

所内研究報告第 107 号

2024年3月31日

国立社会保障・人口問題研究所 人口問題プロジェクト研究

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

— 2023 年度報告書 —

まえがき

わが国の平均寿命は 20 世紀後半に著しい伸長を遂げ、2022 年には男性 81.06 年、女性 87.10 年と、世界有数の長寿国となった。「日本の将来推計人口（令和 5 年推計）」によれば、平均寿命は 2070 年に男性 85.89 年、女性 91.94 年（死亡中位仮定）に達すると推計されている。また、健康寿命の延伸等、世界最長寿国である我が国の長寿化の進展と健康期間の関係等に係る研究等を進めるとともに、得られた研究成果を国内だけでなく対外的に発信する必要性も高まっており、長寿革命にかかる人口学的観点からの総合的研究を行うことが求められている。

このような、世界にも類を見ないわが国の急速な長寿化の進展について、そのメカニズムと背景、死因、長寿化の進展と健康期間の関係、死亡に至るプロセス等を捉えるとともに、人口・経済・社会をモデリングする技術を深化させるため、本研究プロジェクトは①日本版死亡データベースを始めとした人口情報基盤の拡充・発信と将来人口推計への応用、②死因・死亡過程分析、③健康度と寿命の関連分析、④死亡モデルと公的年金の計量モデル分析、⑤人口学的死亡モデルの発展、⑥学際的・国際的研究ネットワークの構築と成果の発信という 6 つの領域から研究を推進している。本事業により、長寿化・高齢化の進展が社会保障等の社会経済システムに及ぼすインパクトが解明されると同時に、高齢化のパイオニアであるわが国に関する研究分析結果を国際社会に発信することによる国際社会へ貢献が出来る。同時に死亡データベースの整備による将来人口推計の精度向上が期待される。

本報告書はプロジェクトの今年度の研究成果を取りまとめ、報告書として刊行するものである。本報告書は 2 部構成になっており、第 1 部（総論）で研究の概要を述べ、第 2 部（各論）には研究班員による個別論文を収録した。

令和 6 年 3 月

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」プロジェクト

(所内委員)

小島克久 (情報調査分析部長)

林 玲子 (副所長)

泉田信行 (社会保障応用分析研究部長)

別府志海 (情報調査分析部第2室長)

蓋 若琰 (社会保障応用分析研究部第4室長) (~2023年12月)

佐藤 格 (社会保障基礎理論研究部第1室長)

菅 桂太 (人口構造研究部第1室長)

(所外委員)

井川孝之 (明治大学兼任講師)

石井 太 (慶應義塾大学教授)

大津 唯 (埼玉大学准教授)

蓋 若琰 (長崎大学教授) (2024年1月~)

齋藤安彦 (日本大学研究特命教授)

篠原恵美子 (東京大学特任助教)

堀口 侑 (慶應義塾大学大学院経済学研究科)

増田幹人 (駒澤大学准教授)

France Meslé (フランス国立人口研究所上席研究員)

目 次

第1部 研究概要

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 —2023年度報告書—	3
---	---

第2部 研究論文

日本版死亡データベース(ver.004-004)構築の方法論とその応用 石井太・別府志海・菅桂太・堀口侑	11
日本における長期時系列死因統計の再構築 大津唯	47
超長寿社会を支える医療・介護サービスの地域差の分析のための データベース検討 小島克久・盖若琰	57
2022年国民生活基礎調査による障害率の分析 ワシントン・グループ定義障害率とその他の指標との比較 林玲子	69
健康度別傷病期間の分析：2013～2022年 別府志海	81
高齢者介護におけるショートステイサービスの長期利用及び 看取り利用にかかる量的研究に向けた予備的分析 泉田信行	107

高齢化と TFP 成長率、外国人労働者参入に関する予備的分析 佐藤格・堀口侑・石井太・増田幹人	123
死因別死亡データを用いた新型コロナ開始後の死亡変動の構造分析 井川孝之	129

第 1 部 研究概要

国立社会保障・人口問題研究所 人口問題プロジェクト研究

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

－ 2023 年度報告書 －

研究要旨

わが国の平均寿命は 20 世紀後半に著しい伸長を遂げ、2022 年には男性 81.06 年、女性 87.10 年と、世界有数の長寿国となった。「日本の将来推計人口（令和 5 年推計）」によれば、平均寿命は 2070 年に男性 85.89 年、女性 91.94 年（死亡中位仮定）に達すると推計されている。また、健康寿命の延伸等、世界最長寿国である我が国の長寿化の進展と健康期間の関係等に係る研究等を進めるとともに、得られた研究成果を国内だけでなく対外的に発信する必要性も高まっており、長寿革命にかかる人口学的観点からの総合的研究を行うことが求められている。

このような、世界にも類を見ないわが国の急速な長寿化の進展について、そのメカニズムと背景、死因、長寿化の進展と健康期間の関係、死亡に至るプロセス等を捉えるとともに、人口・経済・社会をモデリングする技術を深化させるため、本研究プロジェクトは①日本版死亡データベースを始めとした人口情報基盤の拡充・発信と将来人口推計への応用、②死因・死亡過程分析、③健康度と寿命の関連分析、④死亡モデルと公的年金の計量モデル分析、⑤人口学的死亡モデルの発展、⑥学際的・国際的研究ネットワークの構築と成果の発信という 6 つの領域から研究を推進している。本事業により、長寿化・高齢化の進展が社会保障等の社会経済システムに及ぼすインパクトが解明されると同時に、高齢化のパイオニアである日本に関する研究分析結果を国際社会に発信することによる国際社会へ貢献が出来る。同時に死亡データベースの整備による将来人口推計の精度向上が期待される。

研究者の組織

所内担当：

小島克久（情報調査分析部長）
林 玲子（副所長）
泉田信行（社会保障応用分析研究部長）
別府志海（情報調査分析部第 2 室長）
蓋 若琰（社会保障応用分析研究部
第 4 室長）（～2023 年 12 月）
佐藤 格（社会保障基礎理論研究部
第 1 室長）
菅 桂太（人口構造研究部第 1 室長）

所外委員：

井川孝之（明治大学兼任講師）
石井 太（慶應義塾大学教授）
大津 唯（埼玉大学准教授）

蓋 若琰（長崎大学教授）

（2024 年 1 月～）

齋藤安彦（日本大学研究特命教授）

篠原恵美子（東京大学特任助教）

堀口 侑（慶應義塾大学大学院
経済学研究科）

増田幹人（駒澤大学准教授）

France Meslé（フランス国立
人口研究所上席研究員）

A 研究の概要

(1) 研究の背景

我が国の平均寿命は 20 世紀後半に著しい伸長を遂げ、2022 年には男性 81.06 年、女性 87.10 年と、世界有数の長寿国となっ

た。「日本の将来推計人口(令和5年推計)」によれば、平均寿命は2070年に男性85.89年、女性91.94年(死亡中位仮定)に達すると推計されている。

また、健康寿命の延伸等、世界最長寿国である我が国の長寿化の進展と健康期間の関係等に係る研究等を進めるとともに、得られた研究成果を国内だけでなく対外的に発信する必要性も高まっており、長寿革命にかかる人口学的観点からの総合的研究を行うことが求められている。

こうした状況の中で、本研究所では「わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する人口学的研究」(平成23~25年度)、「長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究」(平成26~28年度)および「長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究」(平成29~令和元年度)において、わが国の長寿化を対象に人口学的・学際的分析を進めるとともに、世界的にも広く使われている国際死亡データベース(HMD)(ドイツ・マックスプランク人口研究所(MPDIR)とアメリカ・カリフォルニア大学バークレー校(UCB)の共同開発)と整合性を持ち、かつ我が国の生命表を総合的に再編成し、我が国初の試みとして開発された「日本版死亡データベース(Japanese Mortality Database、以下JMD)」を作成し、和文・英文のホームページ上で公開している。それと同時に、人口動態統計や国民生活基礎調査を始めとした政府統計の個票提供を受けデータ解析を継続的にを行い、長寿・健康に関する総合的な研究事業を実施してきた。

また、従来の死因統計は死亡届に記載される直接死因や間接死因から推定された原死因のみを扱っていたが、近年わが国でも原死因に集約される前の直接死因、間接死因の死因データが新たに利用可能となった。

こうした死因間の関連を扱った統計、すなわち複合死因に関する統計は世界でも得られにくいことから、複合死因の研究が進んでいるINED(フランス国立人口研究所)等の国際的な研究グループと情報交換しつつ、我が国における死因分析の拡充を試みる。

今再び「人生100年時代構想」として注目される我が国の長寿化を的確に捉え、人生の大幅な長期化を前提とした政策構築に関する議論を深めるためには、これまでの研究成果を踏まえつつ、さらにビッグデータともいえる政府統計を活用したデータ・サイエンスに基づいて、人口・経済・社会をモデリングする技術を深化させるとともに、そのあり方を総合的に捉えて分析する人口学的研究が不可欠といえる。

B 研究方法

本事業では研究領域を以下の6つに分けて進める。各領域の内容は次のとおりである。

① 日本版死亡データベースを始めとした人口情報基盤の拡充・発信と将来人口推計への応用

(担当：別府、菅、石井、堀口)

戦前など超長期、および国際比較を念頭にした死因分類に基づくデータベースの拡充・発展に関する企画・整備。さらに結婚・出生・健康等を含めた、より広範囲の人口学的事象へのデータベース拡張。

② 死因・死亡過程分析

(担当：林、別府、井川、石井、大津、メレ、篠原)

死亡個票による複合死因や傷病発生から死亡までの期間データの分析、長期死因系列の再構築。

ブリッジコードデータ(原死因選択に用いるICD変更の際に変更前後の両方で原死

因をコード化したデータ)を用いた ICD 変更による影響の分析、各種統計の二次利用等による死亡過程の解明。

③ 健康度と寿命の関連分析

(担当:別府、林、泉田、石井、斎藤)

健康指標としての障害率の分析、健康生命表を用いた分析、百寿者等超高齢者の死亡水準の解明。

④ 死亡モデルと公的年金の計量モデル分析

(担当:佐藤、石井、増田、堀口)

マクロ計量モデルを超長寿社会における人口・経済・社会への適応の基礎研究。公的年金と経済の関係を表すマクロ計量モデルの研究。

⑤ 人口学的死亡モデルの発展

(担当:小島、林、別府、菅、石井、大津、蓋、斎藤、メレ)

超高齢者・百寿者の死亡モデル研究にかかる基礎資料を整備し、超高齢層において死亡力が高原状態に達するかなどの議論のある死亡関数の研究、超低死亡率のモデル生命表作成に向けた研究、地域別死亡の分析。

⑥ 学際的・国際的研究ネットワークの構築と成果の発信

(担当:小島、林、泉田、別府、佐藤、菅)

人口学を中心とした各領域の研究統合による高齢者に関する学際的研究の推進を目的とした研究会およびワークショップの開催・国内外の学会での成果発信。

C 研究実施状況

① 日本版死亡データベースを始めとした人口情報基盤の拡充・発信と将来人口推

計への応用

データの追加・更新を行うとともに、必要データが得られない 1950 年以降について都道府県別データベースを推定・公表した。また、この JMD は「日本の将来推計人口(令和 5 年推計)」ならびに「日本の地域別将来推計人口(令和 5 (2023) 年推計)」において、基礎データに用いられている。

今後も引き続きデータベースの充実に向けて検討を続け、目処が立ったものから拡充を行う。

② 死因・死亡過程分析

国際的な死亡データベースである HMD, HCD (Human Cause-of-Death Database) との連携等により、死因の長期系列の開発し、研究所 HP にて ICD-10 と連続させた死因系列を 1981 年以降について公表した。

今後は、死因の長期系列についてより長期の開発を続ける。同時に複合死因等の死因分析を進める。

③ 健康度と寿命の関連分析

厚生労働省「国民生活基礎調査」を二次利用するなどにより各種健康指標の検討および健康生命表の企画・分析を行った。

④ 死亡モデルと公的年金の計量モデル分析

財政検証における経済前提よりも広範に捉えることができるよう、マクロ計量モデルとの接続を検討した。

今後はモデルの精緻化を進めるとともに、公的年金と経済の関係を表すマクロ計量モデルの研究を進める。

⑤ 人口学的死亡モデルの発展

超高齢者・百寿者の死亡モデル研究にかかる基礎資料の整備、および月別・都道府県別の生命表による地域別死亡状況の分析

を行った。

次年度以降は全国および地域の将来人口推計プロジェクトと連携しつつ超高齢層において死亡力が高原状態に達するかなどの議論のある死亡関数の研究、超低死亡率のモデル生命表作成に向けた研究、地域別死亡の分析を進めたい。

⑥ 学際的・国際的研究ネットワークの構築と成果の発信

本年度は新型コロナウイルスへの感染対策によりオンライン開催としつつ、老年学の専門家にご報告いただいたほか、プロジェクトメンバーおよび外部協力者、さらに所外から学識者等を招聘して研究会を開催し、活発な意見交換を行った。

なお、以上で述べたものを含め、本年度に行った研究会は以下のとおりである。

第1回（令和5年7月31日）

- ・所内外の委員による研究計画の報告、および質疑

第2回（令和6年1月9日）

- ・杉澤秀博（桜美林大学）「老年学を学ぶ」

第3回（令和6年2月9日）

委員による研究報告1

- ・石井太（慶應義塾大学）「日本版死亡データベース(ver. 004 004)構築の方法論と結果の概要について」
- ・大津唯（埼玉大学）「日本における長期時系列死因統計の再構築」
- ・齋藤安彦（日本大学）「Life after age 65 among older adults in Japan: How did they use to spend their time?」
- ・別府志海「健康観別傷病期間の分析：2013～2022年」

第4回（令和6年3月4日）

委員による研究報告2

- ・小島克久（情報調査分析部）・盖若琰（長崎大学）「本年度行ったこと（報告書の案）」

- ・佐藤格（社会保障基礎理論研究部）・堀口侑（慶應義塾大学大学院）・石井太（慶應義塾大学）・増田幹人（駒澤大学）「高齢化とTFP成長率、外国人労働者参入に関する予備的分析」
- ・林玲子（副所長）「2022年国民生活基礎調査における障害率－ワシントン・グループ定義障害率とその他の指標との比較－」
- ・泉田信行（社会保障応用分析部）「高齢者介護におけるショートステイサービスの長期利用及び看取り利用にかかる量的研究に向けた予備的分析」
- ・橋本英樹（東京大学）「ICD 変更と心不全」

D 研究発表

本プロジェクトにおける研究報告(上記)以外に、本プロジェクト委員によってなされた関連した本年度の研究発表としては次のものがある。

1 論文発表

- ・林玲子（2023）「ウイズコロナ時代の健康寿命を考える」『統計』第74巻第3号，pp. 2-3.
- ・林玲子（2023）「ICD-11適用に向けて日本の死因・疾病統計を考える」『日本健康学会誌』第89巻第4号，pp. 109-110.
- ・ISHII Futoshi（2023）*Modeling Shifting Mortality, and Its Applications, SpringerBriefs in Population Studies, Population Studies of Japan: Springer.*
- ・MINAGAWA Yuka and SAITO Yasuhiko（2023）“Subjective Well-Being and Active Life Expectancy in Japan: Evidence from a Longitudinal Study,” *Innovation in Aging*, 7(1) igac075, <https://doi.org/10.1093/geroni/igac075>
- ・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.
<https://doi.org/10.50870/0002000192>

Southern Demographic Association, October,
San Antonio, TX. (E. Walter Terrie Award 受賞) .

2 学会発表

- HAYASHI Reiko "Balancing policies on low fertility and ageing - Is Japan a typical Asian example?" Population Association of Singapore 2023 Annual Meeting, Keynote Speech, National University of Singapore, University Town, Singapore (2023.5.11)
- 林玲子「日本の障害統計整備と障害率の動向」第75回日本人口学会大会、自由論題G-3「統計2」、南山大学(2023.6.11)
- HAYASHI Reiko, IMANAGA Teruhiko, MARUI Eiji, SHINOHARA Emiko, BEPPU Motomi "Senility deaths in Japan – a multiple cause of death analysis using deaths certificate information" IAGG Asia/Oceania Regional Congress 2023, Poster Session, Pacifico Yokohama (2023.6.12)
- HAYASHI Reiko "Cause of death statistics in Japan and future orientation in ICD-11 Era" Turning Gold: Conference on the Occasion of BiB's 50th Anniversary, Wiesbaden, Germany (2023.7.4)
- 林玲子「1920年前後の乳児死亡率と出生率の低下要因－非嫡出出生割合に注目して」第82回日本人口学会九州地域部会、西九州大学佐賀キャンパス(2023.9.24)
- 井川孝之「死因別超過死亡の評価による新型コロナウイルス感染症の影響分析」, 日本人口学会第75回大会(南山大学)(2023.6.10)
- 石井太(2023)「人口動態を巡る動向－死亡動向を中心として－」, (公社)日本年金数理人会第86回研修会, 大崎ブライトコアホール(2023.1.23).
- HORIGUCHI Yu (2023) "Application of the Extended Log Quad Model to Municipal Life Tables of Japan," 2023 Annual Meeting of

超長寿社会における人口・経済・社会のモデリングと総合分析



第 2 部 研究論文

日本版死亡データベース (ver.004_004) 構築の方法論とその応用

石井 太・別府 志海・菅 桂太・堀口 侑

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) と統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)」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 Method Protocol は現在、2021 年に改定された Version 6 となっている(Wilmoth et al. 2021)。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 の推定法に準じた形での方法論の修正が行われており、JMD の方法論が逆に HMD に採り入れられたものともいえる。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)の推定にあたって、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 Version 6 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、この手法と組み合わせたより精密な exposure 推定の方法論を ver. 004_003 から採り入れている。また、2022 年 9 月 1 日には、JMD の exposure 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が行われている。さらに、昨年度の本プロジェクト報告書(石井他 2023)において、都道府県別生命表の提供年次拡大を中心とした検討を行ったが、その後、2023 年 12 月 5 日に公開した直近の ver. 004_004 では、この検討を踏まえ、都道府県別生命表について、初めて 1947~1974 年について提供を開始するとともに、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たところであり、これにより、都道府県別生命表と全国生命表は同じレベルで提供がされることとなった。

このように、現在の JMD である ver. 004_004 では、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、本報告は、石井(2015a)を全面的に改定し、直近の ver. 004_004 に対応する方法論をまとめるとともに、そこから得られる結果とその応用について述べることを目的とするものである。

1. JMD 生命表構築の方法論について

1.1 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 exposure の推定に用いる)。
- 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)を推定する。
- 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: 生命表を作成するため、まず死亡確率が死亡率より計算され、これにより生命表が求められる。

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定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。ここで、「レキシストライアングル」とは、死亡者数を横軸に時間、縦軸に年齢を取ったレキシス図で表した際、ある暦年の特定の満年齢の死亡数はレキシス図内の正方形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指す(図1)。具体的には、図1において、暦年 t 、満 x 歳の死亡数は、 $\{(T, X) | T \in [t, t+1), X \in [x, x+1)\}$ という黒枠の正方形領域で与えられるが、このうち、左上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。

JMD では、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」を対象とし、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、作成期間は直近の ver.004_004 では1947~2022年(今後のバージョンでは最終年次が更新される予定)とし、都道府県別年齢調整死亡率のみ1975年以降の提供とする。なお、生

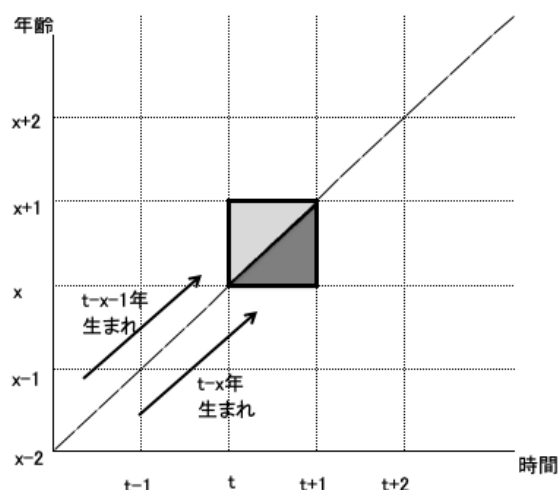


図1 レキシストライアングルの概念

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。

1.2 基礎となる人口統計

JMDでは、「日本における日本人」を対象としているが、本説ではこれに対応した基礎となる出生・死亡・人口に関する人口統計について述べる。

まず、出生についてであるが、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。

そこで、まず人口について述べる。全国の人口については、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、Wilmoth et al. (2021)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、Wilmoth et al. (2021) では、性別・年次別・年齢別・都道府県別死亡数が生年別に分けられていない場合、下方レキシストライアングル割合 ($\pi_d(x, t)$) を、線形回帰によってモデリングされた回帰式を用いて推定し、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。

堀口・石井 (2023) 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を提示したが、JMD ver.00_004 でもこのモデルを用いた。ただし、データの精査により、係数は再推定したものを使用している。

このモデルによる下方レキシストライアングル割合の推定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。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であり、 C_i に含まれない。また、推定にあたっては、Wilmoth et al. (2021) と同様、 $\omega(x, t) = \frac{{}_1D_x(t)}{\sum_x {}_1D_x(t)}$ をウエイトとした加重最小二乗法によった。推計された係数を表 1 に示した。

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定する。推定にあたって、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、推定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

表1 下側レキシストライアングル死亡数割合の線形回帰 (男女別)

女性				男性			
共変量	係数	標準偏差	p 値	共変量	係数	標準偏差	p 値
const	0.5619	0.0085	0.000	const	0.5294	0.0033	0.000
A ₀	-0.0040	0.0111	0.716	A ₀	0.0154	0.0075	0.040
A ₁	0.1226	0.0187	0.000	A ₁	0.1642	0.0168	0.000
A ₂	0.1179	0.0171	0.000	A ₂	0.1763	0.0144	0.000
A ₃	0.0818	0.0209	0.000	A ₃	0.1179	0.0175	0.000
A ₄	-0.0032	0.0046	0.489	A ₄	0.0436	0.0228	0.056
A ₅	-0.0486	0.0191	0.011	A ₅	-0.0507	0.0149	0.001
A ₆	0.0074	0.0032	0.022	A ₆	0.0064	0.0029	0.027
A ₇	-0.0199	0.0157	0.205	A ₇	-0.0018	0.0029	0.536
A ₈	-0.0450	0.0152	0.003	A ₈	-0.0045	0.0028	0.114
A ₉	-0.0463	0.0146	0.002	A ₉	-0.0422	0.0112	0.000
A ₁₀	-0.0636	0.0138	0.000	A ₁₀	-0.0693	0.0103	0.000
A ₁₁	-0.0797	0.0130	0.000	A ₁₁	-0.0519	0.0094	0.000
A ₁₂	-0.0713	0.0123	0.000	A ₁₂	-0.0217	0.0023	0.000
A ₁₃	-0.0902	0.0115	0.000	A ₁₃	-0.0400	0.0075	0.000
A ₁₄	-0.0831	0.0108	0.000	A ₁₄	-0.0312	0.0022	0.000
A ₁₅	-0.0774	0.0104	0.000	A ₁₅	-0.0317	0.0022	0.000
A ₁₆	-0.0623	0.0103	0.000	A ₁₆	-0.0289	0.0022	0.000
A ₁₇	-0.0636	0.0108	0.000	A ₁₇	-0.0419	0.0088	0.000
A ₁₈	-0.0648	0.0125	0.000	A ₁₈	-0.0467	0.0133	0.000
A ₁₉	-0.0489	0.0183	0.008	A ₁₉	-0.0082	0.0041	0.048
A ₂₀	0.0077	0.0062	0.213	A ₂₀	-0.0042	0.0103	0.680
A ₂₁	0.0270	0.0203	0.183	A ₂₁	0.0219	0.0386	0.571
A ₂₂	0.0636	0.0107	0.532	A ₂₂	0.0283	0.1576	0.857
$\pi_b - 0.5$	0.8093	0.0272	0.000	$\pi_b - 0.5$	0.7458	0.0281	0.000
LI	0.0090	0.0024	0.000	LI	-0.0016	0.0008	0.039
LI · A ₀	-0.0714	0.0032	0.000	LI · A ₀	-0.0704	0.0022	0.000
LI · A ₁	0.0281	0.0057	0.000	LI · A ₁	0.0453	0.0054	0.000
LI · A ₂	0.0269	0.0051	0.000	LI · A ₂	0.0478	0.0045	0.000
LI · A ₃	0.0166	0.0061	0.007	LI · A ₃	0.0293	0.0053	0.000
LI · A ₅	-0.0108	0.0055	0.052	LI · A ₄	0.0125	0.0068	0.066
LI · A ₇	-0.0073	0.0044	0.097	LI · A ₅	-0.0120	0.0043	0.006
LI · A ₈	-0.0138	0.0042	0.001	LI · A ₆	-0.0094	0.0031	0.002
LI · A ₉	-0.0140	0.0040	0.000	LI · A ₁₀	-0.0164	0.0028	0.000
LI · A ₁₀	-0.0169	0.0038	0.000	LI · A ₁₁	-0.0090	0.0026	0.001
LI · A ₁₁	-0.0203	0.0036	0.000	LI · A ₁₃	-0.0031	0.0020	0.128
LI · A ₁₂	-0.0169	0.0034	0.000	LI · A ₁₇	-0.0044	0.0023	0.059
LI · A ₁₃	-0.0191	0.0031	0.000	LI · A ₁₈	-0.0069	0.0035	0.045
LI · A ₁₄	-0.0163	0.0030	0.000	N	3061		
LI · A ₁₅	-0.0138	0.0029	0.000	調整 R ²	0.9454		
LI · A ₁₆	-0.0099	0.0028	0.001				
LI · A ₁₇	-0.0106	0.0029	0.000				
LI · A ₁₈	-0.0123	0.0033	0.000				
LI · A ₁₉	-0.0106	0.0046	0.022				
N	3104						
調整 R ²	0.9317						

