	1.38	0.59	0.07	0.79	1.03	0.73
70–74	0.06	0.53	1.23	0.46	0.05	0.69	0.94	0.64
75–79	0.04	0.36	1.03	0.31	0.04	0.65	0.85	0.61
80–84	0.03	0.24	0.87	0.21	0.02	0.65	0.75	0.62
85–	0.02	0.08	0.70	0.05	0.02	0.58	0.80	0.56

^aLife expectancy for 2008–2012 was estimated with observed mortality rates after the exclusion of specific causes of death, and that for 2023–2027 and 2043–2047 was based on mortality projections after the exclusion of specific causes of death extracted from the age-period-cohort model. Projected median value of the life expectancy for periods 2023–2027 and 2043–2047. 95% credible intervals of their median values not shown.

^bThese calculated by deducting life expectancy from life expectancy after the exclusion of specific causes of death.

^cDifferential of the extension of median life expectancy between periods.

大きな変化が明らかとなり、回避可能な死亡リスクの影響の存在を確認した。本研究はそのような死亡率の時代効果およびコホート効果に対して明瞭な変化点が観察されず、スペインに比べて変化の弱い穏やかなトレンドであり、死亡リスクの死亡率への影響は徐々に進行していた。年齢階級別死亡率の年次推移および出生年次別推移の観察からも、観察された期間およびコホート全体にわたって、滑らかな死亡率の低下傾向を示すだけであり、時代効果およびコホート効果より観察された穏やかなトレンド変化は理解しやすい。

先進国の 0 歳の平均余命の延伸には、2 つの転換時期が観察されている (36, 37)。一つは、1900 年代前期からの乳幼児および若年層を対象とした感染症、寄生虫、栄養の不足および妊娠・出産による合併症などによる死亡率が、顕著に低下してきたことである。もう一つは、1900 年代中期からの中高年層を対象とした心疾患、脳血管疾患、各部位のがん、肝疾患、腎疾患および呼吸器疾患などの慢性疾患による死亡率が、顕著に低下してきたことである。しかし、他の先進国と異なり日本は、1900 年代中期から 1900 年代後期にかけて乳幼児および若年層の死因、そして中高年層の死因による死亡率の低下が同時に始まり、そのため、他の先進国と比較して 0 歳の平均余命の急な延伸を示してきた。石井 (38) および Cheung ら (39) は 1990 年代後期までの日本の死亡率を年齢階級別に観察し、相対的に死亡率の低下が顕著な年齢層は中高年層であり、特に近年、死亡率の低下傾向は中年層から高年層へとシフトしていることを報告している。日本の 1900 年代後期の 0 歳の平均余命の延伸は主に高年層の死亡率低下の寄与と考えられた。

本研究の平均余命の将来予測では、2008–2012 年から 2043–2047 年までの期間に、0–4 歳の平均余命は 2023–2027 年に一端短縮するものの男性が 79.86 年から 81.50 年の 1.64 年、女性が 87.11 年から 87.81 年の 0.70 年と延伸し、他の年齢階級においても同様に平均余命の延伸が予測された。国立社会保障・人口問題研究所より各年別男女別各歳別に 2012 年生命表 (40) および将来生命表 (平成 29 年推計) (41) が公表されている。この中で 2012 年、2027 年、2047 年の 0 歳の平均余命は男性がそれぞれ順に 79.94 年、82.10 年、83.81 年と 3.87 年の延伸、女性が 86.41 年、88.42 年、90.18 年と 3.77 年の延伸を示した。また、他の年齢階級においても平均余命の延伸が予測されていた。本研究とは年齢階級の区分、年次の区分など生命表の作成方法が異なるものの同様に平均余命の延伸が予想された。このように将来にわたっての平均余命の延伸は、1900 年代後期から継続して高年層の死亡率低下が寄与しているのかもしれない。興味深いことに、本研究は、0–4 歳の平均余命の性差は 2000 年代前期以降に拡大傾向が弱まり、将来縮小傾向に転じる推移を示した。同様なことは、国立社会保障・人口問題研究所より公表されている生命表 (40, 41) の 0 歳の平均余命からも観察された。日本は他の先進国 (5, 6) よりも数十年遅れ