注: 年齢階級のレファレンスは 20-24 歳である。また、LI は log IMR(t) を表す。

資料: 筆者推計

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、これらを按分して基礎データとして用いている。

1.3 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 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。1月1日現在人口の推計については、

1. センサス間生残者推計 (intercensal survival method)
2. 死滅コーホート推計 (extinct cohort method)
3. 生残比推計 (survivor ratio)

の3つの推計法が用いられる。なお、HMD が用いている線形補間については、JMD では用いていない。以下、JMD での適用方法について述べる。

1.3.1 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簡便で信頼性の高い方法とされている。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

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、

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

とし、 ${}_1\tilde{P}_x(t)$: t 年 1 月 1 日の補正前満 x 歳人口 ($t = 1, 2, 3, 4$) 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短い期間においては、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。

1.3.2 死滅コーホート推計

この方法では、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。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。

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 ω に達していることと定義される。また、この年齢 ω は、

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

で定義される。ただし、 $L = 5$ であり、

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

とする。

1.3.3 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。これは、観察期間の最後で少なくとも 90 歳以上であり、まだ死滅していないコーホートに適用する。HMD では、生残比推計に関して提案された先行研究を比較した研究において、最も信頼されると示された方法を用いているとしており、JMD もこれに準じている。

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、以下のように推定することができる。

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

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

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

で推定できる。

最も単純な形の生残比推計では、この方法によりまず ${}_1P_{\omega-1}(t_n)$ を推定し、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 歳までの人口を推定する。すると、 ${}_1P_{\omega-2}(t_n)$ 、 ${}_1P_{\omega-3}(t_n)$ 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、

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

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 の方法論では、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論の修正が行われている。JMD についても、1972 年 5 月に沖縄が返還されたことから、1972 年までは沖縄を含まず、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。

1.4 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 Protocol Version 5 では、出生月分布が一様であることを仮定し、

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

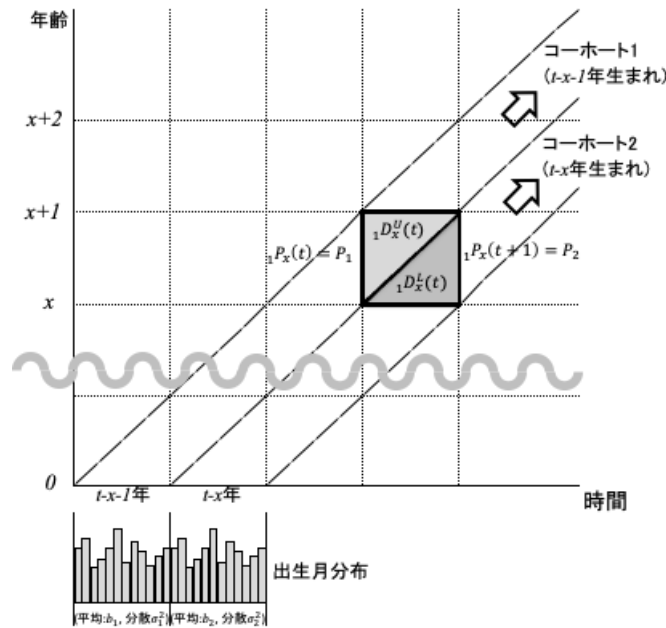


図2 exposure の評価方法の模式図 (レキス図による)

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。

一方、HMD Protocol V6 では、出生月分布を考慮し、

$${}_1E_x(t) = {}_1E_x^L(t) + {}_1E_x^U(t)$$

$${}_1E_x^L(t) = s_1 \cdot {}_1P_x(t+1) + s_2 \cdot {}_1D_x^L(t), \quad {}_1E_x^U(t) = u_1 \cdot {}_1P_x(t) - u_2 \cdot {}_1D_x^U(t)$$

$$s_1 = 1 - \bar{b}_2, \quad s_2 = \frac{1 - \bar{b}_2}{2} - \frac{\sigma_2^2}{2(1 - \bar{b}_2)}$$

$$u_1 = \bar{b}_1, \quad u_2 = \frac{\bar{b}_1}{2} - \frac{\sigma_1^2}{2\bar{b}_1}$$

という形でリスク対応生存延べ年数の計算を行っている。ここで、 \bar{b}_i, σ_i^2 は、コホート 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 $t - x$ 年生コホートを表す。JMD でも、この HMD Protocol V6 の出生月分布を用いる方法を採用している。ただし、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、第二次大戦間期に人口動態統計が完全でない部分が存在することから、1947 年生まれ以降のみに対して実績の出生月分布を適用し、1946 年生まれ以前のコホートについては、出生月分布を一定と仮定する HMD Protocol Version 5 による推計方式を用いている。

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。

1.5 生命表関数の推計

死亡率は1.4節で述べた方法で推計されるが、高齢部については統計的安定性を欠くことから、80歳以上の死亡率を用いてロジスティック曲線への当てはめを行うことにより平滑化された死亡率を求めている。

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 ($a \geq 0$, $b \geq 0$)。

パラメータの推定にあたっては、 ${}_1D_x \sim \text{Poisson}({}_1E_x\mu_{x+0.5}(a, b))$ を仮定し、以下を最大にする最尤法によって推定値 \hat{a} 、 \hat{b} を求める。

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

このパラメータ推定値 \hat{a} 、 \hat{b} を用いて、平滑化された死亡率 ${}_1\hat{M}_x$ を、 ${}_1\hat{M}_x = \hat{\mu}_{x+0.5} = \mu_{x+0.5}(\hat{a}, \hat{b})$ とする。また、このようにして当てはめられた死亡率は Y 歳以上について用いる。ただし、 Y は死亡数が 100 未満となる最も低い年齢とし、 $80 \leq Y \leq 95$ を満たすものとする。したがって、最終的に得られる死亡率は、

$${}_1M_0, {}_1M_1, \dots, {}_1M_{Y-1}, {}_1\hat{M}_Y, \dots, {}_1\hat{M}_{109}, {}_\infty\hat{M}_{110}$$

となる。次に、生命表の死亡率 m_x が上の系列と等しいと仮定する。すなわち、 ${}_1m_x = {}_1M_x$, ($0 \leq x \leq Y-1$)、 ${}_1m_x = {}_1\hat{M}_x$, ($Y \leq x \leq 109$)、 ${}_\infty m_{110} = {}_\infty\hat{M}_{110}$ である。

また、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は推定された死亡率が安定性を欠くことがあるため、1歳×1年単位の死亡率に平滑化を行って生命表を作成している。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、 $x = 0, 1, \dots, 109$ 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、 ${}_\infty a_{110} = \frac{1}{{}_\infty m_{110}}$ 、 ${}_\infty q_{110} = 1$ 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。

生命表を完成させるためには、まず、 ${}_1p_x$ を

$${}_1p_x = 1 - {}_1q_x$$

とし、 $l_0 = 100000$ として、

$$l_x = l_0 \prod_{i=0}^{x-1} {}_1p_i$$

により、 l_x を計算する。また、 $x = 0, \dots, 109$ について、

$${}_1d_x = l_x \cdot {}_1q_x$$

とし、 ${}_{\infty}d_{110} = l_{110}$ とする。次に、 $x = 0, \dots, 109$ について、

$${}_1L_x = l_x - (1 - {}_1a_x){}_1d_x$$

とし、 ${}_{\infty}L_{110} = l_{110} a_{110}$ とする。同様に $x = 0, \dots, 109$ について、

$$T_x = \sum_{i=x}^{109} {}_1L_i + {}_{\infty}L_{110}$$

で、 $T_{110} = {}_{\infty}L_{110}$ である。最後に、

$$e_x = \frac{T_x}{l_x}$$

となる。

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が作成できる。

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、観測されたり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、

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

と仮定して推定されたパラメータ $\hat{\beta}_i$ を用いて、

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

とし、

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

により平滑化されたウェイトを得て、

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

により死亡率の推定を行う。

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。

2. 年齢調整死亡率作成の方法論について

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。年齢調整死亡率は、年齢構成の異なる集団について死亡状況の比較ができるように年齢構成を調整した死亡率であり、公衆衛生分野における評価や目標設定をするうえでの重要な指標となっている。厚生労働省では、人口動態統計において年齢調整死亡率を用いているほか、健康日本 21(第二次(2013 年度～2022 年度))の 2018 年の中間評価や、都道府県の保健医療行政施策を立案しその効果を評価するための指標としても用いられている。

年齢調整死亡率では、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ている(石井 2021)。一般に、ある人口集団の粗死亡率 CDR は、年齢階級別死亡率を M_i 、年齢階級別人口割合を C_i とした時、

$$CDR = \sum_i M_i \cdot C_i$$

と表されるが、この C_i は対象となる人口集団の年齢構成によって異なるため、粗死亡率はその影響を受けてしまう。そこで、基準となる人口の年齢構成 C_i^S を一つ決めておき、 C_i の代わりに C_i^S を用いて算定される粗死亡率に相当する年齢調整死亡率

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

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

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 HI 分類と簡単分類、Human Cause-of Death Database(HCD) が用いていた旧 HCD 分類に加え、簡単分類と HCD 類の両者と整合的な分類として設定した JMDC 分類を用いている。具体的な JMDC 分類を表 2、3 に示した。なお、JMDC 分類設定の詳細については、石井(2022)を参照されたい*1。

以上の方法論を用いて、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 分類及び旧 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、提供を行っている。

*1 2024 年 3 月 1 日に、HCD は HMD の一部として再編成され、また、死因分類についても修正が行われた。現在の JMDC 分類の設定には旧 HCD 分類を用いていることに注意されたい。

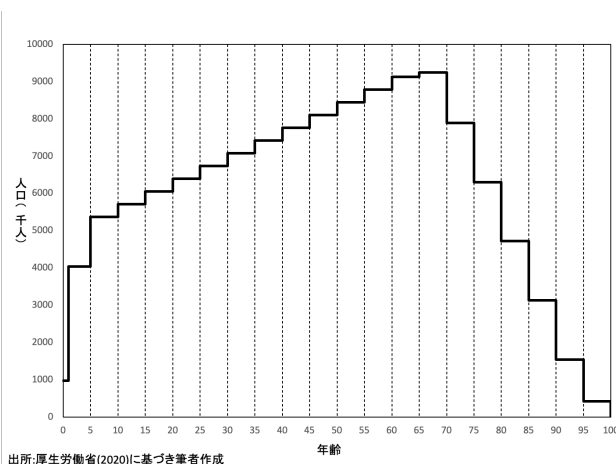


図3 平成27年モデル人口

3. JMD 生命表の推計結果と応用

3.1 平均寿命の推計結果とその応用

次に、1節の方法論に基づいて推計された都道府県別平均寿命について観察を行う*2。

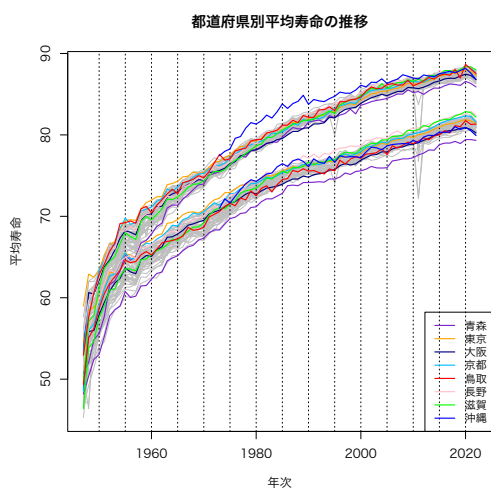


図4 都道府県別平均寿命推計結果 (1947-2021年)

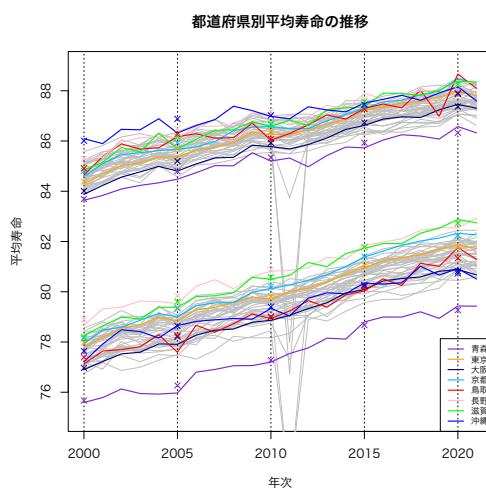


図5 都道府県別平均寿命推計結果 (2000-2021年)

図4は、JMD 都道府県別平均寿命の1947-2021年についての推計結果を示したものである。各都道府県は灰色の折れ線で示されているが、いくつかの都道府県については動きが観察できるように色をつけて示している。この結果によれば、東京都は女性では1960年代まで、男性では1970年代前半までトップクラスの平均寿命であったことが観察できる。ま

*2 昨年度の報告書(石井他 2023)では、1974年以前の都道府県別生命表の評価を行うことが目的であることから、1972年以降しか基礎データが存在しない沖縄県は評価の対象から除外していたが、本稿では沖縄県も含めた評価を行っている。

た、1980 年前後では沖縄県の女性の平均寿命が他の都道府県と比べて著しく高いことも観察できる。一方、特に男性で他の都道府県よりも低い平均寿命を示している青森県については、1975 年以前についても同様に低いレベルであったことが見て取れる。このように、JMD ver.004.004 では、1947 年以降の各年・各歳の生命表が都道府県別に提供されることとなり、公式統計では得られない、都道府県別の詳細な死亡状況を長期・連続的に観察できるという大きな意義を有している。

しかしながら、一方で、観察に当たって注意が必要な面も存在する。図5は図4の2000年以降のみを拡大したものであり、色をつけた都道府県の国勢調査年について、公式生命表による平均寿命を×印のマーカで示している。これを見ると、多くのポイントにおいて、JMD 生命表と公式生命表は概ね同様の傾向を示している一方で、一定の乖離が生じていることも観察できる。この乖離の最も大きい要因は、公式生命表は2010年を除き、作成基礎期間が国勢調査年の前後を含む3年間とされており(石井 2003)、単年のJMD生命表による平均寿命とは、前後の年の死亡状況の違いから乖離が生じることによるものである。ここで、公式生命表が作成基礎期間を3年としているのは、特に人口規模の小さい都道府県においては、作成基礎期間を単年とした場合、統計的安定性が低くなって短期的な変動の影響を大きく受けることによるものである。実際、図5で赤で示したJMD生命表の鳥取県の平均寿命を見ると、近年のところで大きな変動をしながら推移していることが観察できる。特に、2020年の鳥取県女性の平均寿命は、JMD生命表では全都道府県で一番高いものとなっているが、公式生命表での順位は第13位である。したがって、単年のJMD生命表を観察する場合には、このような変動に注意して観察することが必要となる。

次に、各都道府県別の平均寿命と全国値との比較を行ったものが図6、7である。

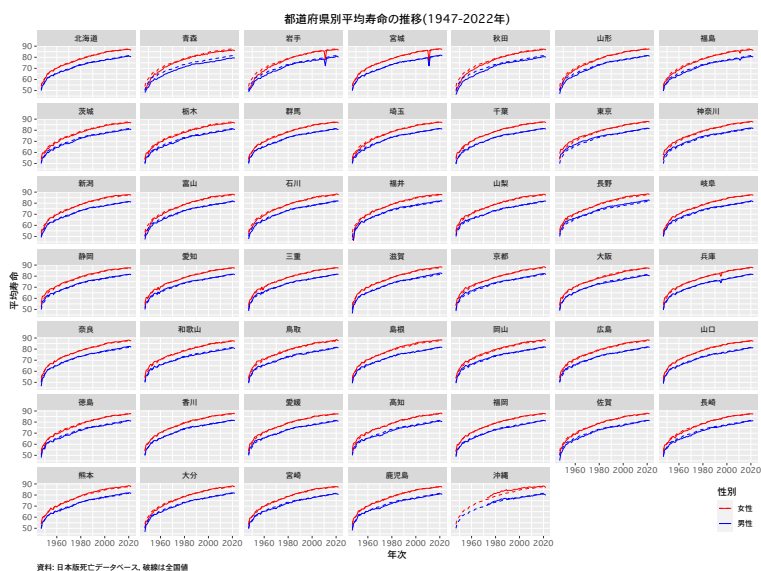


図6 都道府県別平均寿命の推移(1947~2022年)

図6には、1947~2022年の各年の都道府県別・男女別平均寿命を実線で、全国の男女別

平均寿命を破線で示している。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、大きく平均寿命が低下していることが観察できる。

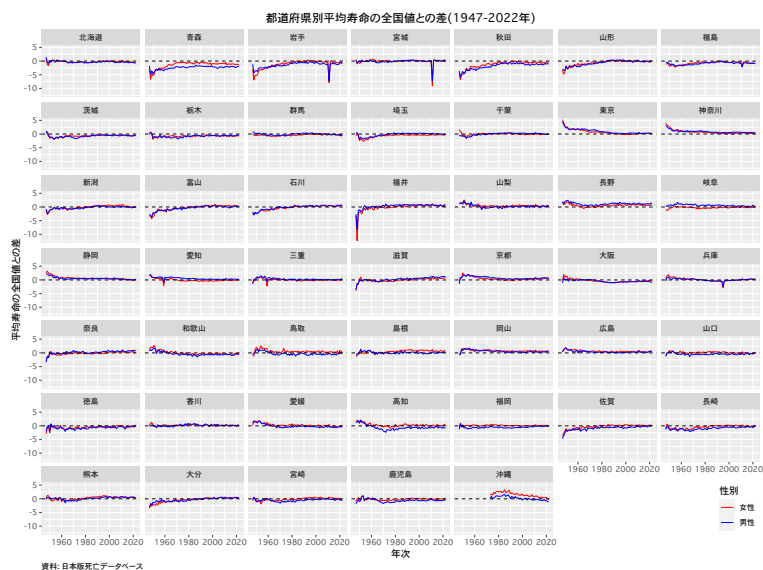


図7 都道府県別平均寿命の全国値との差 (1947～2022年)

そこで、全国値との乖離をより詳細に観察するため、都道府県別平均寿命の全国値との差を示したものが図7である。これを見ると、1948年の福井県の平均寿命が全国値より大きく下回っていることがわかるが、これは1948年6月に発生し、3,769人の死者を出した福井地震による影響であると考えられる。一方、1959年の愛知県と三重県の平均寿命も全国値を大きく下回っていることが観察される。これは、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。伊勢湾台風は、犠牲者5,098人（死者4,697人、行方不明者401人）を出したとされ、その多くが愛知県、三重県であったとされる。このように、JMDの単年の生命表を用いることによって、初めてこのような災害の影響が評価可能となるのであり、単年の生命表は変動に注意する必要があるものの、死亡分析の観点からは極めて有用であることが理解できる。

また、図7の全国値との乖離を見ると、いくつかのパターンがあることが観察される。そこで、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を行った結果を示したものが、図8、9である。これによれば、1947年以降の平均寿命の全国値との乖離について、地域的に明瞭なパターンが存在することが示唆される。緑色のグループ1とオレンジ色のグループ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、特に前半での平均寿命が全国値より低い特徴が観察できる。一方、青色のグループ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、黄色のグループ4もこれに近いものの、やや1940～50年代の乖離が小さいパターンで、四国・九州と山口県からなるピンク色のグループ5は1960

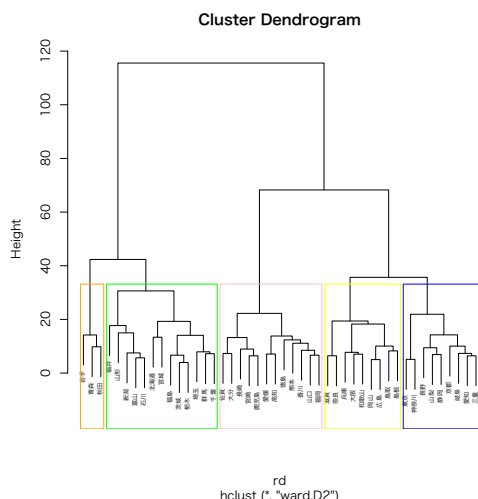


図 8 都道府県別平均寿命の全国値との差によるクラスター分析結果 (沖縄県を除く)

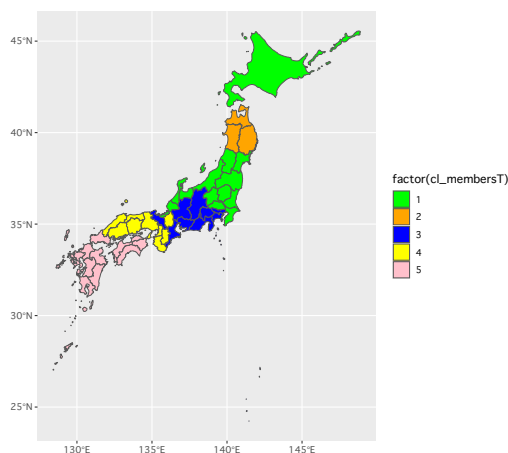


図 9 都道府県別平均寿命の全国値との差によるクラスター分析結果 (沖縄県を除く)

～70年代近辺で全国値より低い部分があるという特徴が観察できる。

3.2 公式生命表・水島生命表との平均寿命の比較

次に、JMD 生命表と、公式生命表、あるいは、公式生命表が作成される以前の生命表を作成した水島生命表(重松他 1996)との比較を行う*3。先述の通り、公式生命表は作成基礎期間が3年となっているものが多く、水島生命表も複数年を作成基礎期間とするものがある。そこで、横軸に公式生命表または水島生命表の平均寿命を取り、縦軸には公式生命表または水島生命表の作成基礎期間に含まれる年次の JMD 生命表平均寿命を取った散布図を作成し、比較を行った。

公式生命表の平均寿命との比較結果を示したものが図 15～38 である。図の中で、作成基礎期間が3年であるものについて、国勢調査年の前年を赤、国勢調査年を黒、国勢調査年の翌年を青のマーカで示している。ただし、作成基礎期間が1年である2010年のみは黒だけで示している。これを見ると、3年間の平均寿命は概ね45度線の周りに分布しており、両者が整合的であることが確認できる。しかしながら、作成基礎期間内においても全体的な死亡水準の変化が生じていること、また、人口規模の小さい都道府県での統計的な安定性の低さなどもあり、国勢調査年単年の平均寿命と公式生命表は必ずしも一致していないこともわかる。

一方、水島生命表の平均寿命との比較結果を示したものが図 39～50 である。作成基礎期間が2年のものについては、年次が古い方が黒、新しい方が青のマーカで示されている。他は、公式生命表と同じように示している。こちらでも、作成基礎期間に含まれる平均寿

*3 この比較についても、昨年度の報告書(石井他 2023)では沖縄県が対象から除外されているが、本稿では沖縄県も含めている。

命は概ね 45 度線の周りに分布しており、両者が整合的であることが確認できる。

3.3 震災の影響評価

別府・石井 (2021) では、阪神・淡路大震災、東日本大震災が都道府県別の生命表に与えた影響を評価する目的から、JMD の都道府県別生命表の基礎データを用いつつ、平滑化を行って 1 歳 × 1 年単位の生命表を作成し、特定死因を除去した場合の生命表を作成することにより影響評価を行ったが、日本版死亡データベース (ver.004.004) でも 1 歳 × 1 年単位の都道府県別生命表が提供されるようになったことから、これをベースとした阪神・淡路大震災及び東日本大震災の平均寿命への影響について、改めて評価を行うこととした。

具体的には、震災を死因とする死亡の影響を除去した生命表を推定し、通常の生命表との平均寿命の差を震災の影響評価に用いた。震災を死因とする死亡の基礎データとして、阪神・淡路大震災については第 18 回生命表報告書に掲載の性別・5 歳階級別阪神・淡路大震災による日本人死亡数 (全てが兵庫県で発生したと仮定)、東日本大震災については、人口動態統計で「震災フラグ」(東日本大震災による死亡) がある死亡データを用いた。

特定死因を除去した場合の生命表の構成方法には、Preston et al. (2001) に述べられている方法を用いた。具体的には、

${}_nD_x$: 年齢階級 $[x, x+n)$ における死亡数

${}_nD_x^{(i)}$: 死因 i (震災) の死亡数

${}_nR_x^{(i)} = \frac{{}_nD_x^{(i)}}{{}_nD_x}$: 死因 i (震災) による死亡割合

としたとき、第 i 死因 (震災) を除去した生命表の死亡確率 ${}_nq_x^{(-i)}$ は、全死因の死亡確率 ${}_nq_x$ を用いて近似的に以下のように表される。

$${}_nq_x^{(-i)} \approx 1 - (1 - {}_nq_x)^{(1 - {}_nR_x^{(i)})}$$

さらに、 $x < \omega$ について ${}_na_x^{(-i)} = {}_na_x$ 、 $x = \omega$ について ${}_na_x^{(-i)} = \frac{\infty a_\omega}{1 - \infty R_\omega^{(i)}}$ と仮定した。

また、震災を除去した場合の都道府県別の生命表は、都道府県別 JMD と同様に平滑化スプラインにより 1 歳以上の死亡率を平滑化した。

これに基づく評価の結果について述べる。図 10 は、全国平均寿命への影響を示したものである。これによれば、阪神・淡路大震災の平均寿命への影響は女性 0.12 年、男性 0.08 年であり、東日本大震災は女性 0.33 年、男性 0.25 年であった。

また、図 11 は、阪神・淡路大震災の兵庫県への影響を示したものであり、平均寿命への影響は、女性で 2.53 年、男性で 1.72 年であった。一方、図 12~14 は、東日本大震災が 3 県 (岩手県、宮城県、福島県) に与えた影響を示したものであるが、これによれば、平均寿命への影響は、岩手県では女性 7.76 年、男性 5.95 年、宮城県では女性 8.98 年、男性 7.19 年、福島県では女性 1.80 年、男性 1.50 年であった。

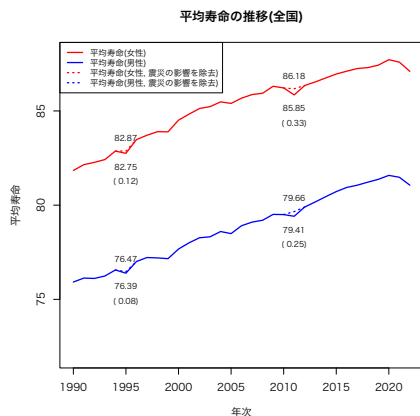


図 10 震災の全国の平均寿命への影響

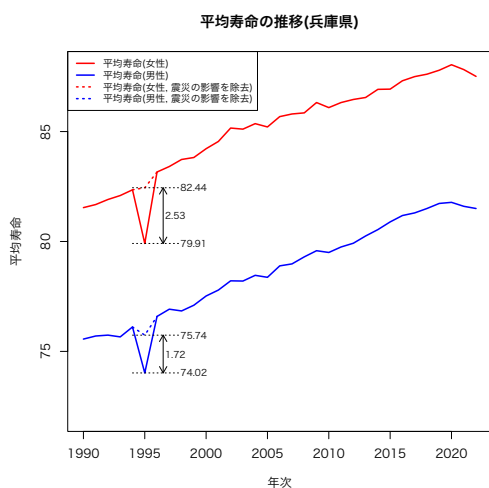


図 11 震災の平均寿命への影響 (兵庫県)

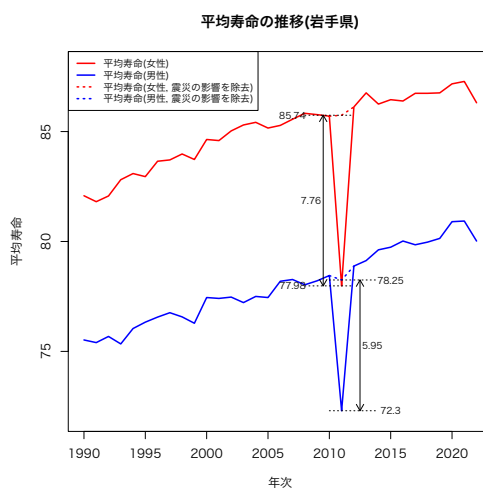


図 12 震災の平均寿命への影響 (岩手県)

おわりに

本稿では、石井 (2015a) を全面的に改定し、直近の ver. 004_004 に対応する JMD 構築に関する方法論をまとめるとともに、そこから得られる結果とその応用について述べることを目的として研究を行った。

昨年度の本プロジェクト報告書 (石井他 2023) においては、都道府県別生命表の提供年次拡大を中心とした検討を行ったが、その後、2023 年 12 月 5 日に公開した直近の ver. 004_004 では、この検討を踏まえ、都道府県別生命表について、初めて 1947~1974 年について提供を開始するとともに、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たところであり、これにより、都道府県別生命表と全国生命表は同じレベルで提供がされることとなった。このように、直近の JMD である ver. 004_004 では、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おり、本稿はその方法論について、年齢調整死亡率の提供法と合わせ、改めて包括的にまとめたものである。

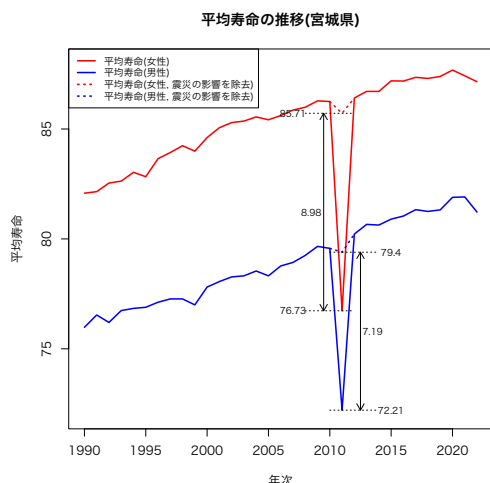


図 13 震災の平均寿命への影響 (宮城県)

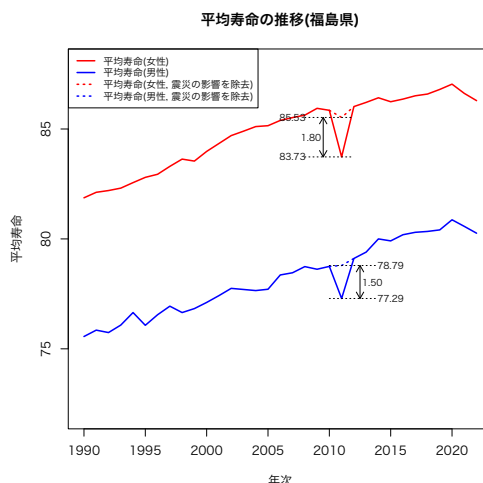


図 14 震災の平均寿命への影響 (福島県)

また、本稿では、JMD ver. 004.004 から得られる生命表の推計結果とその応用についても述べた。JMD ver.004.004 では、1947 年以降の各年・各歳の生命表が都道府県別に提供されることとなり、公式統計では得られない、都道府県別の詳細な死亡状況を長期・連続的に観察できるという大きな意義を有している。しかしながら、一方で、人口規模の小さい都道府県においては、作成基礎期間を単年とした場合、統計的安定性が低くなって短期的な変動の影響を大きく受けることから、単年の JMD 生命表を観察する場合には、このような変動に注意して観察することが必要となることも示された。

一方、1947 年以降の各年の都道府県別平均寿命が得られるようになったことを利用し、各都道府県別の平均寿命と全国値との比較を行った。全国値との比較を通じて、1995 年の兵庫県の大阪・淡路大震災の影響、2011 年の岩手県、宮城県、福島県の東日本大震災の影響のほか、1948 年の福井地震の影響、1959 年の愛知県と三重県の伊勢湾台風の影響などが明らかとなった。また、全国値との乖離にはいくつかのパターンがあることが観察されたことから、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を行ったところ、地域的に明瞭なパターンが存在することが明らかとなった。このように、JMD で都道府県別の単年の生命表が示されたことによって初めて可能となる分析が様々に存在し、変動に注意する必要があるものの、単年の都道府県別生命表は死亡分析の観点から極めて有用であることが示された。

また、JMD の生命表を、既存の公式生命表や水島生命表の平均寿命と比較したところ、公式生命表や水島生命表では複数年を作成基礎期間としている点に注意が必要であるものの、両者は概ね整合的であることが明らかとなった。また、日本版死亡データベースで 1 歳 × 1 年単位の都道府県別生命表が提供されるようになったことを踏まえ、これをベースとした阪神・淡路大震災及び東日本大震災の平均寿命への影響について、改めて評価を行った。

本稿によって、これまで断片的に示されてきた JMD の方法論の全体像が改めて整理さ

れ、利用にあたって注意が必要となる点が明らかになるとともに、1947年以降の各年・各歳の都道府県別生命表提供によって初めて可能となる様々な応用があることも示された。これらの新たなデータを活用し、さらに死亡研究を深化させていくことが今後の課題である。

本研究は、国立社会保障・人口問題研究所「超長寿社会における人口・経済・社会のモデリングと総合分析」の研究成果であり、本稿で使用した「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いる。

参考文献

- 石井太・別府志海・菅桂太・堀口侑 (2023) 「日本版死亡データベース構築の方法論改善に関する検討—都道府県別生命表を中心として—」, 『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 2022 年度報告書』, 国立社会保障・人口問題研究所, pp.13–35.
- 石井太 (2003) 「都道府県別生命表とは」, 『厚生指標』, 第 50 巻, 第 5 号, pp.2–7.
- (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.
- (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.
- (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 巻, pp.43–50.
- (2021) 「死亡分析の方法 (生命表と死亡モデル)」, 金子隆一・石井太 (編) 『長寿・健康の人口学』, 原書房, pp.25–42.
- (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.
- 厚生労働省 (2020) 「基準人口の改訂に係る検討結果の報告について」. available at https://www.mhlw.go.jp/stf/000020200529_1.html.
- 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」. <https://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp>.
- (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, 国立社会保障・人口問題研究所.
- 重松峻夫・南條善治・吉永一彦 (1996) 『新版: 水島都道府県別生命表集』, 福岡大学医学部公衆衛生学教室, 東北学院大学人間情報学研究所.
- 別府志海・石井太 (2021) 「わが国における震災と死亡」, 井上孝・和田光平 (編) 『自然災害と人口』, 原書房, pp.75–98.
- 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.
- Human Cause-of-Death Database. French Institute for Demographic Studies (France) and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Available at www.causeofdeath.org.

Human Mortality Database. Max Planck Institute for Demographic Research (Germany), University of California, Berkeley (USA), and French Institute for Demographic Studies (France). Available at www.mortality.org.

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

Wilmoth, J. R., K. Andreev, D. Jdanov, D. A. Gleijeses, and T. Riffe (2021) “Methods Protocol for the Human Mortality Database (Version 6)”, available at <https://www.mortality.org/Public/Docs/MethodsProtocol.pdf>.

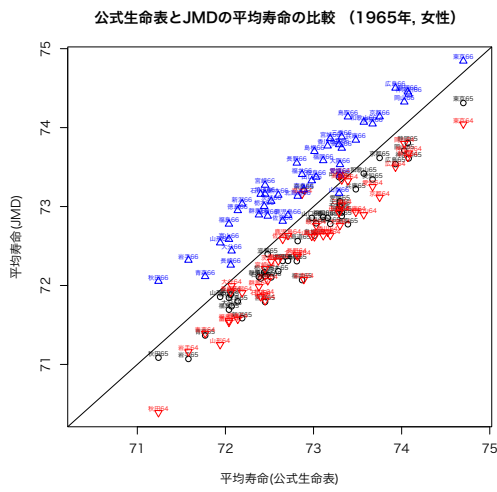


図 15 公式生命表との比較 (1965 年, 女性)

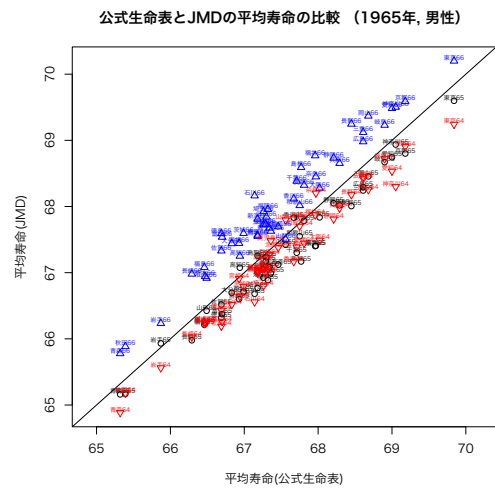


図 16 公式生命表との比較 (1965 年, 男性)

(公式生命表の作成基礎期間は 1964～1966 年)

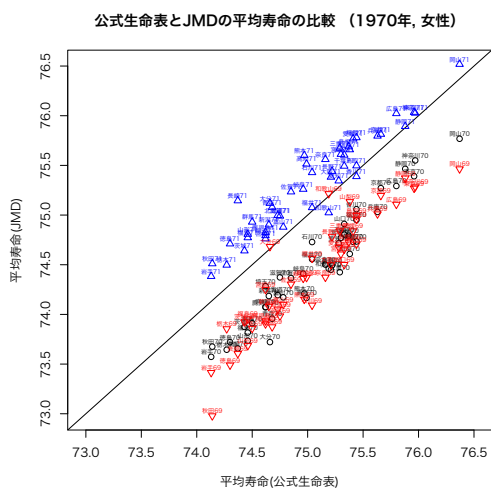


図 17 公式生命表との比較 (1970 年, 女性)

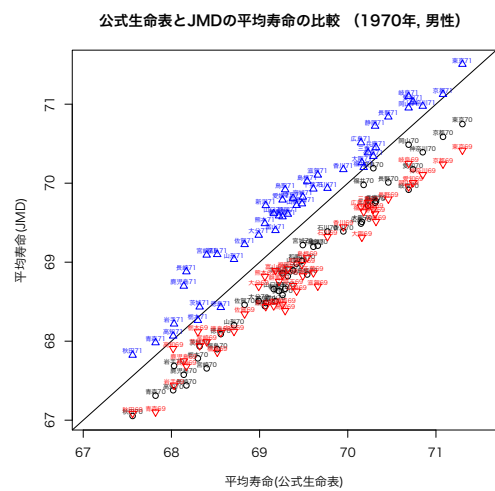


図 18 公式生命表との比較 (1970 年, 男性)

(公式生命表の作成基礎期間は 1969 年 4 月～1972 年 3 月)

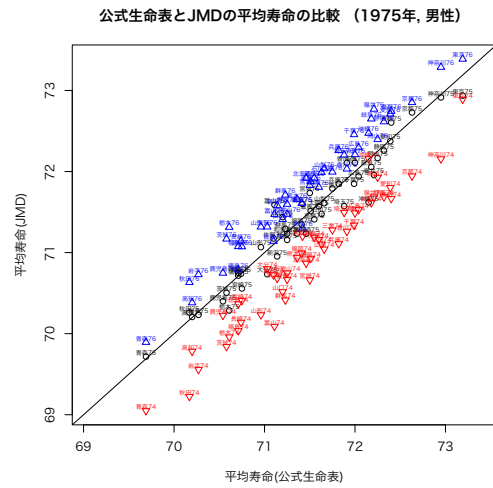
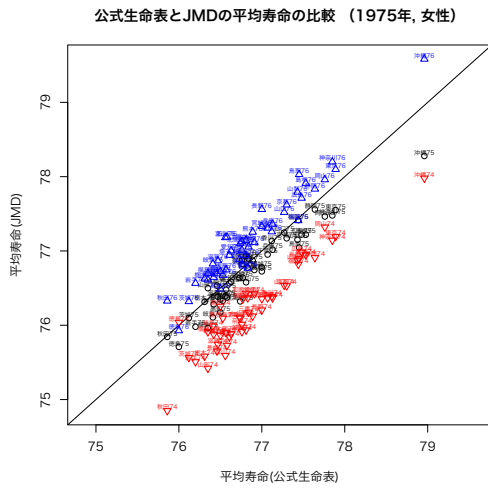


図 19 公式生命表との比較 (1975年, 女性)

図 20 公式生命表との比較 (1975年, 男性)

(公式生命表の作成基礎期間は 1974～1976 年)

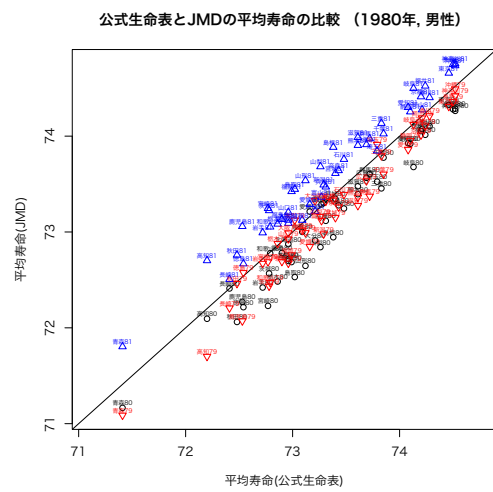
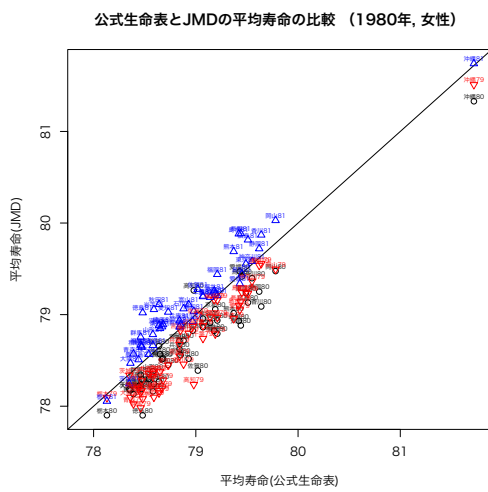


図 21 公式生命表との比較 (1980年, 女性)

図 22 公式生命表との比較 (1980年, 男性)

(公式生命表の作成基礎期間は 1979～1981 年)

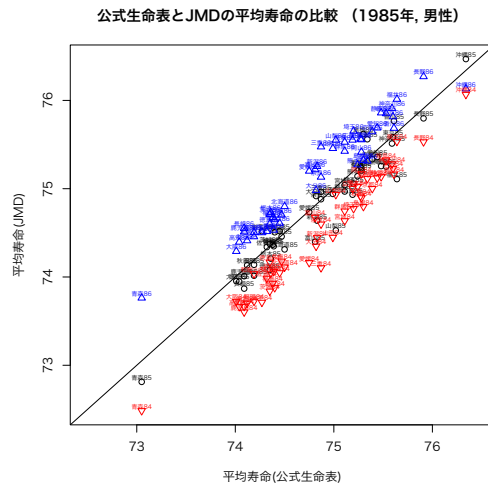
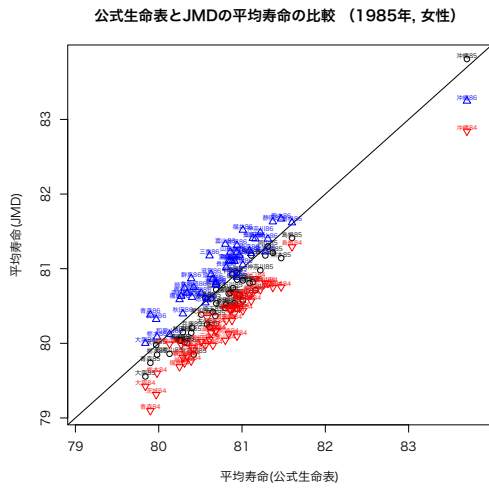


図 23 公式生命表との比較 (1985年, 女性)

図 24 公式生命表との比較 (1985年, 男性)

(公式生命表の作成基礎期間は 1984～1986 年)

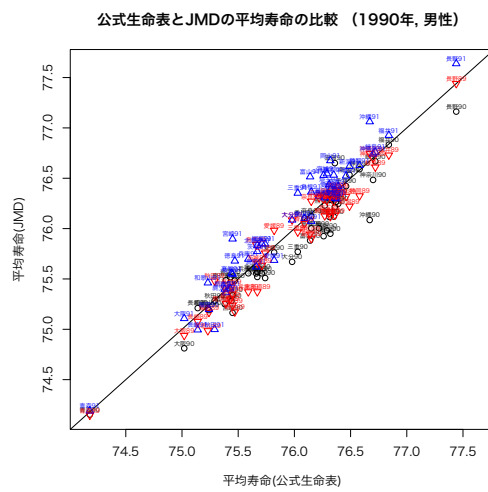
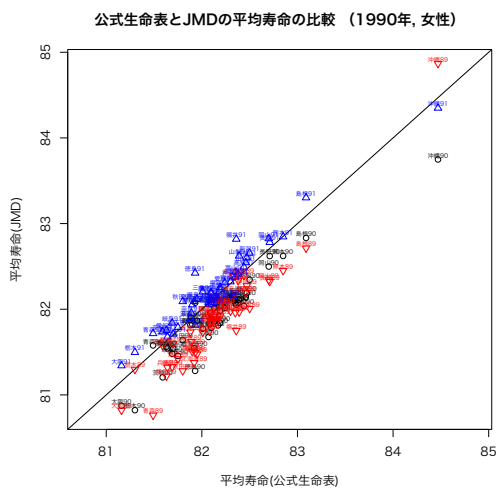


図 25 公式生命表との比較 (1990年, 女性)

図 26 公式生命表との比較 (1990年, 男性)

(公式生命表の作成基礎期間は 1989～1991 年)

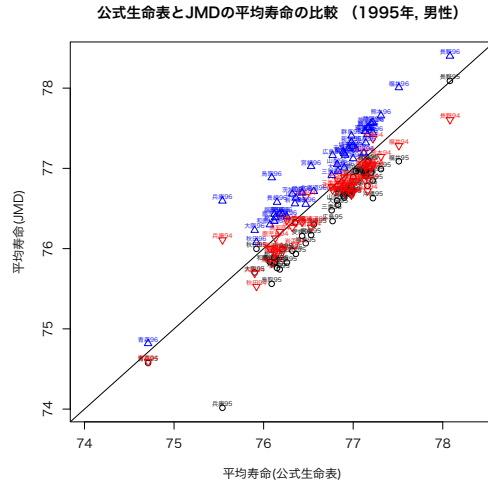
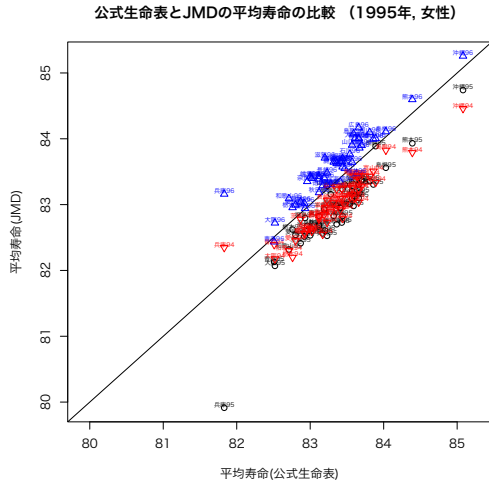