て類似した縮小傾向を示し、他の先進国と同様に男性の死亡率の改善が寄与している可能性が考えられる。

また、本研究は、2008–2012 年から 2043–2047 年までの期間に、平均余命の性差が将来 60 歳代を境に若年側で縮小傾向である一方で、高年側は拡大傾向を示している。この予測は、60 歳代未満では平均余命の性差が小さくなるものの、60 歳代以上では性差がさらに乖離していく可能性を示唆した。国立社会保障・人口問題研究所より公表されている 2012 年、2027 年、2047 年の生命表 (40, 41) から、0 歳の平均余命の性差を観察したところ、50 歳代を境に若年側で縮小傾向、高齢側で拡大傾向であった。これらの年代の境の違いは、年齢階級区分、年次区分などの生命表を作成する上での違いが影響しているものと考えられる。本研究においても各歳別各年別に生命表を作成し、公表されている生命表との比較がさらに求められるであろう。日本は男女とも平均余命が将来も延伸することを念頭に、退職による退職後の生活資金やヘルスサービス等の計画を策定する必要がある。一方では、今後の 60 歳代以上の健康福祉政策は性比バランスが女性に偏るということを考慮する必要がある。要介護の原因疾患には性差があり、男性に比べ女性は、骨粗鬆症や大腿骨近位部骨折などの運動器疾患 (42, 43)、そしてアルツハイマー病などの認知症疾患 (44) に罹患し要介護になりやすいので、女性に対する医療福祉介護ニーズが次第に大きくなることを考えていく必要がある。このように、60 歳代以上の特に高年層での平均余命の性差が将来拡大するところに、超高齢社会を迎えている日本の最優先すべき課題が潜んでいる。

平均余命の性差を予測した他の研究には Raftery ら (45) の報告がある。2010 年以降の平均余命の性差を予測しており、性差は 75 歳未満に対しては増加傾向であるが、75 歳以上に対しては低下傾向であった。本研究の性差とは異なる結果であるが、これは世界人口が対象であるために、人口の多くを占める新興国の影響が強くなったためと考えられた。さらに Meslé (6) は、日本を含めた種々の先進国それぞれに対して、0 歳の平均余命の性差の観察的研究を報告した。その中で日本の性差は 1950 年代初期から 1990 年代後期にかけて一貫して拡大傾向を示している一方で、日本以外の多くの先進国の平均余命の性差は 1950 年代初期からの拡大傾向が 1980 年代初期に弱まり、その後 1990 年代後期まで縮小傾向に転じた。このように平均余命の性差が日本と異なるのは、日本の男性の悪性新生物 (特に肺)、自殺および呼吸器疾患の死亡率が依然として高値である反面、日本以外の先進国の男性の心疾患および悪性新生物 (特に肺) の死亡率が低下傾向に転じたことに起因する可能性を指摘した (5, 6)。日本の平均余命の予測の性差を評価するためには、これらの死因に着目する必要がある。

本研究より平均余命の性差は、将来 60 歳代を境に若年側で縮小傾向、高年側で拡大傾向と予測された。この違いは、どのような死因が原因となっているのかを検討

するために、特定死因を除去した場合の平均余命の伸びを予測し評価した。ここでの特定死因は、主要な死因である悪性新生物、心疾患、脳血管疾患、肺炎、不慮の事故および自殺とした。

2008–2012 年の 0–4 歳の特定死因を除去した場合の平均余命の伸びは、男女の順にそれぞれ悪性新生物が 4.41 年、3.24 年、心疾患が 1.79 年、2.57 年、脳血管疾患が 1.12 年、1.51 年、肺炎が 1.18 年、1.31 年、不慮の事故が 0.63 年、0.49 年、自殺が 0.77 年、0.37 年であった。男性に比べて女性は、悪性新生物、不慮の事故および自殺の年数が小さく、心疾患、脳血管疾患および肺炎の年数が大きかった。厚生労働省より平成 24 年簡易生命表 (4) が公表されており、この中で 2012 年の 0 歳の特定死因を除去した場合の平均余命の伸びが記載されている。これらの平均余命の伸びは、男女の順にそれぞれ悪性新生物が 3.77 年、2.89 年、心疾患が 1.48 年、1.47 年、脳血管疾患が 0.87 年、0.87 年、肺炎が 0.85 年、0.70 年、不慮の事故が 0.51 年、0.31 年、自殺が 0.70 年、0.33 年であった。男性に比べて女性は、悪性新生物、肺炎、不慮の事故および自殺の年数が小さく、男女ともに心疾患および脳血管疾患の年数は同程度であった。本研究結果に比べて平均余命の伸びの年数がすべての死因において小さく、心疾患、脳血管疾患および肺炎の平均余命の伸びの年数の性差に相違が観察された。これは、本研究で算出された特定死因を除去した場合の平均余命の伸びが、公表されている生命表に対して、年齢階級の区分、年次の区分などを含め生命表の作成方法が異なるためと推察される。なお、国立社会保障・人口問題研究所より男女年齢別将来生命表 (41) が公表されており、将来の平均余命が観察できる。しかし、将来生命表の作成に死因別推計死亡率を使用していないことから、特定死因を除去した場合の将来の平均余命の伸びは算出されていない。そのため本研究は、日本の特定死因を除去した場合の将来の平均余命の伸びを算出し、公表した重要な意味を持つ研究となる。

2008–2012 年、2023–2027 年および 2043–2047 年までの特定死因を除去した場合の平均余命の伸びの推移の観察より、65 歳未満では、悪性新生物および不慮の事故を除去した場合に男性が短縮傾向であり、女性が延伸傾向であった。近年の悪性新生物の年齢調整死亡率の年次推移を観察すると、増加傾向である部位は男性が脾のみであるのに対し、女性が脾および乳房であった (46)。特に、乳房は 65 歳未満の女性の死亡が多く、近年顕著に増加している。一方、減少傾向である部位は女性が胃および肝であるのに対し、男性が胃、肝および食道を含む多くの部位であった。これらのことは、65 歳未満の悪性新生物を除去した場合の平均余命の伸びが、将来、女性が延伸傾向、男性で短縮傾向となることに寄与するのかもしれない。また、女性の労働などの社会進出は、不慮の事故に遭遇する機会を増加させる要因 (47) となることから、近年の 15–64 歳の労働力人口、労働力人口

比率の年次推移を観察した。両指標共に男性は減少傾向であるが、女性は増加傾向であった (48)。これらのことは、65 歳未満の不慮の事故を除去した場合の平均余命の伸びが、将来、男性が短縮傾向、女性が延伸傾向となることに寄与するのかもしれない。65 歳未満の心疾患および肺炎を除去した場合の平均余命の伸びは、男性に比べて女性の方が短縮の年数が小さかった。一方、60 歳以上では、男性に比べて女性の方が自殺を除去した場合に延伸の年数が小さく、脳血管疾患を除去した場合に短縮の年数が大きかった。65 歳以上では、心疾患を除去した場合に男性に比べて女性の方が短縮の年数が大きかった。よって、60 歳代を境に若年側で縮小傾向、高年側で拡大傾向と予測された平均余命の性差は、65 歳未満が女性に比べて男性の悪性新生物、心疾患、肺炎および不慮の事故による死亡の改善、65 歳以上が男性に比べて女性の心疾患、脳血管疾患および自殺による死亡の改善に起因するものと示唆された。

本研究には、解析方法や解釈に幾つかの限界がある。最初に、ベイズ型 APC 分析に必要な将来推計人口が平均余命の予測に影響を及ぼす可能性がある。平均余命を予測するために、人口の変動要因である出生、死亡および国際人口移動について年齢別に仮定を設け、コホート要因法により男女別、年齢別に人口が推計された将来推計人口 (22) を使用した。しかし、人口の変動要因は社会の中で人間が行う経済産業活動や保健医療の影響などを受けることから変動する可能性は残されており、将来の人間活動しだいで変動する可能性を持っている。そのため、本研究のように数十年を超える期間の平均余命の予測は、将来推計人口の起こりえる変動に起因する若干の不確実性を伴った予測として解釈しなければならない (23, 49)。

2 つ目の限界としては、地理的変動性が平均余命の予測にどのような影響を与えるのかを考慮していないことである。都道府県別の健康福祉政策の格差は死亡率および平均余命に影響を及ぼす可能性があり (50)、平均余命の予測には都道府県別の健康福祉政策の格差の影響も考慮することが望ましい。そのために、平均余命の予測に必要な死亡率を推計するために、予測モデルに地理的な効果を変数として含めて検討する必要がある。しかしながら、年齢効果、時代効果、コホート効果に加え、地理効果も含め死亡率の推計をすることは、パラメータ間の識別性の問題のため現在のところ難しく、本研究においても実現することはできない (51)。現在、年齢効果、時代効果および地理効果、あるいは年齢効果、コホート効果および地理効果を考慮するための研究が継続されている (10, 50, 52)。今後、年齢効果、時代効果、コホート効果および地理効果を含めた死亡率の推計に関するさらなる研究が切望されている。