図 27 公式生命表との比較 (1995 年, 女性)

図 28 公式生命表との比較 (1995 年, 男性)

(公式生命表の作成基礎期間は 1994～1996 年)

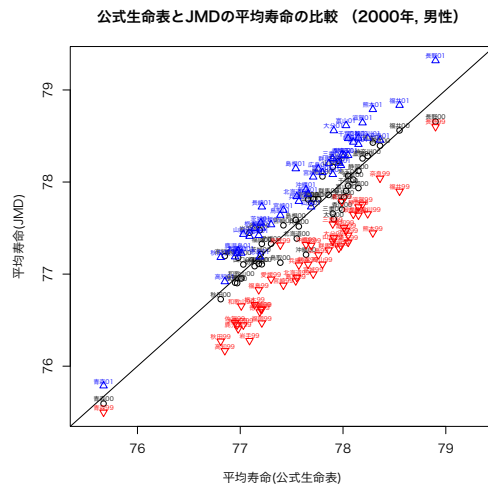
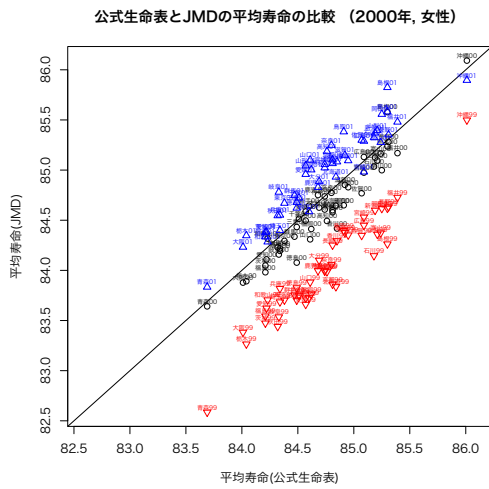


図 29 公式生命表との比較 (2000 年, 女性)

図 30 公式生命表との比較 (2000 年, 男性)

(公式生命表の作成基礎期間は 1999～2001 年)

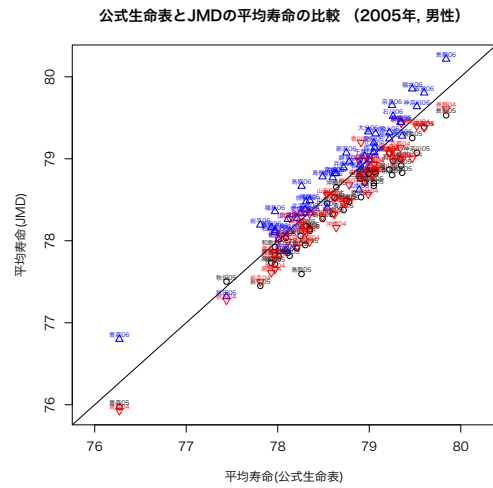
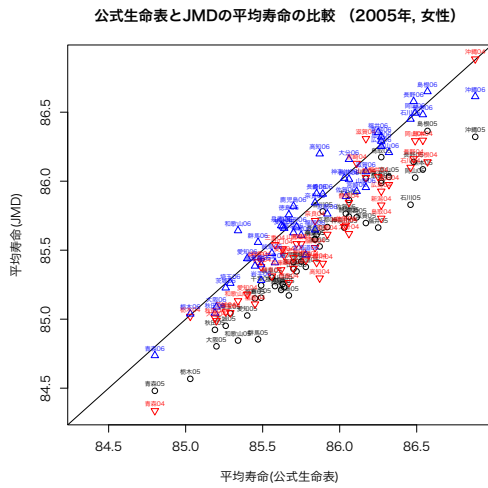


図 31 公式生命表との比較 (2005 年, 女性)

図 32 公式生命表との比較 (2005 年, 男性)

(公式生命表の作成基礎期間は 2004～2006 年)

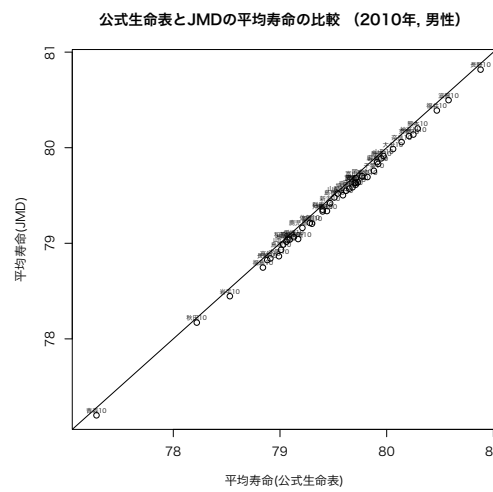
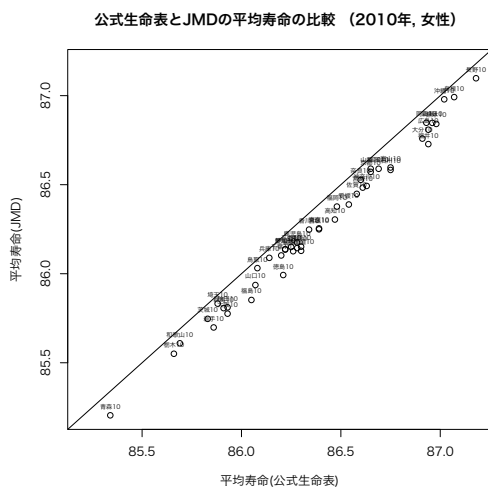


図 33 公式生命表との比較 (2010 年, 女性)

図 34 公式生命表との比較 (2010 年, 男性)

(公式生命表の作成基礎期間は 2010 年)

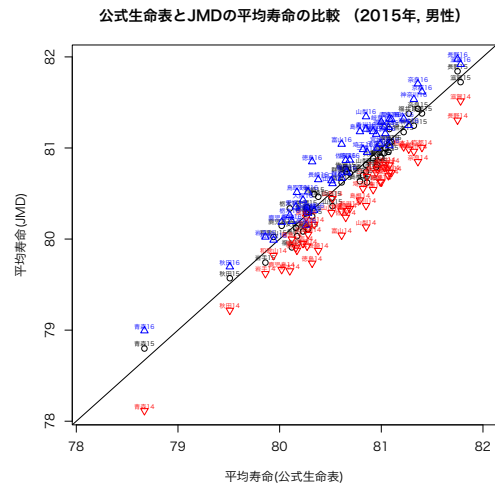
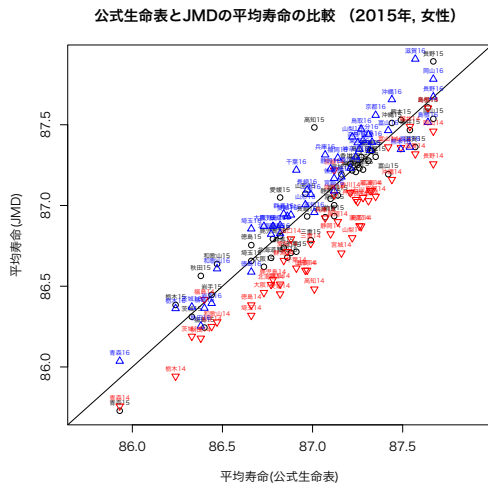


図 35 公式生命表との比較 (2015年, 女性)

図 36 公式生命表との比較 (2015年, 男性)

(公式生命表の作成基礎期間は 2014～2016 年)

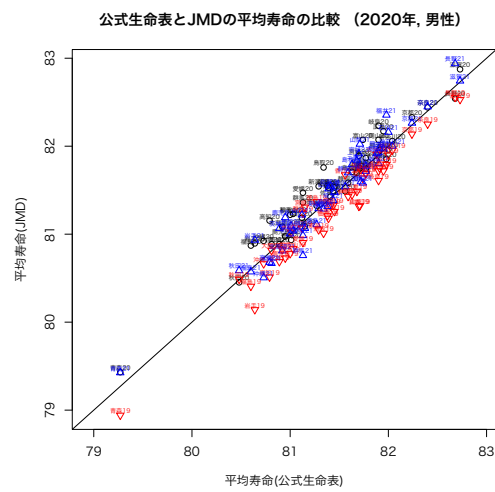
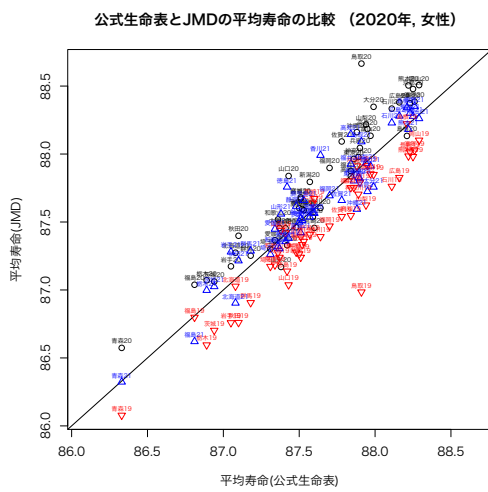


図 37 公式生命表との比較 (2020年, 女性)

図 38 公式生命表との比較 (2020年, 男性)

(公式生命表の作成基礎期間は 2019～2021 年)

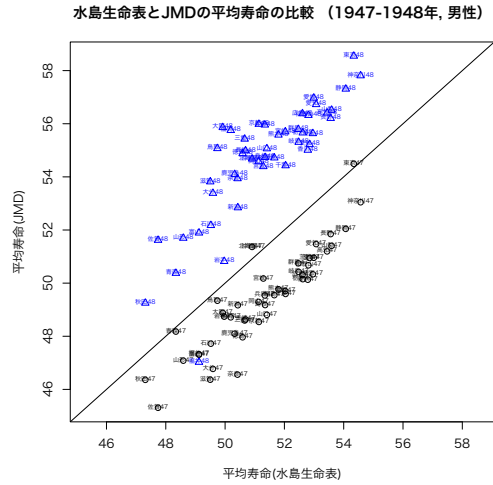
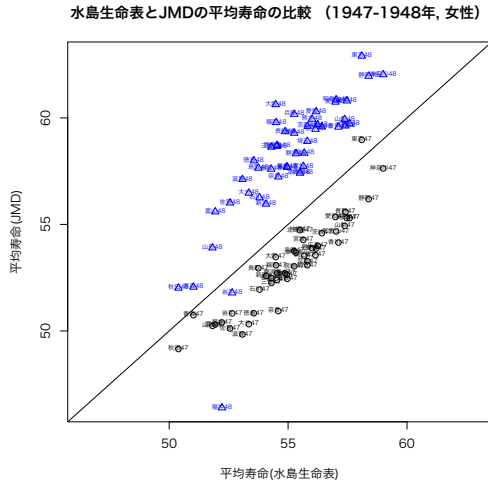


図 39 水島生命表との比較 (1947-48 年, 女性)

図 40 水島生命表との比較 (1947-48 年, 男性)

(水島生命表の作成基礎期間は 1947 年 3 月～1948 年 3 月)

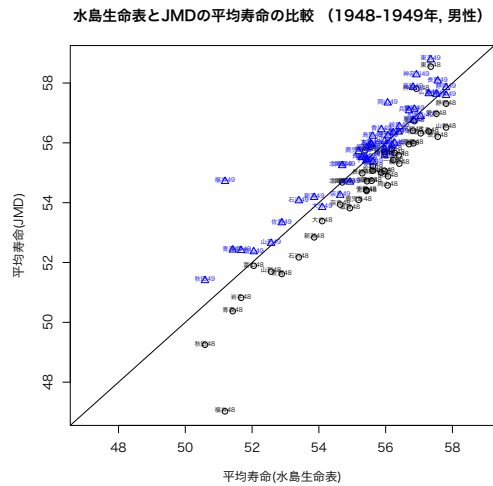
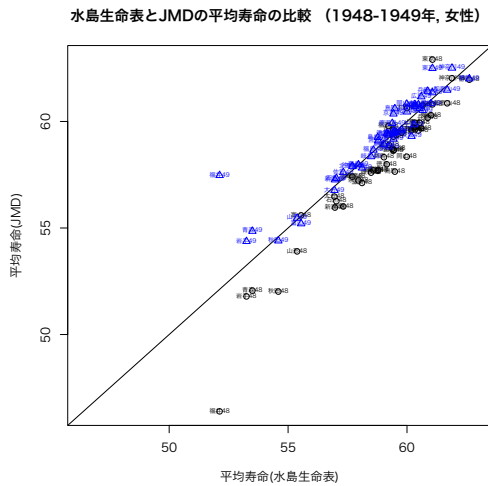


図 41 水島生命表との比較 (1948-49 年, 女性)

図 42 水島生命表との比較 (1948-49 年, 男性)

(水島生命表の作成基礎期間は 1948 年～1949 年)

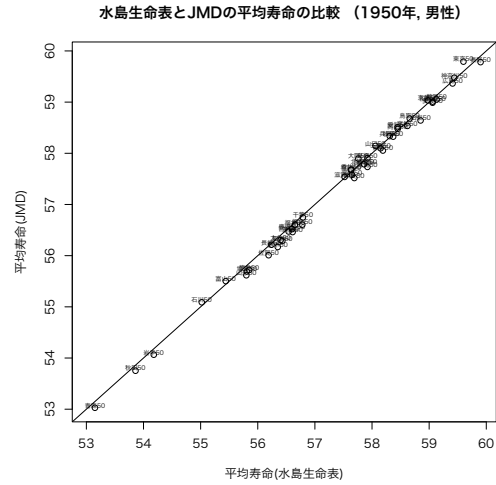
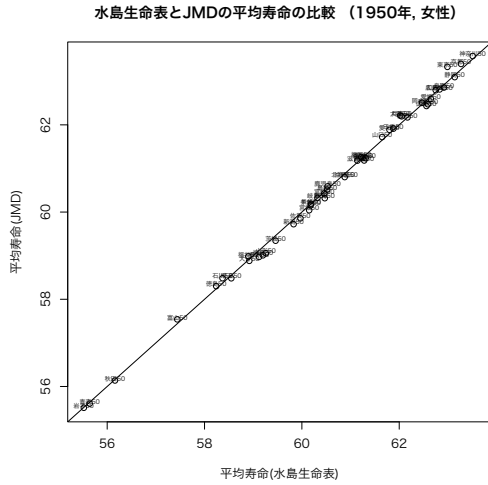


図 43 水島生命表との比較 (1950年, 女性)

図 44 水島生命表との比較 (1950年, 男性)

(水島生命表の作成基礎期間は 1950 年)

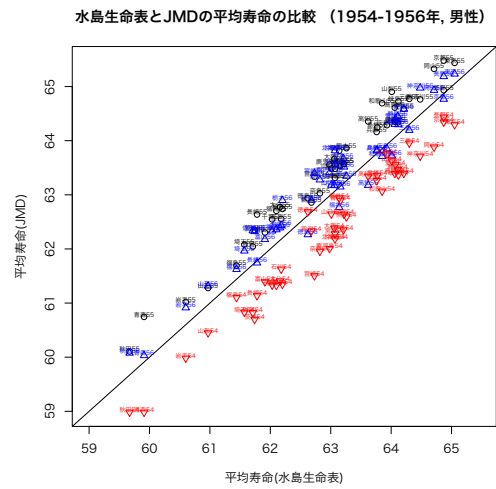
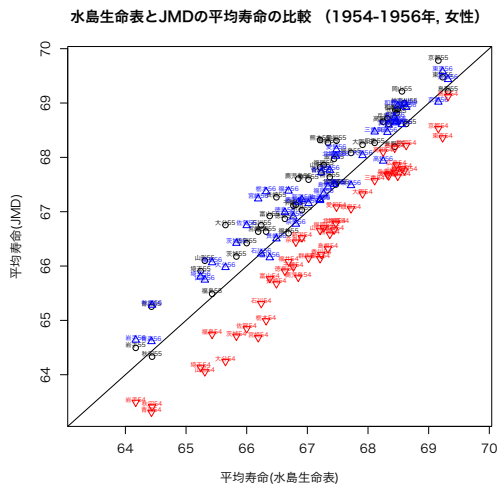


図 45 水島生命表との比較 (1954-56年, 女性)

図 46 水島生命表との比較 (1954-56年, 男性)

(水島生命表の作成基礎期間は 1954 年～1956 年)

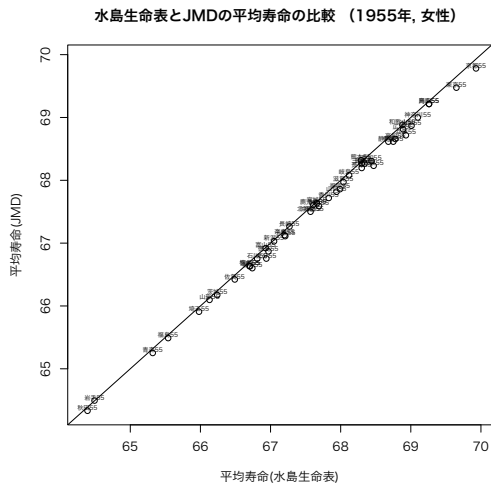


図 47 水島生命表との比較 (1955年, 女性)

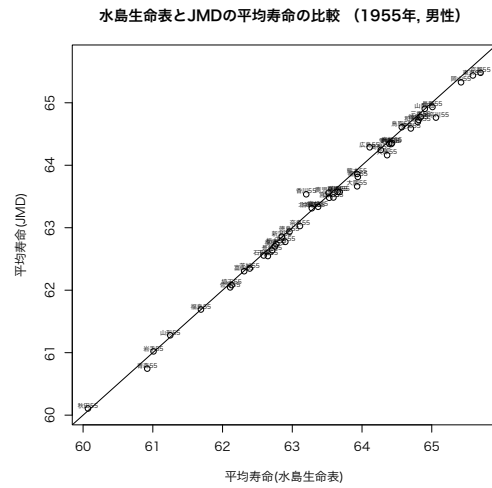


図 48 水島生命表との比較 (1955年, 男性)

(水島生命表の作成基礎期間は 1955 年)

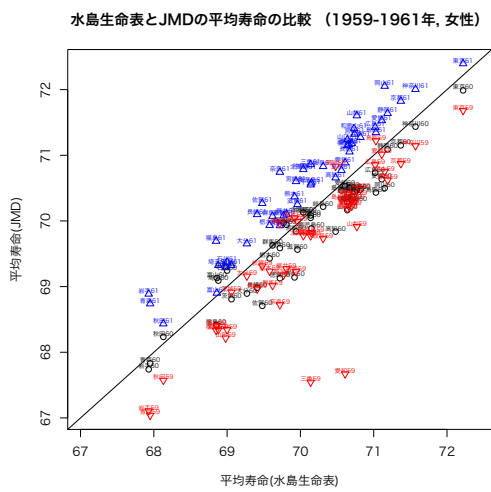


図 49 水島生命表との比較 (1959-61年, 女性)

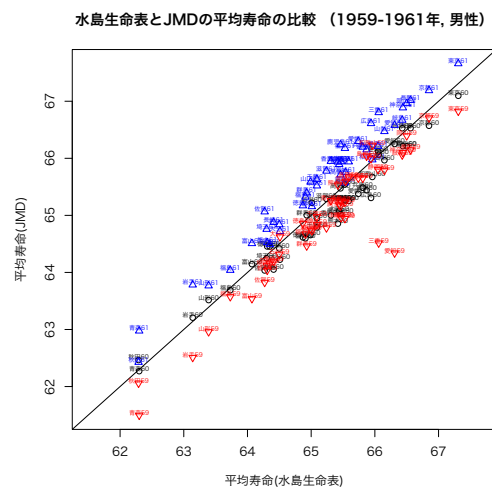


図 50 水島生命表との比較 (1959-61年, 男性)

(水島生命表の作成基礎期間は 1959 年～1961 年)

日本における長期時系列死因統計の再構築

大津 唯（埼玉大学）

1. はじめに

死因統計は、死亡の実態を正確に把握し、国民の健康と福祉の増進を図る上での基礎的な統計である。日本では、世界保健機関（WHO）が定める国際疾病分類（International Classification of Disease, ICD）に準拠した「疾病、傷害及び死因の統計分類」に基づいて、厚生労働省の「人口動態統計」の中で公表されている。しかし、ICDは定期的に改訂されるため、死因統計はそのたびに断絶が生じ、長期的な傾向の正確な把握が困難となっている。

こうした課題を克服し、一貫した定義に基づく国際比較可能な長期時系列データを構築・提供するために、フランス国立人口研究所（INED）とマックス・プランク人口研究所（MPIDR）の共同プロジェクトとして立ち上げられたのが、HCD (Human Cause-of-Death Database) である。HCDは、1980年代以降に INED で開発された手法に基づいて、各国の長期時系列死因統計を ICD-10¹の最も詳細な分類である 4 桁分類²で再構築する取り組みであり、2016年にデータの公開が始まっている。2024年2月には各国の全死因死亡率と生命表を掲載したデータベースである Huma Mortality Database (HMD) に統合され、その一部として 18 の国・地域における死因別データが掲載されている³。

さて、国立社会保障・人口問題研究所の一般会計プロジェクト「長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究」（2014～16年度）、およびその後継プロジェクトである「長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究」（2017～19年度）、「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」（2020年度～）では、HCDにおける共通の手法を応用して、日本における ICD-9 の適用期間⁴の死因統計を ICD-10 に分類し直し、日本の長期時系列死因統計を再構築する作業を行ってきた（是川 2015；大津他 2016；大津他 2017, 2018a, 2018b；大津 2020, 2022a, 2022b, 2023）。後に述べる日本固有の課題により HCD の手法の単なる適用を超えた方法

¹ ICD の第 10 回修正。1990 年に WHO で使用が勧告された。日本では、社会保障審議会での審議を経て 1995 年から採用されている（表 1）。なお、2019 年 5 月の WHO 総会で第 11 回改訂版（ICD-11）が承認されており、各国に順次導入される予定である。

² ICD-10 は 22 の章から構成され、それぞれの章は 3 桁分類と、さらに詳細な 4 桁分類によって構成されている。3 桁分類の項目数は約 2,000、4 桁分類の項目数は約 12,000 である。

³ 2024 年 3 月 6 日時点。18 の国・地域は、カナダ、チェコ、イングランドおよびウェールズ、エストニア、フランス、ドイツ、日本、ラトビア、リトアニア、モルドバ、ノルウェー、ポーランド、ルーマニア、ロシア、スペイン、スウェーデン、ウクライナ、および米国である。データは <https://www.mortality.org/Data/HCD> にて公開されている。

⁴ 日本における ICD-9 の適用期間は 1979～94 年である。しかし、1979～80 年は 4 桁分類レベルのデータが公開されていないため、実際に再構築を行ったのは 1981 年以降のデータについてである。

による補正が必要であったが、再構築作業は 2023 年 6 月にひとまず完了し、2024 年 2 月に HMD への統合と同時に HCD に掲載された。

そこで本稿では、まず次節において HCD の概要とその基本的な考え方について、続く第 3 節で日本における死因統計の再構築作業の全体像について説明した上で、第 4 節において再構築作業の結果を確認する。第 5 節は本稿のまとめである。

2. HCD について⁵

先に述べたように、HCD は一貫した定義に基づく国際比較可能な長期時系列の死因統計を構築・提供するためのプロジェクトである。本データベースでは、国・地域ごとに ICD-10 の適用以前の死因統計を ICD-10 に分類し直して再構築した年次データが提供されている。死因分類は short list (16 項目)、intermediate list (56 項目)、long list (206 項目) および full list (1555 項目) の 4 種類あり、このうち full list は ICD-10 (2016 年版) の 3 桁分類に相当し、それ以外は full list を集約したものである。提供されているデータは年齢階級別死亡数、年齢階級別死亡率、素死亡率、標準化死亡率の 4 つであり、このうち年齢階級別死亡数は short list、intermediate list、long list の死因別データのみが提供されている。