最後に、ベイズ型 APC 分析は、死亡率の年次変動に対する年齢効果、時代効果およびコホート効果を観察することが可能で、死亡率の将来予測において出生コホー

トの効果を十分に考慮することができるユニークな方法である。本研究の平均余命の予測は、年齢、時代の影響だけでなくコホートの影響も考慮され算出されたという特徴を持っている。わが国では、国立社会保障・人口問題研究所より性別各年別各歳別に平均余命の予測が公表されており、今日までに数多くの情報が提供されている。そのため、本研究結果の重要性をさらに強調するためには、公表されている平均余命の予測結果と正確に比較する必要があった。今回の解析においても性別各年別各歳別のデータを用いてベイズ型 APC 分析を実行し、性別各年別各歳別に死亡率の将来予測を行い、詳細な生命表を作成する必要があったと考えられた。もし、このように解析していれば、ベイズ型 APC 分析を利用し算出された予測平均余命が、公表されている予測平均余命と同程度であるのか、それとも幾つかの問題点が指摘されるかが明確に評価されたであろう。

謝 辞

本研究の一部は、公益財団法人 損保ジャパン日本興亜福祉財団における「ジェロントロジーに関する社会科学分野における独創的・先進的な研究助成」を受けて実施された。

利益相反なし

文 献

- (1) Costa DL. Causes of Improving Health and Longevity at Older Ages: A Review of the Explanations. *Genus* 2005;51: 21–38.
- (2) Cutler D, Deaton A, Lleras-Muney A. The Determinants of Mortality. *Journal of Economic Perspectives* 2006;20:97–120. doi: 10.1257/jep.20.3.97.
- (3) OECD Health Statistics 2016. http://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=HEALTH_STAT (2017.8.7)
- (4) 簡易生命表, 完全生命表. 昭和 22 年～平成 27 年. 厚生労働省大臣官房統計情報部.
- (5) Trovato F, Heyen NB. A divergent pattern of the sex difference in life expectancy: Sweden and Japan, early 1970s–late 1990s. *Soc Biol* 2003;50:238–258.
- (6) Meslé F. Gender gap in life expectancy: the reasons for a reduction of female advantage. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2004;52:333–352. doi: RESP-09-2004-52-4-0398-7620-101019-ART4.
- (7) Austad SN. Why women live longer than men: sex differences in longevity. *Gend Med* 2006;3:79–92. doi: 10.1016/S1550-8579(06)80198-1.
- (8) Møller AP, Fincher CL, Thornhill R. Why men have shorter lives than women: effects of resource availability, infectious disease, and senescence. *Am J Hum Biol* 2009;21:357–364. doi: 10.1002/ajhb.20879.
- (9) Cleries R, Martínez JM, Valls J, Pareja L, Esteban L, Gispert R, Moreno V, Ribes J, Borràs JM. Life expectancy and age-period-cohort effects: analysis and projections of mortality in Spain between 1977 and 2016. *Public Health* 2009;123:156–162. doi: 10.1016/j.puhe.2008.10.026.
- (10) Schmid VJ, Held L. Bayesian age-period-cohort modeling and prediction-BAMP. *J Stat Soft* 2007;21:1–15.
- (11) 丹後俊郎, 倉科周介. Age-period-cohort model に基づく日本の主要死因死亡の変遷の分析—昭和初期世代の特異性の検討を中心として—. *応用統計学* 1987; 16:23–42. doi: 10.5023/jappstat.16.23.
- (12) Yang Y. Trends in U.S. adult chronic disease mortality, 1960–1999: age, period, and cohort variations. *Demography* 2008;45:387–416.
- (13) Pearson-Stuttard J, Guzman-Castillo M, Penalvo JL, Rehm CD, Afshin A, Danaei G, Kypridimos C, Gaziano T, Mozaffarian D, Capewell S, O’Flaherty M. Modeling Future Cardiovascular Disease Mortality in the United States: National Trends and Racial and Ethnic Disparities. *Circulation* 2016;133:967–978. doi: 10.1161/CIRCULATIONAHA.115.019904.
- (14) 内田博之, 小林瑞希, 細渕亜実, 太田彩乃, 大竹一男, 八巻 努, 内田昌希, 小田切陽一, 夏目秀視, 小林 順. わが国の子宮頸がん死亡率の年次変動に対する年齢—時代—コホート効果と 2012 年～2031 年の子宮頸がん死亡率の将来予測. *日本衛生学雑誌* 2014;69:215–224. doi: 10.1265/jjh.69.215.
- (15) Odagiri Y, Uchida H, Nakano M. Gender differences in age, period, and birth-cohort effects on the suicide mortality rate in Japan, 1985–2006. *Asia Pac J Public Health* 2011;23: 581–587. doi: 10.1177/1010539509348242.
- (16) 小田切陽一, 内田博之, 小山勝弘. わが国の肥満傾向児と痩身傾向児の出現率に対する年齢—時代—コホート効果 (1977–2006 年) と 2007–2016 年の出現率の推計. *日本公衆衛生雑誌* 2013;60:356–369. doi: 10.11236/jph.60.6_356.
- (17) 内田博之, 渡邊真代, 内記麻帆, 伊東順太, 大竹一男, 小田切陽一, 小林 順. わが国の男児出生割合の年次変動に対する年齢—時代—コホート効果と 2008 年～2027 年の男児出生割合の将来予測. *日本衛生学雑誌* 2011;66:582–588. doi: 10.1265/jjh.66.582.
- (18) 内田博之, 大竹一男, 小林 順, 小田切陽一. 日本人女性の婚姻動向における年齢—時代—コホートの効果と出生動向との関連 (1985–2005 年). *日本公衆衛生雑誌* 2008;55:440–448. doi: 10.11236/jph.55.7_440.
- (19) Yang Y. Social Inequalities in Happiness in the United States, 1972 to 2004: An Age-Period-Cohort Analysis. *American Sociological Review* 2008;73:204–226. doi: 10.1177/000312240807300202.
- (20) 人口動態統計. 昭和 33 年～平成 24 年. 厚生労働省大臣官房統計情報部編. 財団法人厚生統計協会.
- (21) 国勢調査報告, 10 月 1 日現在推計人口. 昭和 33 年～平成 24 年. 総務省統計局.
- (22) 日本の将来推計人口 (平成 24 年 1 月推計). 人口問題研究資料第 327 号, 平成 25 年 1 月 31 日. 国立社会保障・人口問題研究所.
- (23) Stoto MA. The Accuracy of Population Projections. *J Am Stat Assoc* 1983;78:13–20. doi: 10.2307/2287094.
- (24) Knorr-Held L, Rainer E. Projections of lung cancer mor-