HCD の特徴は、分類の改訂に生じている各国の死因統計の断絶を、共通の方法で再構築することにある。その基本的な考え方は、改訂前の分類による死亡数を改定後の分類による死亡数に変換するための係数を国ごとに設定するというものである。当局により改定前の分類によるコーディングと改定後の分類によるコーディングを同時に行うブリッジ・コーディングが詳細な分類レベルで実施されている場合は、その結果から変換係数 (transition coefficients) を直接推定することができる。しかし、本データベースでブリッジ・コーディングの結果を利用できるのはイングランドおよびウェールズと米国における ICD-9 から ICD-10 への移行においてのみであり、それ以外の場合は表 1 に示す 3 つのステップで事後的なダブル・コーディングを行う (Vallin and Meslé, 1988, 1998; Meslé and Vallin, 1996)。

表 1 HCD における死因統計再構築の基本的な考え方

- | |
|---|
| <p>① 一方の分類の各項目について、医学的にみて同等であると考えられるもう一方の分類の全ての項目をリストアップした対応表 (correspondence table) を作成する。</p> <p>② どちらの分類においても医学的に同等である項目の数ができる限り少なくなるように基礎的な対応関係 (fundamental associations) を構築し、その対応関係が経時的に一貫していることを統計学的に検定する (Barbieri, Chung, and Boe, 2008; Camarda, Pecholdová, and Meslé, 2015)。</p> <p>③ 基礎的な対応関係 (fundamental associations) に従って事後的なダブル・コーディングを行い、最終的な変換係数を算出する。</p> |
|---|

⁵ 本節は HCD のウェブページ (<https://www.mortality.org/Data/HCD>) における解説に基づいて執筆した。

このようにして作成された再構築データは、HCD のチームが開発した統計学的ツールを用いて統計の断絶が残されていないかを性・年齢階級別に確認し (Barbieri, Chung, and Boe, 2008; Camarda, Pecholdová, and Meslé, 2015)、統計の断絶が解消されるまで対応関係を修正する。

3. 日本における死因統計の再構築作業

以上のような HCD の考え方を踏まえて、国立社会保障・人口問題研究所の一般会計プロジェクトでは、日本における ICD-9 の適用期間の死因統計を ICD-10 に分類し直す作業を行ってきた。しかし、日本では 1995 年の ICD-10 導入と同時に死亡診断書の改訂が実施された影響で、心不全は 1993 年から 1995 年にかけて、また腎不全も 1994 年から 1995 年にかけて大幅に減少し、その代わりに他の多くの死因で非連続的な増加が生じている。このような統計の断絶は HCD の手法の単なる適用では解消することができず、まずは死亡診断書改訂の影響を取り除く必要性が生じた。そこで、日本における死因統計の再構築作業は表 2 に示す手順で行うこととした (是川 2015 ; 大津他 2016 ; 大津他 2017, 2018a, 2018b ; 大津 2020, 2022a, 2022b, 2023)。

表 2 日本における死因統計の再構築作業の概要

1. 死亡診断書改訂による影響の除去
1-1. 1993~94 年の心不全に関わる不連続の修正 <ul style="list-style-type: none"> ・ 「心不全、詳細不明」(ICD-9 コード 428.9) の非連続的な減少に伴って増加したと思われる死因における 1993 年以前の死亡数を 1994 年の水準に合わせて修正し、それにより増加した 1993 年以前の死亡数の総数を「心不全、詳細不明」から控除 ・ 性・年齢階級別にみて 1993 年の「心不全、詳細不明」の死亡数が 1994 年の値を上回っている場合は 1993 年の死亡数を 1994 年の死亡数に置き換え、その比率に合わせて 1992 年以前の死亡数も修正し、それによって失われた死亡数は ICD-9 コード 428.9 (心不全) および 800~999 (損傷および中毒) 以外の全ての死因に幅広く再分配 1-2. 1994~95 年の心不全および腎不全に関わる不連続の修正 <ul style="list-style-type: none"> ・ 「心不全、詳細不明」(ICD-9 コード : 428.9) の 1994 年以前の死亡数を他の関連する死因に再配分 ・ 同様の方法で、「腎不全、詳細不明」(ICD-9 コード : 586) の 1994 年以前の死亡数を他の関連する死因に再配分 (30 歳以上のみ)
2. HCD の手法による ICD-9 の ICD-10 への変換
2-1. 対応表 (correspondence table) の作成 <ul style="list-style-type: none"> ・ ICD-9 と ICD-10 の対応関係 (associations) を 4 桁分類レベルで特定 2-2. 変換係数 (transition coefficient) の計算

- ・ ICD-9 の項目と ICD-10 の項目が 1 : 1 で完全に一致する場合、また ICD-9 の複数の項目が ICD-10 の 1 つの項目に完全に包含されている場合、変換係数は 1 とする
 - ・ ICD-9 の 1 つの項目が ICD-10 の複数の項目に対応している場合、対応する ICD-10 の項目間の 1995 年における死亡数の比率を変換係数とする
 - ・ 年齢階級別に変換係数を計算し、年齢階級によって変換係数が大きく異なる場合は、一定のルールに従って変換係数の調整
- 2-3. 変換係数を用いて ICD-9 適用期間のデータを ICD-10 に変換
- ・ ICD-9 の各項目の死亡数に変換係数を乗じて ICD-10 の各項目の死亡数を算出

(注)「1. 死亡診断書改訂による影響の除去」については大津他 (2018b) において、また「2. HCD の手法による ICD-9 の ICD-10 への変換」については大津 (2022a) において、それぞれ具体的に説明している。なお、上記の手順を経てもなお解消されない統計上の断絶について、適宜アドホックな修正を行っている。詳細は今後 HCD のウェブサイトにおいて公開予定である。

最終的な再構築データは、性・年齢階級別にみて時系列的な断絶が解消されるまで、以上の手順に修正を加えながら繰り返すことで作成された。

4. 再構築データの確認

このようにして再構築され、2024 年 2 月に HCD において公開された日本の死因別死亡数 (1981~2020 年) を、HCD において最も大きな分類である short list の項目 (表 3) 別に確認していきたい。

表 3 HCD における short list の項目

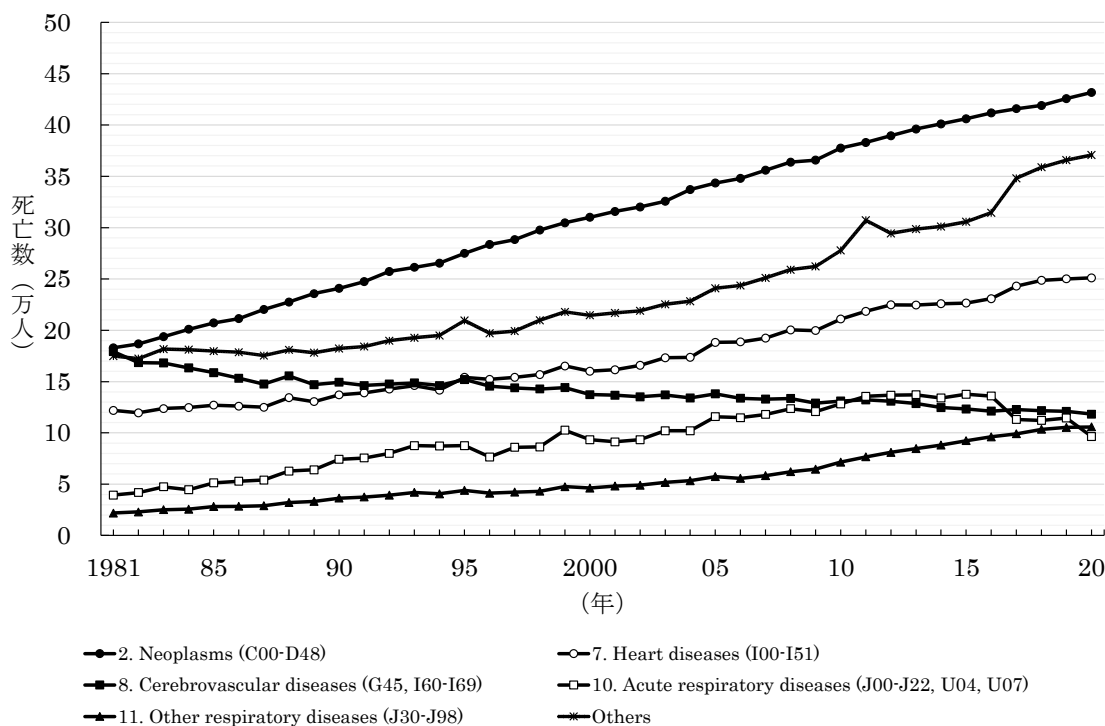
No.	項目名	ICD-10
1	特定の感染症	A00-B99
2	新生物	C00-D48
3	血液および造血器の疾患	D50-D89
4	内分泌、栄養および代謝疾患	E00-E88
5	精神および行動の障害	F01-F99
6	神経系および感覚器官の疾患	G00-G44, G47-H93
7	心疾患	I00-I51
8	脳血管疾患	G45, I60-I69
9	循環器系のその他および詳細不明の障害	I70-I99, K64
10	急性の呼吸器系疾患	J00-J22, U04, U07
11	その他の呼吸器系疾患	J30-J98
12	消化器系の疾患	K00-K63, K65-K92
13	皮膚および皮下組織、筋骨格系および結合組織の疾患	L00-M99

14	腎尿路生殖器系の疾患、妊娠、分娩および産褥	N00-O99
15	周産期に発生した病態および先天性の奇形・異常	P00-Q99, R95
16	外因	V01-Y89

(出所) Human Cause-of-Death Database (<https://www.mortality.org/Data/HCD>) より筆者作成。

まず、再構築された全年齢の死因別死亡数の年次推移をみると、新生物による死亡数が一貫して最多であり、かつ1981年から2020年にかけて約18.3万人から43.2万人まで大幅に増加していることが分かる。一方、脳血管疾患による死亡数は1981年に17.9万人で新生物とほぼ同水準であったが、2020年には11.8万人まで減少している。心疾患は1981年に12.2万人であったのが徐々に増加して1995年に脳血管疾患を上回り、2020年には25.1万人となっている(図1)。

図1 再構築された日本の死因別死亡数の年次推移(1981~20年)

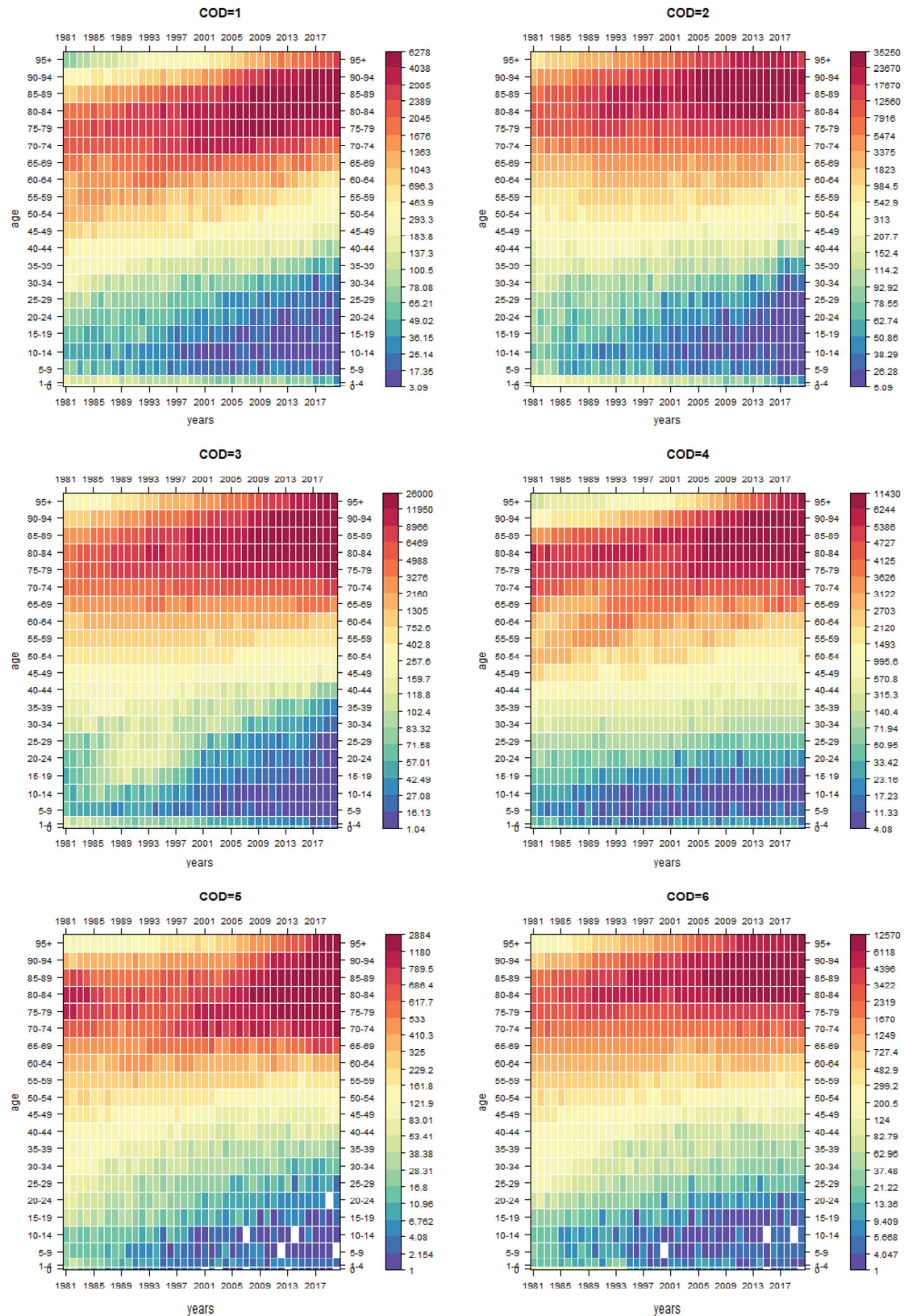


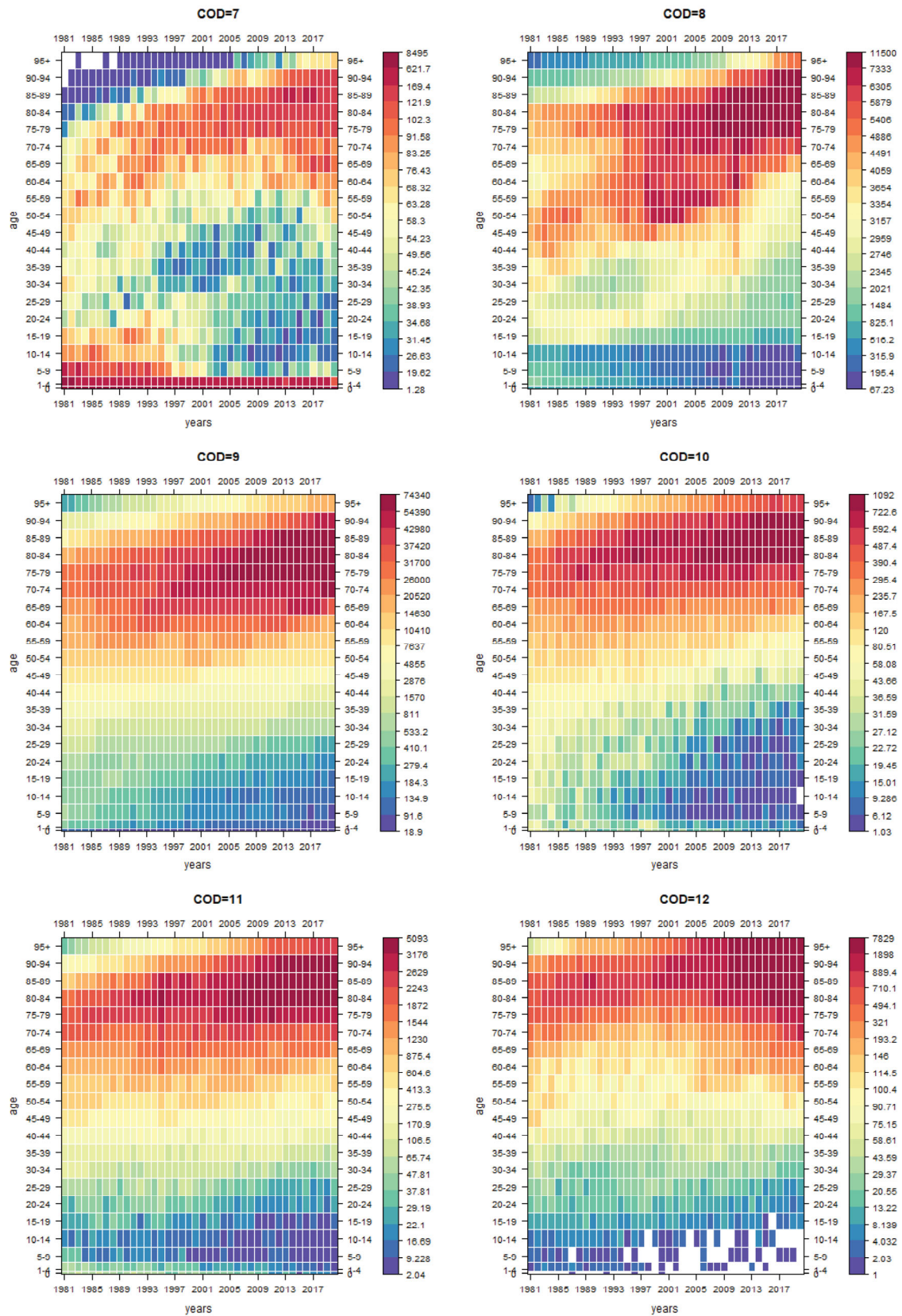
(注) 16項目で構成される short list に基づく分類。期間中に年間の死亡数が一度も10万人を超えることがない項目は、Others に集約している。

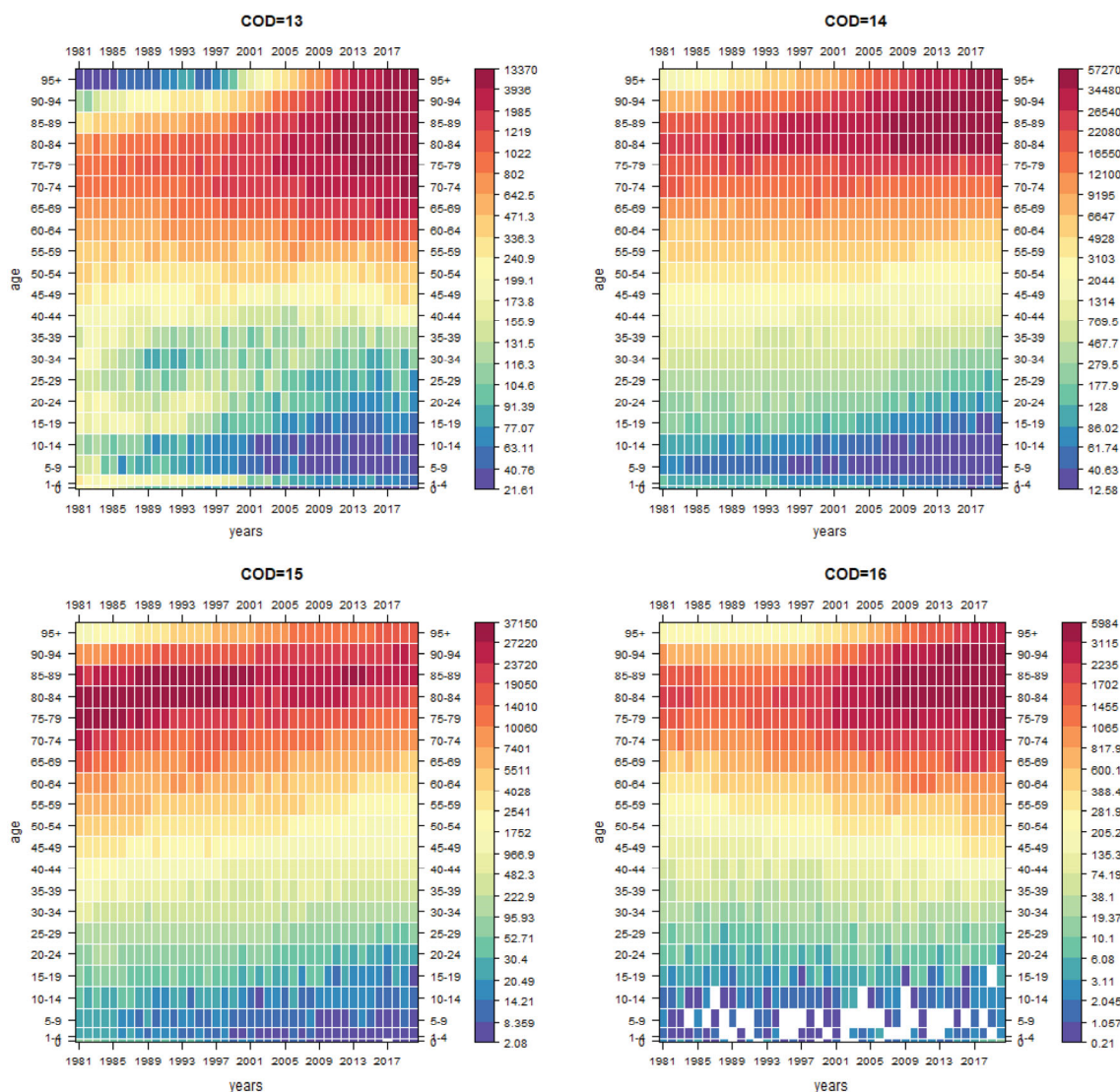
(出所) Human Cause-of-Death Database (<https://www.mortality.org/Data/HCD>) より筆者作成。

図2は、再構築された死因ごとの年齢階級別死亡数の年次推移を示したものである。これをみると、総数のみならず年齢階級別でも死因別死亡数の統計的な断絶が解消されていることが確認できる。

図2 再構築された日本の死因ごとの年齢階級別死亡数の年次推移（1981～20年）







(注) 分類の定義は表 3 を参照のこと。

(出所) Human Cause-of-Death Database (<https://www.mortality.org/Data/HCD>) より筆者作成。

5. おわりに

本稿では、HCD の手法を応用して ICD-9 適用期間の死因統計を ICD-10 に分類し直すことにより再構築された日本の長期時系列死因統計について、その方法論の概要を説明した上で、再構築されたデータを概観した。これにより、一貫した定義に基づく死因の長期的な傾向を確認することができるようになった。

今後の課題は、HCD の分類によって示された死因統計を日本独自の分類である簡易死因分類や死因年次推移分類と比較することや、国際比較を行うことである。また、1980 年以前の統計の再構築を目指すとともに、将来的な ICD-11 の日本における適用に向けた留意点も整理していきたい。