- tality in West Germany: a case study in Bayesian prediction. *Biostatistics* 2001;2:109–129. doi: 10.1093/biostatistics/2.1.109.
- (25) Holford TR. The estimation of age, period and cohort effects for vital rates. *Biometrics* 1983;39:311–324.
- (26) Clayton D. Generalized Linear Mixed Models. In: Gilks WR, Richardson S, Spiegelhalter DJ (ed) *Markov chain Monte Carlo in practice*. London: Chapman & Hall, 1996, 274–301.
- (27) Geman S, Geman D. Stochastic relaxation, gibbs distributions, and the bayesian restoration of images. *IEEE Trans Pattern Anal Mach Intell* 1984;6:721–741.
- (28) Metropolis N, Rosenbluth A, Rosenbluth M, Teller A, Teller E. Equation of state calculations by fast computing machines. *J Chem Phys* 1953;21:1087–1092. doi: 10.1063/1.1699114.
- (29) Girardi P, Bressan V, Merler E. Past trends and future prediction of mesothelioma incidence in an industrialized area of Italy, the Veneto Region. *Cancer Epidemiology* 2014;38:496–503. doi: 10.1016/j.canep.2014.08.007.
- (30) Spiegelhalter DJ, Best NG, Carlin BP, Van Der Linde A. Bayesian measures of model complexity and fit. *J R Statist Soc B* 2002;64:583–639. doi: 10.1111/1467-9868.00353.
- (31) Chiang CL. The life table and its construction. *Introduction to stochastic processes in biostatistics*. New York: John Wiley and Sons, 1968, 189–214.
- (32) Chiang CL. Competing risks in mortality analysis. *Annu Rev Public Health* 1991;12:281–307. doi: 10.1146/annurev.pu.12.050191.001433.
- (33) Chiang CL. The life table and its application. Malabar: Krieger Publishing Company, 1984.
- (34) Viña J, Borrás C. Women live longer than men: understanding molecular mechanisms offers opportunities to intervene by using estrogenic compounds. *Antioxid Redox Signal* 2010;13:269–278. doi: 10.1089/ars.2009.2952.
- (35) Gispert R, Serra I, Barés MA, Puig X, Puigdefàbregas A, Freitas A. The impact of avoidable mortality on life expectancy at birth in Spain: changes between three periods, from 1987 to 2001. *J Epidemiol Community Health* 2008;62:783–789. doi: 10.1136/jech.2007.066027.
- (36) Horiuchi S, Wilmoth JR. Deceleration in the age pattern of mortality at older ages. *Demography* 1998;35:391–412.
- (37) 堀内四郎. 死亡パターンの歴史的変遷. *人口問題研究* 2001;57:3–30.
- (38) 石井 太. 近年のわが国の死亡動向に適合した将来生命表推計モデルの研究—年齢シフトモデルの開発—. *人口問題研究* 2008;64:28–44.
- (39) Cheung SL, Robine JM. Increase in common longevity and the compression of mortality: the case of Japan. *Popul Stud (Camb)* 2007;61:85–97. doi: 10.1080/00324720601103833.
- (40) 平成 24 年簡易生命表. e-stat. 総務省統計局. https://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020103.do?_toGL08020103_listID=000001112227&requestSender=estat (2017.12.25)
- (41) 日本の将来推計人口 (平成 29 年推計). 仮定値表 表 11-6 男女年齢別将来生命表: 中位仮定. 国立社会保障・人口問題研究所. http://www.ipss.go.jp/pp-zenkoku/j/zenkoku2017/db_zenkoku2017/db_zenkoku2017_syosaikekka.html (2017.12.25)
- (42) 鈴川芽久美, 島田裕之, 牧迫飛雄馬, 渡辺修一郎, 鈴木隆雄. 要介護高齢者における転倒と骨折の発生状況. *日本老年医学会雑誌* 2009;46:334–340. doi: 10.3143/geriatrics.46.334.
- (43) 太田博明. 女性の健康を考える 健康寿命の延伸と女性の健康. *公衆衛生* 2015;79:111–115. doi: 10.11477/mf.1401208119.
- (44) 亀山祐美, 秋下雅弘. 認知症の危険因子と防衛因子 認知症における加齢と性差. *Brain and Nerve* 2016;68:713–718. doi: 10.11477/mf.1416200499.
- (45) Raftery AE, Lalic N, Gerland P. Joint Probabilistic Projection of Female and Male Life Expectancy. *Demogr Res* 2014;30:795–822. doi: 10.4054/DemRes.2014.30.27.
- (46) 国民衛生の動向・厚生指針 増刊. 図 9 部位別にみた悪性新生物の年齢調整死亡率(人口 10 万対)の推移. *厚生労働統計協会* 2017;64(9):67.
- (47) 住吉ゆう子, 宮野道雄. 災害・事故による人的被害の性差に関する基礎的研究. *日本生理人類学会誌* 2000;5:1–6. doi: 10.20718/jjpa.5.3_1.
- (48) 労働力調査 (基本集計). 平成 29 年 (2017 年) 平均 (速報). 総務省統計局.
- (49) Bashir SA, Estève J. Projecting cancer incidence and mortality using Bayesian age-period-cohort models. *J Epidemiol Biostat* 2001;6:287–296. doi: 10.1080/135952201317080698.
- (50) Nomura S, Sakamoto H, Glenn S, Tsugawa Y, Abe SK, Rahman MM, Brown JC, Ezoe S, Fitzmaurice C, Inokuchi T, Kassebaum NJ, Kawakami N, Kita Y, Kondo N, Lim SS, Maruyama S, Miyata H, Mooney MD, Naghavi M, Onoda T, Ota E, Otake Y, Roth GA, Saito E, Tabuchi T, Takasaki Y, Tanimura T, Uechi M, Vos T, Wang H, Inoue M, Murray CJL, Shibuya K. Population health and regional variations of disease burden in Japan, 1990–2015: a systematic sub-national analysis for the Global Burden of Disease Study 2015. *Lancet* (Epub: 2017.7.19). doi: 10.1016/S0140-6736(17)31544-1 (e-pub on ahead).
- (51) Lagazio C, Biggeri A, Dreassi E. Age-period-cohort models and disease mapping. *Environmetrics* 2003;14:475–490. doi: 10.1002/env.600.
- (52) Waller LA, Carlin BP. Disease mapping. *Chapman Hall CRC Handb Mod Stat Methods* 2010;2010:217–243. doi: 10.1201/9781420072884-c14.