参考文献

- Barbieri, M., Chung, R., & Boe, C. (2008). Automating the redistribution of deaths by cause over ICD changes. Second Human Mortality Database Symposium, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Germany, 13-14 June 2008.
- Camarda, C.G., Pechholdová, M. & Meslé, F. (2015). Cause-specific senescence: classifying causes of death according to the rate of aging. 80th Annual Meeting of the Population Association of America. San Diego (USA), May 2015.
- Meslé, F., & Vallin, J. (1996). Reconstructing long-term series of causes of death. *Historical Methods*, 29 (2), 72–87.
- Vallin, J., & Meslé, F. (1988). Les causes de décès en France de 1925 à 1978 (Travaux et Documents, No.115, 608 p.). Paris: INED/PUF.
- Vallin, J., & Meslé, F. (1998). Comment suivre l'évolution de la mortalité par cause malgré les discontinuités de la statistique. Le cas de la France de 1925 à 1993. In G. Pavillon (Eds.), *Enjeux des classifications internationales en santé (Questions en santé publique, pp. 113–156, 220 p.)*. Paris: Éditions INSERM.
- 大津唯・是川夕・石井太 (2016) 「わが国における長期時系列死因別死亡統計の構築に向けて」『長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究 第 2 報告書』国立社会保障人口問題研究所 所内研究報告 第 63 号、pp.99-107。
- 大津唯・是川夕・石井太・Markéta Pechholdová・France Meslé・Jacques Vallin (2017) 「日本における長期時系列死因統計の構築に向けて－1993 年と 94 年の間の不連続の修正－」『長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究 第 3 報告書』国立社会保障人口問題研究所 所内研究報告第 70 号、pp.25-40。
- 大津唯・是川夕・石井太・Markéta Pechholdová・France Meslé・Jacques Vallin (2018a) 「日本における長期時系列死因統計の構築に向けて－1994～95年の心不全と腎不全の不連続の修正－」『長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究 第 1 報告書』国立社会保障人口問題研究所 所内研究報告第 77 号、pp.25-40。
- 大津唯・是川夕・石井太・Markéta Pechholdová・France Meslé・Jacques Vallin (2018b) 「日本における長期時系列死因統計の再構築に向けて－1995年の死亡診断書改定に伴う影響の除去－」『人口問題研究』74(2)、pp.99-117。
- 大津唯 (2020) 「日本における長期時系列死因統計の再構築に向けて」『長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究 第 3 報告書』国立社会保障人口問題研究所 所内研究報告第 87 号、pp.77-87。
- 大津唯 (2022a) 「死因簡単分類別の長期時系列死因統計の再構築」『人口問題研究』78(1)、pp.19-31。
- 大津唯 (2022b) 「死因簡単分類別の長期時系列死因統計の再構築」『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 2021 年度報告書』国立社会保障・人口問題研究所 所内研究報告第 97 号、pp.29-42。

大津唯（2023）「死因簡単分類別の長期時系列死因統計の再構築－全死因の性・年齢階級別死亡数の再構築データについて－」国立社会保障・人口問題研究所 所内研究報告第 101 号、pp.47-60。

是川夕（2015）「死因別死亡から見たわが国の高齢化について－死因別に見た長期時系列データの必要性について－」『長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究 第 1 報告書』国立社会保障人口問題研究所 所内研究報告第 57 号、pp.29-42。

超長寿社会を支える医療・介護サービスの地域差の分析のためのデータベース 検討

小島克久（国立社会保障・人口問題研究所）・盖 若琰（長崎大学）

1. はじめに

医療・介護サービスは超長寿社会を支える重要なインフラである。まず、医療サービスは、65歳以上の高齢者の健康を守る一方、「人生百年時代」の中で、子どもから大人まであらゆる世代の健康を守るためにも必要不可欠である。また、介護サービスは、介護保険下で高齢者の介護ニーズに対応するものである。それと同時に、要介護高齢者の家族の介護負担を軽減するという点も考慮すると、介護サービスは、高齢者以外の世代にとっても重要なものである。

このような医療・介護サービスには提供体制、利用状況に地域差が存在する。都道府県単位で見た場合、人口10万人当たり医師数は、最も多い徳島県が338.4人であり、最も少ない埼玉県では177.8人である（厚生労働省「令和2（2020）年医師・歯科医師・薬剤師統計」）。都道府県別一人当たり国民医療費を見ても、最も多い高知県が47万1,300円であるのに対して、最も少ない埼玉県が31万8,100円である（厚生労働省「令和3（2021）年度国民医療費」）。さらに、介護保険の第1号被保険者一人あたり給付費を見ると、最も高い島根県が32.34万円、最も少ない埼玉県が23.12万円となっている（厚生労働省「令和3年度介護保険事業状況報告」）。

こうした地域差は都道府県別で見える場合よりも市区町村別に見る場合の方が大きい。その理由は、都道府県の中にも都市や山間部があり、それが地域差となって現れる。しかし、都道府県別の地域差の比較を行う場合、都道府県内のそうした地域差は平均値として均されてしまうからである。一方で、医療や介護サービスは、住民に身近な場所にある提供主体から提供されることが多い。よって、これらの地域差は、少なくとも住民にとって身近な行政単位である市区町村別に見ていくことが重要である。その研究例として、佐藤・中島（1999）は、在宅老人福祉サービス実績の市区町村格差、その背景として高齢化率などを明らかにした。清水（2023）は、都道府県レベルでの高齢女性の家族類型と介護保険サービス提供体制の地域差と両者の関係として、三世同居が多い地域ほど訪問系サービスが多い傾向を明らかにした。小島（2023）でも政府統計を用いた市区町村の人口、医療・介護サービス提供体制の特徴のクラスター分析を行った結果、西日本、東日本などの5つのパターンに分類できることを明らかにした。

さらに、こうした地域差の背景の分析には、地域の人口、世帯、社会経済状態の地域差を踏まえて行う必要がある。わが国の公的統計は、人口をはじめとして幅広く整備されており、市区町村別の統計も利用可能である。また市区町村には地理的な属性の差異もあり、大都市をはじめ、地域の中核的な都市（都市の規模も多様）、農村部、山間部、そして離島といっ

た地域がある。こうした地理的な属性を含めたさまざまな分野の地域データを統合して、一元的なデータベースを構築することで、医療・介護サービス提供体制の地域差やその背景の分析が容易になる。さらに、都道府県や市区町村別の将来推計を加えることで、今後の人口減少が見通される中での医療・介護サービス提供体制、利用状況の現状と、今後のこれらの体制確保に関する知見を示唆する分析も可能になる。

このような問題意識のもと、超長寿社会を支える医療・介護サービス提供体制、利用状況の地域差の分析に必要なデータベース構築の検討を行った。まず、地域差の分析の基礎として、市区町村の地域属性、特に過疎地域、離島の属性に焦点を置いて行った。

2. データベース構築検討にあたっての考え方

地域別のサービス提供体制や利用状況を解析するために、多様なデータの統合が必要である。これらのデータは複数の公的調査統計や地方自治体のデータ、施設からの報告などの情報源に分散して存在しているため、統合されたデータベースの構築が不可欠である。以下は、今回検討したデータベース構築の主な手順である：

データ収集：必要なデータには、地域ごとの医療・介護資源（施設、専門的な従事者）の分布、利用者の属性や利用状況、サービス提供の詳細などが含まれる。複数の公的調査統計の情報源からデータを収集する。

データの整形と標準化：収集したデータは Stata にインポートし、市区町村レベルの地域変数から始まる形式に整形する。複数の情報源のデータセットにある地域変数および市区町村コードの名前を統一し、地域ごとの社会人口的指標、医療・介護資源（医療費・介護費、施設数、病床数、専門的従事者の数など）やサービス提供と利用に関連する諸変数の名前は「変数名_年_調査統計名」にし、フォーマットは連続した数値にして標準化する。これにより、異なる情報源からのデータを統合しやすくなる。

データの補完と修正：市区町村の地域属性を基準にデータを連結する際に、欠損値や不整合などが発生する可能性がある。必要に応じてデータの補完や修正を行い、連結したデータの品質を向上させる必要がある。

データ統合：市区町村レベルの地域変数（もしくは市区町村コード）を鍵として、Stata の merge 機能を用いて、様々な情報源から得られたデータを一つのデータベースに統合する。この際に、地域ごとの対応付けやマッチングを行い、地域別のデータを照合する。また、データの整合性を確保するために、重複データの処理や欠損値の補完なども行う。

データの可視化と解析：構築したデータベースを活用して、地域別の社会人口的指標、医療・介護サービス提供体制や利用状況の分析を行った上、市区町村レベルでの分布の可視化のためにマッピングをする。マッピングの方法および地理的データは東京大学政策評価研究教育センターの開発された Stata 用地図作成プログラムを利用する¹。このプログラムは、

¹ 同プログラムは、以下のサイトで公開されている。東京大学政策評価研究教育センター web サイト “Geographic templates of Japan for maptile” <https://www.crepe.e.u->

Stata のコマンド (maptile コマンド) で市区町村別 (区は東京 23 区のみ) の地図を作成するための地図情報モジュールである。入手時点では 2015 年の市区町村の境界や名称のものが最新であった。そこで、上記の「データ統合」に際して、2020 年と 2015 年の市区町村名と市区町村コードの対応関係を確認した。2015 年から 2020 年までの間に市町村合併はなく、市制施行による自治体名変更 (2 カ所) だけであった²。統計解析とマッピングの手法を用いて様々な観点からデータを解析し、地域別の医療・介護サービス提供体制や利用状況の比較分析を行い、政策立案や施策改善に役立てることができる。

3. 市区町村の地域属性の考え方

異なる情報源のデータを連結する鍵は市区町村およびその通し番号の市区町村コードである。一方で、異なる調査統計で用いられる市区町村の表記方法や地域分類が異なる場合がある。例えば、同じ地域を示す名称でも略称や表記のゆれがあるケース、介護保険の広域連合や二次医療圏のような一つの連合に複数の市区町村が入るケースがある。前者の場合、Stata の merge 機能を用いて識別してから手動で名称を統一する必要がある。後者の場合、広域連合に含まれる市区町村を特定し、それぞれの地域属性を考慮する必要がある。データの解析や比較を行う際に考慮すべき要素と仮定は以下の通りである。

- 人口構成と世帯構造: 各市区町村の人口密度、年齢層別の人口分布、世帯の構成 (核家族、多世代家族など) などが重要である。高齢化率や若年層の割合、世帯の平均人員などが地域属性の一部となる。
- 医療・介護施設の分布: 医療・介護施設の分布は、地域内でのサービスの利用の利便性に影響を与える。地域内にどの程度の医療機関や介護施設が存在するかは、地域の医療・介護サービス提供体制を理解する上で重要である。
- 社会経済的状況: 各市区町村の社会経済的な状況も地域属性を考慮する上で重要な要素である。経済的に豊かな地域とそうでない地域では、医療・介護サービスの利用状況やニーズが異なる可能性がある。平均所得、雇用率、教育水準などの要素は医療・介護サービスの利用と提供に影響を与える可能性がある。
- 地域の特性: 離島・へき地など地域の地理的条件や文化的背景、産業構造などが医療・介護サービスの提供や利用に影響を与えることがある。また、地域連合によっては、医療・介護サービスの提供方法や資金配分などが異なる。特に離島の地理的属性として、①ひとつの離島がひとつの市町村 (例: 礼文島—北海道礼文郡礼文町)、②ひとつの離島が二つ以上の市町村に分かれている (例: 種子島—鹿児島県西之表市、鹿児島県熊毛郡中種子町、南種子町)、③複数の離島がひとつの市町村を構成 (例: 福江島など 11 島—長崎県五島市)、④市町村の領域が本土と一体で、離島がその一部になっている (例:

tokyo.ac.jp/material/maptile.html (2024 年 3 月 2 日確認)。

² 具体的には、宮城県富谷市 (2016 年 10 月)、福岡県那珂川市 (2018 年 10 月) である。

上甕島、中甕島、下甕島（鹿児島県薩摩川内市）、が考えられる。

- 医療費の支出パターン：地域ごとに医療費の支出パターンが異なる場合があり、例えば、特定の地域では特定の疾病の医療費が高い可能性がある。これはその地域の健康状態や医療ニーズを示唆する重要な情報源となる。
- 介護費の支出パターン：同様に、介護費の支出パターンも地域ごとに異なり、高齢化が進んでいる地域では、介護費の割合が高くなる傾向がある。また、介護サービスの提供体制の充実度によっても介護費の支出パターンが異なる可能性がある。
- 事業費の充実度とサービス提供体制：事業費の充実度は、地域の医療・介護サービス提供体制の充実度とつながる可能性がある。医療・介護サービスの充実化により、地域の高齢者や医療ニーズの高い人々がより適切なケアを受けることが期待できる。

4. 整備したデータベースと今後の展開

(1) データベース検討状況

今回整備したデータベースは、超長寿社会を支える医療・介護サービス提供体制の地域差を分析するためのものである。地域差を分析するためには、市区町村の人口、社会経済属性が不可欠である。特に、それぞれの地域の地理的にみてどのようなところなのかという属性（例：大都市なのか、離島なのか。以下、地域の基礎的属性とする）も必要である。本データベースではその検討の結果、以下の変数がこれに該当する変数として必要であると判断した。

- ① 都道府県、市区町村名に関する変数
- ② 医療圏、介護保険者に関する変数
- ③ 過疎地域か否かに関する変数
- ④ 離島か否かに関する変数
- ⑤ その他人口、社会経済に関する変数

これらに該当する変数の例は表 1、実際に以下のような現在データベースに含めた変数は表 2 のとおりである。

まず、①は地域の基礎的地域属性として不可欠であることは論を待たない。都道府県、市区町村の名称だけでなく、総務省が定めたコードを含めている。これにより、人口、社会経済変数、医療や介護サービス提供体制に関する都道府県・市区町村別の統計データとのマッチングが可能になる。

次に②であるが、医療・介護サービス提供体制を考えるには医療圏や介護保険の保険者のエリアを考える必要がある。医療圏とは医療法において、病床の整備を図るべき地域的単位（二次医療圏）、特殊な医療を提供する地域的単位（三次医療圏）としてそれぞれ定義される。どちらも少なくとも市区町村の範囲よりも広く、完結した医療提供体制の地域単位である。介護保険の保険者は市町村であるが、市町村が広域連合を設置して共同でこれを運営することもできる。介護サービス提供体制は保険者の単位で考えることが必要である。そのた

め、これらの変数が含まれている。

そして③であるが、過疎地域か否かは、医療・介護サービス提供体制が十分か否かを判断する重要な変数である。過疎地域は人口や財政力などを基準に国が指定する³。こうした地域の多くは人口が少なく、大都会から遠い地域である。このような地域の多くでは、医療・介護サービス提供体制が十分でないことが考えられる。一方で、わが国では「過疎地域自立促進特別措置法」「山村振興法」などの法律があり、表3で示すように、それぞれ対象とする過疎地域などでの医療の確保、高齢者福祉の確保などを進めることになっている⁴。そのため、これらの地域で医療や介護サービス提供体制がある程度整っている可能性もある。

さらに④であるが、離島も医療・介護サービス提供体制の確保には、不利な場所である。本州などの本土からは海で隔てられ、面積も小さく、人口も少ないところが多い。そうした地域でも医療・介護サービス提供体制が十分でないと考えられる。しかし、「離島振興法」などの法律により、表4で示すように医療の確保、高齢者福祉の確保が行われることになっている⁵。そのため、離島でも医療・介護サービス提供体制確保の工夫がなされているところもあろう。しかも離島は北海道から沖縄まで分布しており、その地理的条件、本土からの距離など多様であるため、離島における医療・介護サービス提供体制は多様であることが考えられる。

最後に⑤であるが、医療・介護サービス提供体制の地域差の背景には、人口や社会経済の状況が不可欠である。例えば、人口規模や高齢化率、所得水準などである。この他にも住居の状況や産業構造もあり得よう。

(2) 今後の展開

今回は上記のように地域の基礎的属性に注目してデータベースの整備の検討を行った。今後これにどのような変数を含めると、医療・介護サービス提供体制に関する地域分析でより深い知見を得られるデータベースとなるのだろうか。その例として以下のように整理した。

- ① 医療・介護サービス提供体制（施設数、従事者数）
- ② 人口（現在の人口・将来推計人口、外国人人口、世帯数など）
- ③ 社会経済変数（特に政府統計で何が利用できるか）
- ④ 政府の施策の状況（投入された予算）など

³ 過疎地域指定の要件などは、総務省「過疎対策の地域指定の要件について」を参照。
https://www.soumu.go.jp/main_content/000631818.pdf（2024年2月19日参照）

⁴ 「過疎地域自立促進特別措置法」「山村振興法」などの概要は、環境省「各種振興法の概要」を参照。https://www.env.go.jp/nature/ari_kata/shiryuu/031208-4-16.pdf（2024年2月19日確認）

⁵ 離島振興対策の概要は、総務省「離島振興法の概要」を参照。
https://www.soumu.go.jp/main_content/000166444.pdf（2024年2月19日確認）

まず①は当然に必要な変数であるが、医療機関、介護事業所の数、これらに従事する者の数が想定される。次に②は医療・介護サービスの利用者である人口や世帯の現状、人口の将来推計を想定している。人口の状況として高齢者の数やその人口に占める割合（高齢化率）、世帯の状況では、世帯数の他、平均世帯人員や世帯の家族類型が想定される。これらは、家庭の中に介護を担う家族がどの程度いるかの指標にもなる。③は地域の平均的な所得水準、住居の状況に加え、産業構造など幅広い。どのような変数を、しかもできるだけ多くの分野の変数を含めることでより深い知見が得られるデータベース整備が可能かを検討することができる。そして④は政府の施策を示す変数である。上で触れた各種振興法に基づいて、市区町村別にどのくらい予算が支出されているかがわかると、離島の医療・介護サービス提供体制と離島対策との関係に関する知見を得られる分析が期待される。

このように、このデータベースには、医療・介護サービス提供体制だけでなく、人口、社会経済変数、政策にかかる変数など幅広い変数を含める形での充実が可能である。

今回のデータベースの検討は、人口、医療・介護などさまざまな分野の統計を、市区町村を軸にどのように収集し、整備するかの考え方をまとめていくことも意図したものである。市区町村単位の分析で、例えば離島の医療・介護サービス提供体制の特徴を知ることができる。しかし、離島を抱える地域は、上の①から④のさまざまなタイプがあり、離島の中でも中心地的なエリアとそうでないエリアがある。市区町村別の全国的な離島の分析から、特定の地域の離島の中の分析への着目、それに対応したより小地域を単位とした分析も視野に入れることができる。そのためには、統計が入手しやすい市区町村別でのデータベース構築検討が有用であると言えよう。

5. おわりに

本稿では、医療・介護サービス提供体制の地域差を分析するためのデータベース整備、特に市区町村別の地域の基礎的属性を含めた形での検討を行った。これに、医療・介護サービス提供体制、人口、社会経済変数、政策変数を含めることで、市区町村ベースでの医療・介護サービス提供体制の地域差の傾向だけでなく、過疎地域や離島に限定した分析も可能である。

今後のデータベース整備の課題として、医療・介護サービス提供体制などの変数の元データとして、市区町村単位での集計が得られる政府統計は何か、これらをデータベースにどのような手順で登載するかを検討がある。その検討の際には、医療・介護サービス提供体制の地域差を説明する変数として何が有効なのかを検討しながら進める必要がある。

参考文献

- 佐藤秀紀・中嶋和夫（1999）「在宅老人福祉サービス実施状況の市町村間格差に関連する社会的要因の分析」日本社会福祉学会『社会福祉学』第40巻1号, pp.1-19.
- 清水昌人（2023）「高齢者の家族類型と介護保険サービスの地域差」国立社会保障・人口問題研究所『人口問題研究』第79巻1号, pp.21-36. <https://doi.org/10.50870/00000504>
- 小島克久（2023）「人口の地域差を配慮した高齢者福祉サービス提供体制などの分析－地域差を考慮した政策シミュレーションのための考察－」厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）『長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究』（令和4年度報告書）, pp. 259-280
<https://doi.org/10.50870/0002000078>

(図表編)

表1 データベースに必要な市区町村の地域の基礎的属性の変数例

変数種類	変数例			
①都道府県、市区町村名に関する変数	都道府県名	都道府県コード	市区町村名	市区町村コード
②医療圏、介護保険保険者に関する変数	二次医療圏名	二次医療圏コード	介護保険者名	
③過疎地域か否かに関する変数	過疎地域か否か	離島の面積や人口	離島対策の事業費	
④離島か否かに関する変数	離島か否か			
⑤その他人口、社会経済に関する変数	人口規模	高齢化率	所得水準	

表3 各種振興法の概要

法律名	山村振興法	特定農山村地域における農林業等の活性化のための基盤整備の促進に関する法律	過疎地域自立促進特別措置法	離島振興法	半島振興法	
公布・改正年	昭和40年法律第64号 改正平成13年法律第153号	平成5年法律第72号 改正平成12年法律第73号	平成12年法律第19号 改正平成14年法律第1号	昭和28年法律第72号 改正平成7年法律第90号	昭和60年法律第69号 改正平成7年法律第14号	
目的	国土の保全、水源のかん養、自然環境の保全等に重要な役割を担っている山村が産業基盤及び生活環境の整備等について他の地域と比較して低い状態にあるため、山村振興の目標を明らかにするとともに、山村振興に関する計画の作成及びこれに基づく事業の円滑な実施に必要な措置を講ずることにより、山村における経済力の増進と住民の福祉の向上を図り、併せて地域格差の是正と国民経済の発展に寄与することを目的とする。	過疎化、高齢化の進展等が顕著な中山間地域(特定農山村地域)の活力を回復するため、地域における創意工夫を生かしながら、農林業その他の事業の活性化のための基盤整備を促進するための措置を講ずることにより、地域の活性化を図るとともに、山村振興の目標を明らかにするとともに、山村振興に関する計画の作成及びこれに基づく事業の円滑な実施に必要な措置を講ずることにより、山村における経済力の増進と住民の福祉の向上を図り、併せて地域格差の是正と国民経済の発展に寄与することを目的とする。	人口の著しい減少に伴って地域社会における活力が低下し、生産環境及び生活環境の整備等が他の地域と比較して低い状態にある地域について、総合的かつ計画的な対策を実施するために必要な特別措置を講ずることにより、これらの地域の自立促進を図り、もって住民福祉の向上、雇用の増大、地域格差の是正及び美しい風土ある国土の形成に寄与することを目的とする。	我が国の領域、排他的経済水域等の保全、海洋資源の利用、自然環境の保全等に重要な役割を担っている離島について、産業基盤及び生活環境の整備等が他の地域と比較して低い状態にある地域と併せて、離島の地理的及び自然的特性を生かした施策を講ずるため、地域ごとの特色を踏まえ、もって地域住民の生活の向上と国土の均衡ある発展に資することを目的とする。	三方を海に囲まれ、平地に恵まれず、水資源が乏しい等国土資源の整備等について他の地域と比較して低い状態にある地域について、広域的かつ総合的かつ計画的な施策を実施するために必要な特別措置を講ずることにより、これらの地域の発展を図り、もって地域住民の生活の向上と国土の均衡ある発展に資することを目的とする。	地方債については配債 ・半島循環道路等の整備 ・基幹的市町村間の整備等 ・地方税の不均一課税に関する措置 ・小型空港の整備促進への配慮等 ・情報流通、通信体系の充実 ・高齢者の福祉の増進 ・地域文化の振興等 ・税制上の措置 ・地方税の不均一課税に伴う措置
要件	1. 1960年農林業センサスに基づく(林業調査の結果による当該旧市町村の区域に係る 林野率が75%以上、かつ人口密度が1.16人/ha未満であり、当該旧市町村の公共施設等の整備が十分に行われていないため、当該旧市町村の区域における経済力の増進及び住民の福祉の向上が阻害されていること。(旧市町村単位で指定) 2. 旧市町村単位(昭和25年2月1日現在の市町村区域)で1.1及び1.2を満たし、かつ旧市町村単位で1.1及び1.2を満たすこと	1. 市町村単位 次のI、II、III及びIVの要件をすべて満たすこと I 地勢等の地理的条件が悪く、農業の生産条件が不利であること(aまたはbを満たす) a 全耕地面積に占める高傾斜耕地面積の比率が高いこと(傾斜度1/20以上の田または傾斜度15度以上の傾斜面積が50%以上) b 林野率が75%以上であること c 林業従事者比率から農林業が重要な事業であること(aまたはbを満たす) d 農林業従事者割合が10%以上であること e 農林率が81%以上であること f 人口が10人未満であること 2. 旧市町村単位(昭和25年2月1日現在の市町村区域)で1.1及び1.2を満たし、かつ旧市町村単位で1.1及び1.2を満たすこと	1. 人口要件、財政力要件ともに充足すること。 1. 人口 I S35～H7の35年間で人口減少率が30%以上 II S35～H7の35年間で人口減少率が25%以上、かつ高齢者比率(65歳以上)24%以上 III S35～H7の35年間で人口減少率が25%以上、かつ若年者比率(15-29歳)15%以上 * I～IIIの場合、S45～H7の25年間で10%以上人口増加の団体は除く。 IV S46～H7の25年間で人口減少率が19%以上 2. 財政力要件 平成8年度～平成10年度の3ヶ年平均の財政力指数が0.42以下、かつ、公営施設収支が13億円以下。	1 外海離島 外海に面し、本土との交通が不安定で、本土との最短航路距離が5km以上、人口が100人以上等 2 内海離島 定期航路の寄港回数が1日3回以下で、本土との最短航路距離が10km以上、人口が100人以上等 3 離島一帯地域 外海又は内海島以上のうち、定期航路の寄港回数が1日3回以下で、かつ、主要定期乗合自動車線の運行回数が1日3回以下等	我が国の領域、排他的経済水域等の保全、海洋資源の利用、自然環境の保全等に重要な役割を担っている離島について、産業基盤及び生活環境の整備等が他の地域と比較して低い状態にある地域と併せて、離島の地理的及び自然的特性を生かした施策を講ずるため、地域ごとの特色を踏まえ、もって地域住民の生活の向上と国土の均衡ある発展に資することを目的とする。	我が国の領域、排他的経済水域等の保全、海洋資源の利用、自然環境の保全等に重要な役割を担っている離島について、産業基盤及び生活環境の整備等が他の地域と比較して低い状態にある地域と併せて、離島の地理的及び自然的特性を生かした施策を講ずるため、地域ごとの特色を踏まえ、もって地域住民の生活の向上と国土の均衡ある発展に資することを目的とする。
主な措置	・基幹道路の都道府県代行制度 ・課税の特例 ・地方債の特例 ・地方税の不均一課税に伴う措置 ・農林業の振興 ・情報流通、通信体系の充実 ・高齢者の福祉の増進 ・地域文化の振興等	・農業協同組合及び森林組合の連携 ・土地改良法の特例 ・課税の特例 ・地方税の不均一課税に伴う措置 ・農林業の振興 ・情報流通、通信体系の充実 ・高齢者の福祉の増進 ・地域文化の振興等	・都道府県代行制度 ・基幹道路、公共下水道(基幹管渠等) ・国の負担又は補助の割合の特例 ・教育の確保 ・医療の確保 ・交通の確保 ・高齢者の福祉の増進 ・地域文化の振興 ・情報流通、通信体系の充実 ・税制上の措置 ・地方税の不均一課税に伴う措置 ・自然公園法及び農地法等における手続等に関する運用面の配慮	・国の負担又は補助の割合の特例 ・教育の確保 ・医療の確保 ・交通の確保 ・情報流通、通信体系の充実 ・高齢者の福祉の増進 ・地域文化の振興 ・情報流通、通信体系の充実 ・税制上の措置 ・地方税の不均一課税に伴う措置 ・自然公園法及び農地法等における手続等に関する運用面の配慮	・地方債については配債 ・半島循環道路等の整備 ・基幹的市町村間の整備等 ・地方税の不均一課税に関する措置 ・小型空港の整備促進への配慮等 ・情報流通、通信体系の充実 ・高齢者の福祉の増進 ・地域文化の振興等 ・税制上の措置 ・地方税の不均一課税に伴う措置	

出所: 環境省「各種振興法の概要」(https://www.env.go.jp/nature/ari_kata/shryou/031208-4-16.pdf)から加筆の上で引用

表4 島嶼(離島)に関する振興法の概要

法律名	離島振興法	沖繩振興特別措置法	奄美群島振興開発特別措置法	小笠原諸島振興開発特別措置法
公布・改正年	昭和28年法律第72号改正平成7年法律第90号	平成十四年法律第十四号 (前身の沖繩振興開発特別措置法は昭和四十六年法律第百三十一号。)	昭和二十九法律第百八十九号	昭和四十四年法律第七十九号
目的	我が国の領域、排他的経済水域等の保全、海洋資源の利用、自然環境の保全等に重要な役割を担っている離島について、産業基盤及び生活環境の整備等が他の地域に比較して低位にある状況を改善するとともに、離島の地理的及び自然的特性を生かした振興を図るため、地域における創意工夫を生かしつつ、その基礎条件の改善及び産業振興等に関する対策を樹立し、これに基づき事業を迅速かつ強力に実施する等離島の振興のための特別の措置を講ずることによつて、その離島の向上を図り、あわせて国民経済の発展及び国民の利益の増進に寄与することを目的とする。	沖繩の置かれた特殊な諸事情に鑑み、沖繩振興基本方針を策定し、及びこれに基づき策定された沖繩振興計画に基づき事業を推進する等特別の措置を講ずることにより、沖繩の自主性を尊重しつつその総合的かつ計画的な振興を図り、もつて沖繩の自立的生活の実現に寄与することを目的とする。	奄美群島(鹿児島県奄美市及び大島郡の区域をいふ。以下同じ。)の特殊事情に鑑み、奄美群島の振興に関し、基本理念を定め、並びに国及び地方公共団体の責務を明らかにするとともに、奄美群島振興開発基本方針に基づき総合的な奄美群島振興開発計画を策定し、及びこれに基づき事業を推進する等特別の措置を講ずることにより、その基礎条件の改善並びに地理的及び自然的特性に即した小笠原諸島の振興開発を図り、併せて帰島を希望する旧島民の帰島を促進し、もつて小笠原諸島の自立的生活の安定及び福祉の向上並びに小笠原諸島における定住の促進を図ることを目的とする。	小笠原諸島の特殊事情に鑑み、小笠原諸島の振興開発に関し、基本理念を定め、並びに国及び地方公共団体の責務を明らかにするとともに、小笠原諸島振興開発基本方針に基づき総合的な小笠原諸島振興開発計画を策定し、及びこれに基づき事業を実施する等特別の措置を講ずることにより、その基礎条件の改善並びに地理的及び自然的特性に即した小笠原諸島の振興開発を図り、併せて帰島を希望する旧島民の帰島を促進し、もつて小笠原諸島の自立的生活の安定及び福祉の向上並びに小笠原諸島における定住の促進を図ることを目的とする。
対象の島嶼数	254	38	8	4
主な措置	<ul style="list-style-type: none"> ・国の負担又は補助の割合の特例(港湾施設、空港施設、教育施設等) ・地方債の配慮 ・医療の確保等 ・交通の確保 ・情報の流通の円滑化及び通信体系の充実 ・農林水産業の振興 ・教育の充実 ・地域文化の振興 ・地域間交流の促進 ・税制上の措置 ・地方税の課税免除又は不均一課税に伴う措置 ・自然公園法や農地法等における手続きに関する運用面の配慮 	<ul style="list-style-type: none"> 1 観光、情報通信産業、農林水産業その他の産業の振興 2 雇用の促進及び職業の安定 3 教育・人材の育成及び文化の振興 4 福祉の増進及び医療の確保 5 科学技術の振興 6 情報通信の高度化 7 国際協力及び国際交流の推進 8 駐留軍用地跡地の利用 9 離島の振興 10 環境の保全並びに防災及び国土の保全 11 社会資本の整備及び土地の利用 12 その他 	<ul style="list-style-type: none"> 1 地域の特性に即した農林水産業、商工業等の産業の振興開発 2 農林水産業の振興、情報通信産業等の振興、地域資源を活用した商工業等の産業の振興 2 雇用機会の拡充、職業能力の開発その他の就業の促進 3 観光の開発 4 道路、港湾、空港等の交通施設及び通信施設の整備、人の往来並びに物資の流通及び廃棄物の運搬に要する費用の低廉化等 5 住宅及び生活環境の整備 6 保健衛生の向上 7 医療の確保等 8 高齢者の福祉その他の福祉の増進 9 防災及び国土保全に係る施設の整備 10 自然環境の保全及び再生並びに公害の防止 11 再生可能エネルギーの利用その他のエネルギーの供給 12 教育及び文化の振興 13 国内及び国外の地域との交流の促進 14 奄美群島の振興開発に寄与する人材の確保及び育成 15 奄美群島の振興開発に係る独立行政法人奄美群島振興開発基金、事業者、住民、特定非営利活動法人その他の関係者間における連携及び協力の確保 	<ul style="list-style-type: none"> 1 土地の利用 2 道路、港湾等の交通施設及び通信施設の整備、人の往来並びに物資の流通及び廃棄物の運搬に要する費用の低廉化その他の交通通信の確保 3 地域の特性に即した農林水産業、商工業等の産業の振興開発 4 雇用機会の拡充、職業能力の開発その他の就業の促進 5 住宅及び生活環境の整備 6 保健衛生の向上 7 医療の確保 8 高齢者の福祉その他の福祉の増進 9 自然環境の保全及び再生並びに公害の防止 10 再生可能エネルギーの利用その他のエネルギーの供給 11 防災及び国土保全に係る施設の整備 12 教育及び文化の振興 13 観光の開発 14 国内及び国外の地域との交流の促進 15 振興開発に寄与する人材の確保及び育成 16 振興開発に係る事業者、住民、特定非営利活動法人その他の関係者間における連携及び協力の確保 17 帰島を希望する旧島民の帰島の促進

出所:内閣府、国土交通省資料をもとに作成

2022 年国民生活基礎調査による障害率の分析 ワシントン・グループ定義障害率とその他の指標との比較

Analysis on the Disability Rate Measured by the 2022 Comprehensive Survey of Living Conditions

Disability Rate defined by the Washington Group and comparison with other rates

林玲子

HAYASHI Reiko

要旨

- 令和 4 年国民生活基礎調査に採用されたワシントン・グループ（WG）式設問による障害率は 11.7%であった。施設居住者について補正した障害率は 12.7%であった。
- 施設補正後の障害率は男性 11.2%、女性 14.1%と女性の方が高く、この差は高齢になるとより大きくなる。
- 「見る」、「聞く」、「階段上下」、「記憶」、「身の回りの所作」、「話の理解」という 6 つの質問項目のうち、一番障害率が高いのは「階段上下」であり、一番低いのは「話の理解」であった。85 歳以上に限れば一番低いのは「見る」であった。
- 20 歳台後半から 30 歳代の障害率が前後の年齢と比べ高くなっており、特に「記憶」、「話の理解」という精神的な項目で顕著である。
- 高齢者割合を勘案した場合、他国と比べて日本の WG 式障害率は低い。

I. はじめに

障害統計は、持続可能な開発目標（SDGs）の「誰一人取り残さない」という理念のもと、障害の有無により教育・健康・雇用等の状況がどのように異なるのか、障害施策の評価のために必要である。日本では 1874（明治 7）年に始まる恤救規則から、廃疾による救済件数という形で障害統計が存在しており、その後、救護法（1931 年～）、身体障害者福祉法（1950 年～）と続く法制度のもと、制度の受給者数といった行政統計および世帯調査の障害設問による統計が作成・公表されてきた（林 2022）。しかしながら近年、現状では障害を持つ人が、持たない人と比べどのように違うのかを明らかにし、国際比較可能な統計が不足しているとされ（障害者の安定雇用・安心就労の促進をめざす議員連盟 2018）、政府基幹統計に国際的に用いられている障害設問を導入するべく、2019 年度に内閣府による試験調査が行われ（内閣府 2020）、2021 年に社会生活基本調査に欧州統計局形式（GALI: Global Activity Limitation Index）障害設問、2022 年の国民生活基礎調査にワシントン・グループ形式（WG 式）障害設問が導入された（表 1）。

表 1 日本における障害統計整備の近年の推移

2014	障害者の権利に関する条約を日本が批准
2015	国連持続可能な開発目標 (SDGs) 「誰一人取り残さない」
2018.3	第4次障害者基本計画 (2018年から2022年度)
2018.3	国連統計委員会で障害統計に関する議論
2018.5	障害者の安定雇用・安心就労の促進をめざす議員連盟の提言書
2018.7	(総務省)統計委員会 (障害者統計に係る試験調査の実施)
2019.10	(内閣府)障害者統計の充実に係る調査研究 (「内閣府調査」)
2020.6	第III期公的統計の整備に関する基本的な計画 (障害者統計の充実に明記)
2021.1	内閣府試験調査個票データの提供開始 (東大社研データアーカイブ)
2021.10	社会生活基本調査 (GALI 設問導入) 実施→結果公表 2022年8月
2022.6	国民生活基礎調査 (WG 式障害設問導入) 実施→結果公表 2023年7月

本稿は、内閣府試験調査結果の詳細分析 (林 2022)、社会生活基本調査 GALI 障害率の分析 (林 2023) に続き、2023年7月に結果が公表された国民生活基礎調査 WG 式障害率の分析を行うものである。

II. 国連センサスガイドラインにみる障害統計の推移と WG 式障害設問

国連は1945年の創設以来、世界の障害者施策の進展を促してきたが、そのうち障害統計の整備がどのように行われてきたかは、10年毎のセンサスプログラムにおいて整備されるセンサスガイドラインがどのように変わってきたかが一つの視点となる。1950年ラウンドのガイドライン (UN 1949) では、まだ障害設問は必須項目とされていないが、障害は「ハンディキャップ」と称され、「盲目、聾啞、手足の損失、麻痺、せむし、びっこ、精神疾患、精神欠陥」が各国で使われている障害項目であるとし、その値と動向について1章を割き詳細に記述している。1960年、1970年ラウンドのガイドライン (UN 1958、UN 1969) では障害についての記載はないが、1980年ラウンドのガイドラインでは障害設問は必須ではないが地域によっては推奨される項目として位置づけられた (UN 1980)。その後1990年ラウンドでは雇用との関係で障害の有無を訊くことが推奨され (UN 1990)、2000年ラウンドでは主要項目 (Core topic) に位置づけられた (UN 1997)。以来現在 (2020年ラウンド) に至るまで、障害設問は主要項目となっている (UN 2008、UN 2017、図 1)。現在各国で行われているセンサスの障害設問に、1950年ラウンド型の障害種別設問や非就業の理由で障害が挙げられていることもあるが、それはこのような国連センサスガイドラインの推移から理解することができよう。

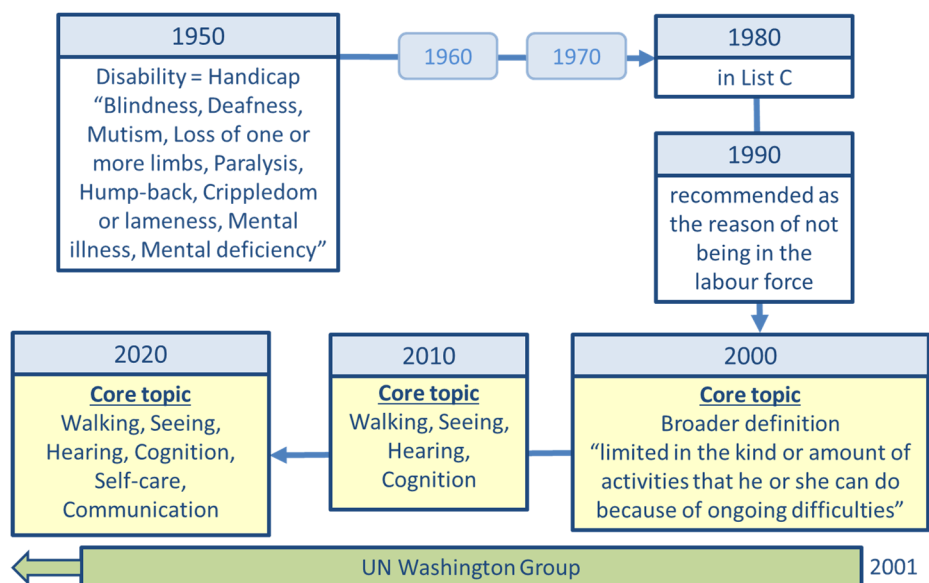


図 1 国連センサスガイドラインにおける障害設問の推移

ワシントン・グループは、2000年センサスラウンドで障害が主要項目になったことに応じ、2001年に国連統計委員会により承認されたシティ・グループと称される分野別統計検討会の一つであり、国際比較が可能な障害統計の整備を目的とし、その拠点を米国ワシントンに据えたことからその名がある。想定されていたよりも長く、現在に至るまで活動を継続している。2000年ラウンドガイドラインでは、1950年ラウンドガイドラインで示されたような重篤な障害項目で訊くのではなく、困難があるかどうかという訊き方にすべきであるとされ、ワシントン・グループもそのような質問形式を策定した。用途や地域により使い分けられるように複数の質問セットがあるが、センサスに用いる短い質問形式として、2006年に6問から成るショートセットが開発され、世界各国のセンサスで取り入れられるようになっている。今回、国民生活基礎調査で取り入れられた設問もそのショートセットである（図2）。

質問8 次の(ア)から(カ)の質問について、日常生活で苦労していることについて、6つの項目それぞれのあてはまる番号1つに○をつけてください。

	苦労はありません	多少苦労します	とても苦労します	全く出来ません
(ア) 眼鏡を使用しても、見えにくいといった苦労はありますか。	1	2	3	4
(イ) 補聴器を使用しても、聴き取りにくいといった苦労はありますか。	1	2	3	4
(ウ) 歩いたり階段を上るのが難しいといった苦労はありますか。	1	2	3	4
(エ) 思い出したり集中したりするのが難しいといった苦労はありますか。	1	2	3	4
(オ) 身体を洗ったり衣服を着るような身の回りのことをするのが難しいといった苦労はありますか。	1	2	3	4
(カ) 通常の言語をつかっただけのコミュニケーション（たとえば、人の話を理解したり、人に話を理解させることなど）が難しいといった苦労はありますか。	1	2	3	4

図 2 WG 式障害設問 (WG 式)

出典: 2022 年国民生活基礎調査 健康票 <https://www.mhlw.go.jp/toukei/chousahyo/index.html#00450061>

回答肢は 4 段階で、(ア) から (カ) の 6 つの項目のいずれかで、「とても苦労します」「全く出来ません」と答えた人を「障害」の定義することが勧められており (北村 2021)、本稿もそれに従った。

III. 2022 年国民生活基礎調査における WG 式障害率

1. 総数および性・年齢別障害率

2022 年の WG 式障害率は 11.7%であった。女性で 12.4%、男性で 11.0%と女性の障害率がやや高い。高齢者に限ると、65 歳以上で 21.1%、85 歳以上で 51.7%と高くなる (表 2)。

表 2 WG 式障害率

	総数	男	女
総数	11.7%	11.0%	12.4%
65+	21.1%	19.0%	22.8%
85+	51.7%	44.4%	55.9%

注:不詳を除く割合

資料: 2022 年国民生活基礎調査 (厚生労働省) e-Stat 公表集計表より算定

年齢別にみると (図 3)、障害率は 70~74 歳から上昇しはじめ年齢と共に大きく増加することが見て取れるが、一方で 20~34 歳がその前後の年齢層よりも高くなっていることも認められる。

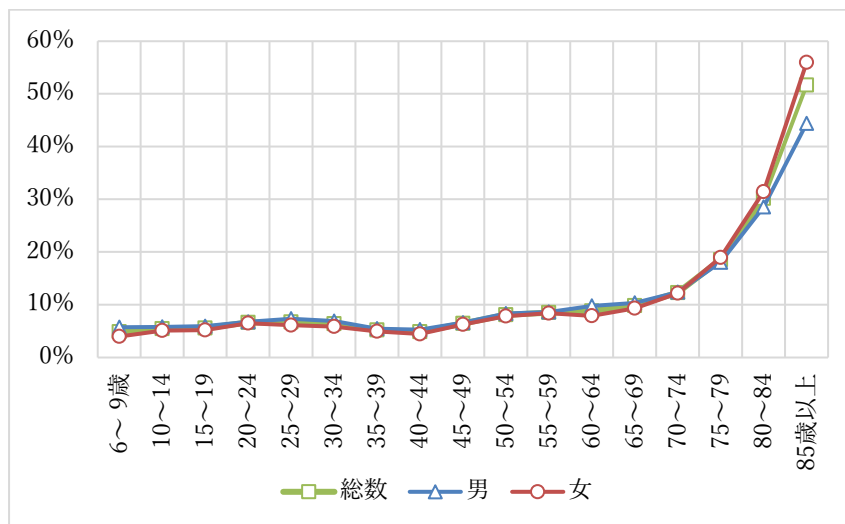


図 3 WG 式障害率 性・年齢別

注:不詳を除く割合

資料: 2022 年国民生活基礎調査 (厚生労働省) e-Stat 公表集計表より算定

6つの設問項目ごとに、「とても苦勞します」「全く出来ません」と答えた人の割合をみると(図4、表3)、一番障害率が高いのは「ウ:歩いたり階段を上る」であり、次いで「エ:思い出したり集中する」が高い。「ア:眼鏡を使用しても見えにくい」は全年齢ではその次に高い障害率であるが、85歳以上に限ると6つの項目のうち一番低い割合である。「目が見えにくい」は、アフリカ諸国では一番多い障害項目であるが(林 2016)、日本の超高齢者でこの割合が一番低い、ということは、眼鏡の適切な利用や白内障の手術が医療保険でカバーできる、といった医療水準が影響している可能性もある。

これらの項目別の違いは、そもそも障害率が高い高齢者の状況を反映しているものであるが、若い年齢に注目して、障害率10%までを拡大してみると(図4右)、前述した20～34歳の障害率はその前後の年齢と比べ大きいのは、特に「カ:コミュニケーション」、「エ:思い出したり集中したりする」といった精神状況に関する項目が高いことに起因していることがわかる。この点については、その他の障害・健康率との比較において後述する。

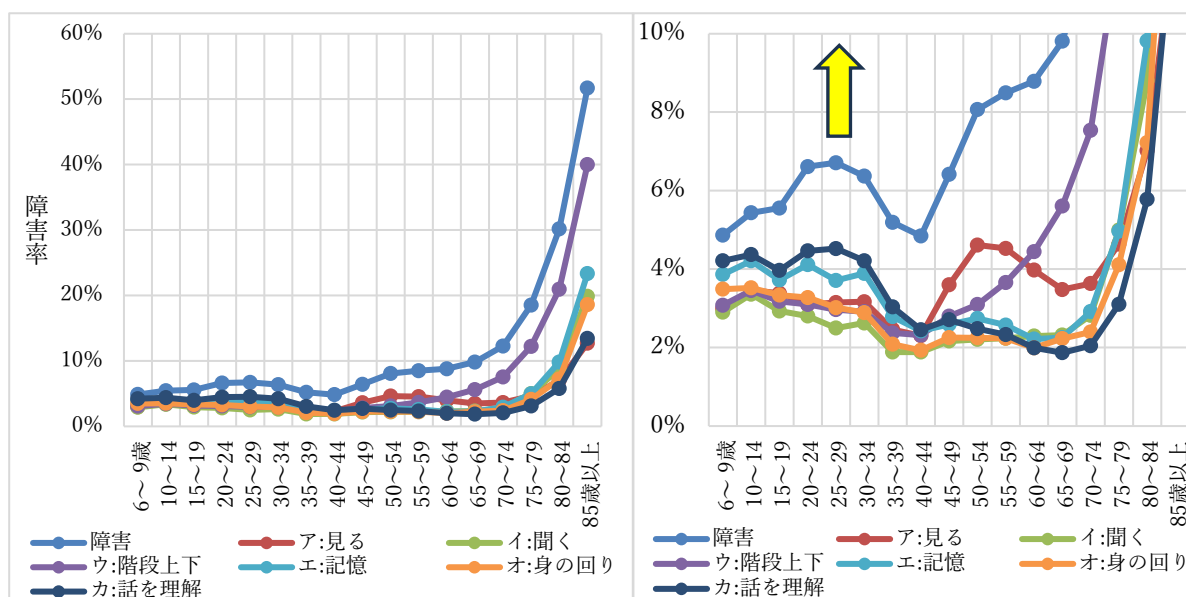


図 4 WG 式障害率 性・年齢・項目別 (左:全体、右:縦軸 10%に拡大)

注:不詳を除く割合

資料: 2022 年国民生活基礎調査 (厚生労働省) e-Stat 公表集計表より算定

表 3 項目別障害率

	障害	ア:見る	イ:聞く	ウ:階段上下	エ:記憶	オ:身の回り	カ:話を理解
総数	11.7%	4.2%	3.7%	7.1%	4.4%	3.6%	3.5%
65+	21.1%	5.5%	6.3%	14.5%	7.0%	5.6%	4.3%
85+	51.7%	12.7%	19.8%	40.0%	23.3%	18.6%	13.4%

注:不詳を除く割合

資料: 2022 年国民生活基礎調査 (厚生労働省) e-Stat 公表集計表より算定

2. WG 式障害率の施設入所者の補正

2022 年国民生活基礎調査は 2020(令和 2)年国勢調査区のうち後置番号 1 及び 8 から層化無作為抽出した 5,530 地区内のすべての世帯・世帯員を対象としている (厚生労働省 2023)。後置番号 1 は一般調査区、8 は寄宿舍・寮等がある区域であるが、その他の後置番号を持つ地区のうち、後置番号 4 の社会施設、病院 (おおむね患者 200 人以上の収容施設を有するもの) がある地区は高齢者施設の増加に伴って近年大きく増加してきている。後置番号 4 の地区に居住する高齢者はほとんどが介護施設や病院の居住者であり (林 2020)、その障害率は高いと考えられ、この地区を含まない国民生活基礎調査で得られる障害率は過少となることが考えられる。そのため、その値の補正が必要である。

後置番号別の性・年齢別人口は 2010 年までの値が利用可能であるが (林 2017)、それ以降さ

らに増加していることが想定され、ここでは 2020 年の後置番号 4 人口に変わる補正用の人口として、公表されている施設人口の値を用いた。国勢調査の e-Stat で公表されている「施設等の世帯」は、「学校の寮・寄宿舎の学生・生徒」、「病院・療養所の入院者」、「老人ホーム等の社会施設の入所者」、「自衛隊営舎内居住者」「矯正施設の入所者」「その他」からなるが、この中で障害率に影響を及ぼす、後置番号 4 人口と重複しているのは「病院・療養所の入院者」、「老人ホーム等の社会施設の入所者」であり、これらのうち 65 歳以上が、すべて障害を持つ、と仮定して、障害率を補正した。2010 年までの値では、後置番号 4 人口よりも「病院・療養所の入院者」、「老人ホーム等の社会施設の入所者」の合計数の方が多い（林 2017）。また実際には「病院・療養所の入院者」、「老人ホーム等の社会施設の入所者」が WG 式障害ではない可能性もないわけではない。そのため、前述の仮定は障害率を高めを設定していることになるが、多くともこの程度、という目安をつけるためにこのような仮定とした。

補正した結果は表 4 の通りである。

表 4 WG 式障害率（施設人口補正）

	総数		男		女	
	補正前	補正後	補正前	補正後	補正前	補正後
総数	11.7%	12.7%	11.0%	11.2%	12.4%	14.1%
65+	21.1%	26.8%	19.0%	22.6%	22.8%	30.0%
85+	51.7%	62.3%	44.4%	51.7%	55.9%	67.4%

注:不詳を除く割合

資料: 2022 年国民生活基礎調査（厚生労働省）、2020 年国勢調査（統計局）e-Stat 公表集計表より算定

IV. その他の障害率・健康率との比較

2022 年国民生活基礎調査では、WG 式障害設問以外に多くの障害・健康に関する設問がある。それぞれの障害率、健康率の値を年齢別に比較したものが図 5 である。

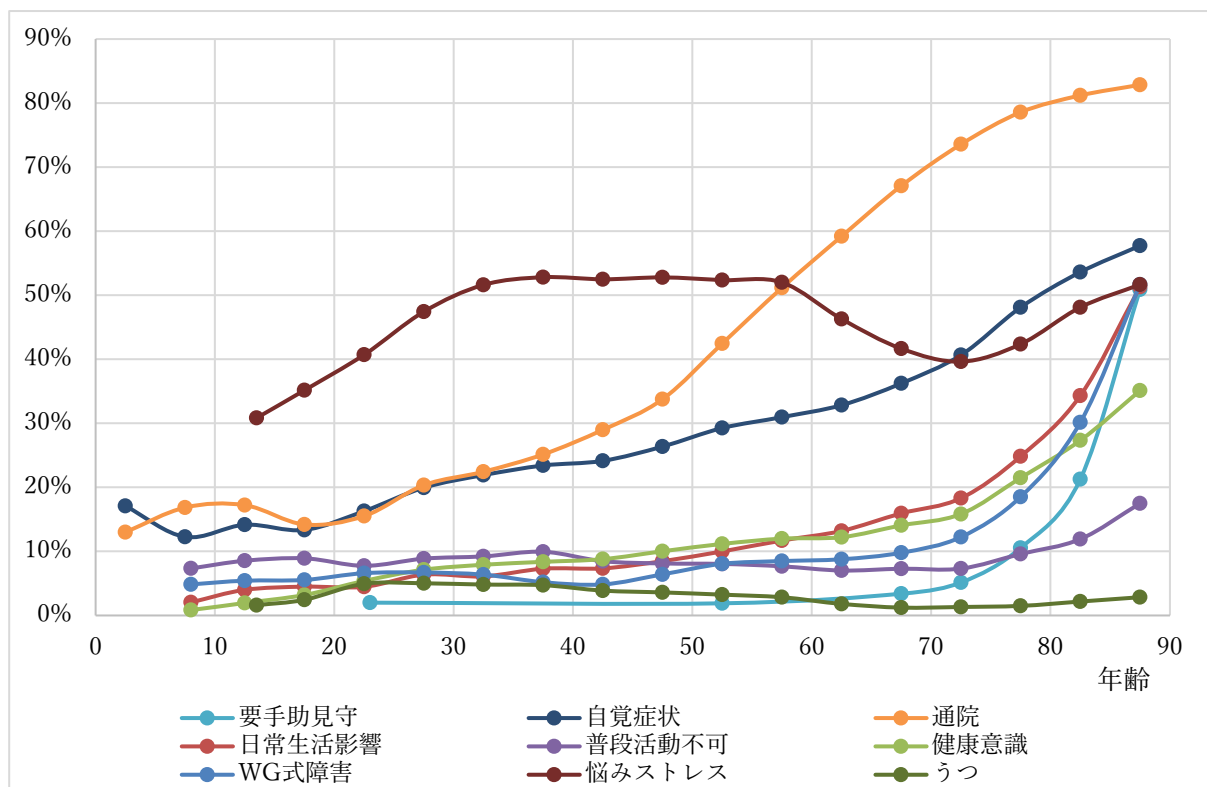


図 5 2022 年国民生活基礎調査における障害率・健康率（年齢別）

注：「要手助見守」は世帯票質問 9 で手助けや見守りを必要としている人の割合。「自覚症状」は健康票質問 3 でここ数日、病気やけがなどで体らの具合の悪いところがあると答えた人の割合。「通院」は健康票質問 4 で現在、傷病（病気やけが）で病院や診療所（医院、歯科医院）、あんま・はり・きゅう・柔道整復師（施術所）に通っていると答えた人の割合。「日常生活影響」は健康票質問 5 で現在、健康上の問題で日常生活に何か影響があると答えた人の割合で、日本の健康寿命に用いられているもの。「普段活動不可」は健康票 6 で過去 1 か月の間に、健康上の問題で床についたり、普段の活動ができなかった日があったと答えた人の割合。「健康意識」は健康票質問 7 で現在の健康状況が 1 よい、2 まあよい、3 ふつう、4 あまりよくない、5 よくないのうち、4 か 5 と答えた人の割合。「WG 式障害」は健康票質問 8 で前述の算出方法により、他の指標との比較のため施設人口の補正前の数値。「悩みストレス」は健康票質問 9 で現在、日常生活で悩みやストレスがあると答えた人の割合。「うつ」は健康票質問 12 で 6 つの項目をいつも=4、たいてい=3、ときどき=2、少しだけ=1、まったくない=0 とした合計点が 15 点以上の人の割合。

資料：2022 年国民生活基礎調査（厚生労働省）eStat 公表集計表より算定

図 5 に掲げた 9 の指標を見る限り、年齢に応じてなだらかに上昇する指標（通院、自覚症状）や中高年で高い指標（悩みストレス、うつ）もあるが、多くは後期高齢期に急増する指標（要手助見守、日常生活の影響、普段の活動不可、健康意識、WG 式障害）である。しかしながら、「悩みストレス」や「うつ」は前期高齢期に減少した後上昇の傾向があること、「普段活動不可」は WG 式障害同様 20 歳代後半から 30 歳代で高い傾向があることにも留意が必要である。WG 式障害は 2022 年で初めて導入されたので、これまでの動向はわからないが、「普段活動不可」の人の割合は、2019 年調査でも同様に 20 歳代後半から 30 歳代で高く、コロナ後の 2022 年に特有のものではないようであるが、これらの傾向がどのような特徴を持った人に現れているのか、という点を含め、個票による分析が必要となり、今後の課題としたい。

V. 障害率の国際比較

前述の通り、WG 式障害率は、国際比較を可能とするために検討されたものである。そこで、各国の障害率統計をオンラインで収集したところ、欧米などの高所得国ではワシントン・グループ形式そのものを取り入れている国は少ない。米国・カナダは WG 式設問の最初の 4 項目（見る、聞く、歩く・階段昇降、記憶・集中）に独自のその他の質問を付け加え、さらに回答肢は米国では「はい/いいえ」の 2 回答である。また、カナダの障害率は、その解釈に留意が必要ということでセンサスの値は web で公開されていない。欧州は、GALI が障害設問として用いられていることから WG 式障害率は共通して使われていない。一方、中近東やアフリカ、ラテンアメリカでは、国連が推奨するセンサス主要項目の質問形式ということで、WG 式障害項目が多く取り入れられるようになってきている。国により、WG 式でも 6 項目ではなく 3 項目、4 項目、5 項目の国もある。WG 式設問の取り入れ方も様々であることから、ここでは、旧来の障害率、つまり目や耳が不自由といった項目別の障害を持っている人の割合を含めて収集したところ、44 カ国の障害率を得ることができた。その値を 65 歳以上割合と合わせ表示すると、65 歳以上割合と障害率には高い正の相関がみられるが、日本は 65 歳以上割合に比して障害率が低いことがわかる（図 6）。

プエルトリコは障害率が 19.0%とひととき高いが、これはスペイン語のみ話し英語が話せない人は「話す」障害があり、障害手当を受給できるので障害率が高くなる、という報道¹があり、正しく障害をとらえてるのか精査が必要である。それ以外の中高所得国では、おおむね WG 式障害率は 65 歳以上割合と関わらず 12~14%の範囲にあり、65 歳以上割合との関係がないとも考えられる。例えば 65 歳以上割合が高い日本は元気な高齢者が多く、WG 式障害率は 70 歳台後半から急激に上昇する。高齢による障害は死亡の何年か前から生じるといった、死亡に至るプロセスが各国共通であると考えると、65 歳以上割合とは無関係に、どの国においても障害率は一定で、それは 12~14%の水準である、と考えることもできる。しかしながら、多くの中低所得国はその水準よりはるかに低く、そのような国では、障害を障害と認識しない、できない、という状況があると解釈すれば説明がつく。この「障害率一定」仮説はあくまでも仮説であるが、より詳細に障害率分析が必要であると同時に、中低所得国の障害率算定を通じて、施策の必要性を掘り起こしていくことが重要であると考えられる。

¹ NBC News (<https://www.nbcnews.com/news/latino/lack-english-fluency-disability-n340611>), The Washington Post (<https://www.washingtonpost.com/news/federal-eye/wp/2015/04/10/puerto-ricans-who-cant-speak-english-qualify-as-disabled-for-social-security/>) 等

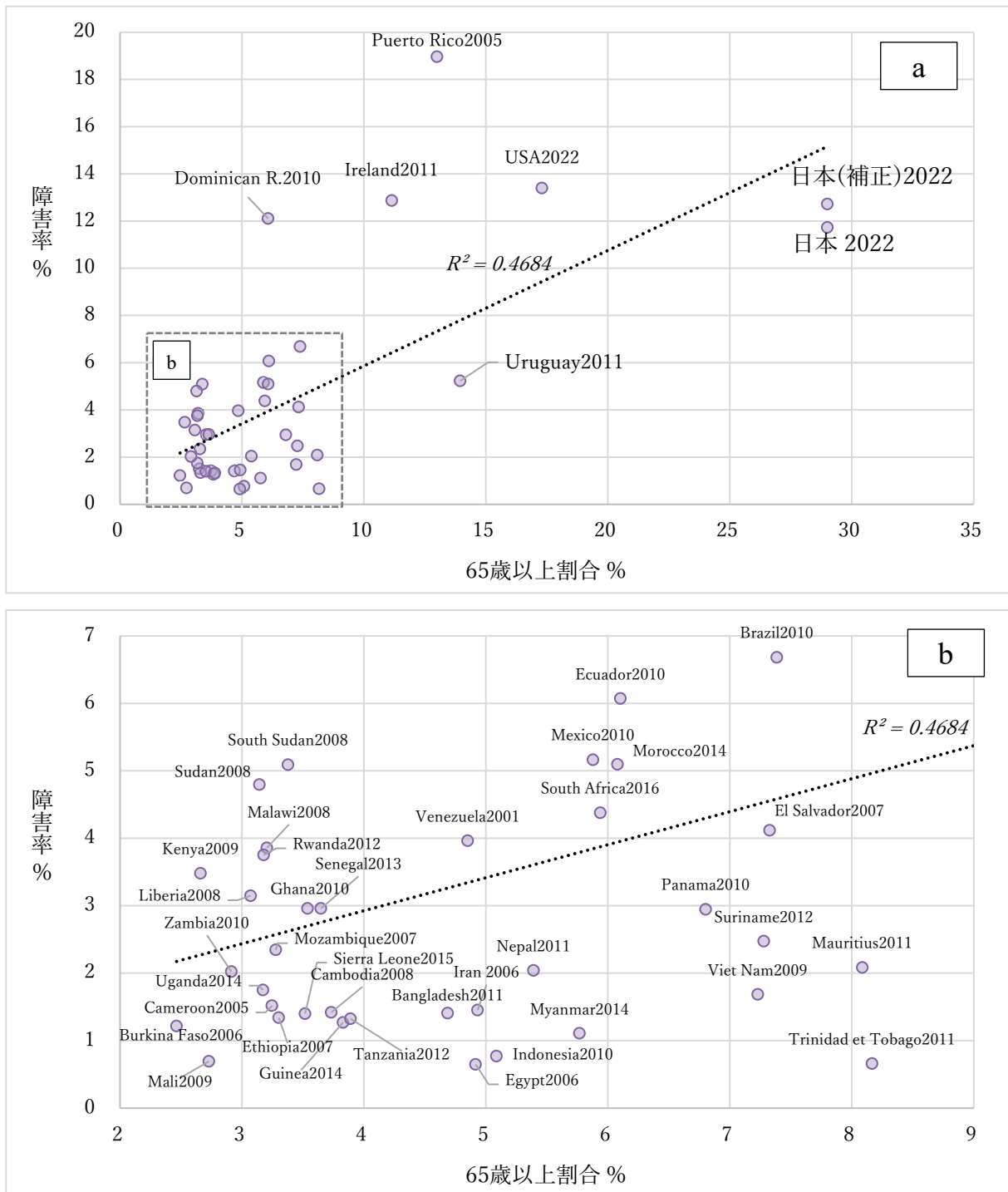


図 6 障害率と 65 歳以上割合 (44 カ国)

資料: 日本は国民生活基礎調査、米国は American Community Survey, その他の国は IPUMS International より算定。

VI. おわりに

昨年度に結果が公表された社会生活基本調査による GALI 障害率は諸外国と比べても低い値

であったが（林 2023）、今年度に公表された WG 式障害率も低い値であった。

高齢になるにつれ障害率は高くなるが、20 歳代後半から 30 歳台にかけて、精神関係の WG 式障害率が前後の年齢と比べて高くなることは、悩みやストレス、うつと同様の傾向であり、今後詳細に分析し、適切な施策につなげる必要がある。

今年度は公表データによる分析に限ったが、より詳細なデータ分析を個票により行うことが求められよう。

参考文献

- 北村弥生（2021）「国際的な障害者統計の整備に関するワシントングループによる指標」統計委員会（人口・社会統計部会）資料 2, https://www.soumu.go.jp/main_content/000753629.pdf
- 厚生労働省（2023）「2022（令和 4）年 国民生活基礎調査の概況」
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa22>
- 障害者の安定雇用・安心就労の促進をめざす議員連盟（2018）「提言書」
<https://www.kyosaren.or.jp/wp-content/uploads/2018/05/058e66d9862a5d6d380d9e7aa0715fe6.pdf>
- 内閣府（2020）「令和元年度障害者統計の充実に係る調査研究事業 報告書」野村総合研究所
<https://www8.cao.go.jp/shougai/suishin/tyosa/r01toukei/index-w.html>
- 林玲子（2016）「障害率からみたサブサハラアフリカの人口高齢化-センサスデータを使って」『アフリカ研究』90:47-58, https://doi.org/10.11619/africa.2016.90_47
- 林玲子（2017）「国勢調査における後置番号別人口」Working Paper Series(J), No.15, 国立社会保障・人口問題研究所, https://www.ipss.go.jp/publication/j/WP/IPSS_WPJ15.pdf
- 林玲子（2020）「高齢者の移動—国勢調査, 国民生活基礎調査と人口移動調査からの把握」『人口問題研究』第 76 巻第 3 号, pp.394-415,
<https://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/sakuin/jinko/314.html>
- 林玲子（2022）「障害統計の分析—複数の指標とその推移」『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』2021 年度報告書、所内研究報告第 97 号、国立社会保障・人口問題研究所, pp.43-68, <http://doi.org/10.50870/00000355>
- 林玲子（2023）「社会生活基本調査による障害率の分析」『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』2022 年度報告書、所内研究報告第 101 号、国立社会保障・人口問題研究所, pp.89-99, <https://doi.org/10.50870/00000580>
- UN (United Nations) (1949) *Population Census Methods*, Population Studies, No.4
- UN (United Nations, Statistical Office of the United Nations) (1958) *Principles and Recommendations for National Population Censuses*, Statistical Papers Series M No.27, ST/STAT/SER.M/27
- UN (United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Statistical Office of the United Nations) (1969) *Principles and Recommendations for the 1970 Population Censuses*, Statistical Papers M Series No.44, ST/STAT/SER.M/44

- UN (United Nations, Department of International Economic and Social Affairs, Statistical Office of the United Nations) (1980) *Principles and Recommendations for Population and Housing Censuses*, Statistical Papers Series M No.67, ST/ESA/STAT/SER.M/67
- UN (United Nations, Department of International Economic and Social Affairs, Statistical Office) (1990) *Supplementary Principles and Recommendations for Population and Housing Censuses*, Statistical Papers Series M No.67/Add.1, ST/ESA/STAT/SER.M/67/Add.1
- UN (United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Statistics Division) (1997) *Principles and Recommendations for Population and Housing Censuses Revision 1*, Statistical Papers Series M No.67/Rev.1, ST/ESA/STAT/SER.M/67/Rev.1
- UN (United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Statistics Division) (2008) *Principles and Recommendations for Population and Housing Censuses, Revision 2*, Statistical papers Series M No.67/Rev.2, ST/ESA/STAT/SER.M/67/Rev.2
- UN (United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Statistics Division) (2017) *Principles and Recommendations for Population and Housing Censuses, Revision 3*, ST/ESA/STAT/SER.M/67/Rev.3

※上記 url は 2024 年 3 月 12 日にアクセス可能であり、国連文書番号は検索機能により pdf でダウンロード可能であることを確認している。

健康度別傷病期間の分析：2013～2022年

別府志海

1. はじめに

日本の死亡率は戦後になって大きく低下し、1970年代後半から長寿国の一つとなっている。また国連の推計によれば、2020年の人口が100万人を超える国の中で、日本の平均寿命は2020年の男性が81.61年であり長寿順位でみて第3位、女性は87.72年で第2位である。さらに、2100年の男性は91.19年で第9位、女性は97.21年で第2位（United Nations 2022；国立社会保障・人口問題研究所 2024）と推計されており、世界的にみても日本の死亡率水準は極めて低い水準が持続していくものとみられている。

こうした背景から現代の日本社会では、単に死亡率の低下によって長寿化を実現するだけでなく健康的に生活すること、換言すれば健康という「生存の質」（小泉 1985）が国民の重大な関心事となってきている。健康水準に関する分野の日本における先行研究として、小泉（1985）は厚生労働省の『患者調査』から受療率、同省『国民生活基礎調査』から有病率を用いた「健康・生存数曲線」により分析を試みている。また齋藤（2001）は厚生労働省『国民生活基礎調査』、『社会福祉施設等調査報告』等をもとに1990年代の健康生命表を作成し、健康期間、施設等への入所期間、要介護期間等の分析を行っている。一方、山口・梯（2001）は高齢者の生活と健康に関連した都道府県別データをもとに平均自立期間等に影響を与える要因分析を行い、平均自立期間は要介護期間との関連は弱く、むしろ平均余命と共通した性質が強いこと等を示している。『患者調査』を用いた疾病別受領期間の分析として高橋・別府（2012）、別府・高橋（2013, 2014, 2015a, 2015b）の一連の研究があり、外来受療率は高年齢になるほど上昇するが、更に高年齢になると逆に低下することなどが示されている。また林（2015）は、『国民生活基礎調査』から寝たきり率を推定した上で非寝たきり寿命および介護不要寿命について分析し、平均寿命が延びても寝たきり期間はほぼ一定であること、年齢別の寝たきり率は85歳未満では低下傾向にあることを示した。別府・高橋（2016, 2017, 2018）および別府（2022）では健康度と傷病の関係を主な傷病を元に、別府（2023）では通院を要している全ての傷病を元に分析を行っている。『国民生活基礎調査』における施設の扱いについて林（2018）は調査区の後置番号から『国勢調査』をもとに検討を行い、また別府（2022, 2023）は施設人口の推計を行い、いずれも従来公表されている健康寿命の動向に対して施設人口の健康度が与える影響は限定的であるとしている。

こうした研究ベースとは別に、健康政策の施行にあたっては政府も国民の健康状況の指標化を試みており（例えば国民生活審議会調査部会編 1974）、現行の健康政策である「二十一世紀における第二次国民健康づくり運動（健康日本21（第二次）」において「健康寿命」が政策目標として扱われることとなった（厚生労働省 2012, 2014, 尾島 2015）。

また 2019 年には 2040 年までに健康寿命を男女ともに 2016 年水準から 3 年以上延伸させることを目指した「健康寿命延伸プラン」が策定されている（厚生労働省 2020）。

そこで本稿は、こうした疾病による相違を踏まえながら、傷病の種類と健康度を同時に扱うことにより、近年の健康構造ならびに健康状態別の生存期間における傾向を把握したい。高齢者がどのような健康状態で生存する期間が延びるのかは、個人の生活の質（QOL）だけでなく介護・医療等の面からも国民的関心事である。また、世界的に高齢化が進む中で、特に高齢化と長寿化が進んでいるわが国について、高齢期における健康政策を考えて行く上で、エビデンスをもとにした研究を行うことには大きな意義があると考えられる。分析手法には、健康状態別の人口割合から健康生命表を作成することが可能な Sullivan 法を用い、健康状態別の平均生存期間を推定する。この方法は健康生命表の作成方法として、国際的にも広く用いられている（Jagger et al. 2007, WHO 2014 など）。

なお、本研究では特に中高年における健康度と傷病の関係を明らかにする目的から、対象を 40 歳以上に限定して分析を行う事とする。

2. 分析に用いるデータ

データ分析に入る前に、健康についての定義とデータの検討を行いたい。ところで、何をもって「健康」と定義するかは専門家の間でも必ずしも定まっていない。WHO によれば、健康とは「単に病気でなく、または弱っていないという状態ではなく、肉体的、精神的、そして社会的に、すべてが良好な状態」（WHO 1948）とされている。しかしながら、この定義を用いて国民全体の健康度を客観的に測定することは難しい。今日、計測可能な健康の尺度として用いられるものとして、日常生活動作に基づくもの、主観的健康度に基づくもの、疾病状態に基づくものなどが広く用いられている。

わが国についての健康余命の研究¹⁾では、厚生労働省『国民生活基礎調査』²⁾の中の日常生活動作（activities of daily living: ADL）に関するもの、あるいは自身の健康状態についてどの様に思っているかといった健康状態に関する質問項目を用いて分析されている（小泉 1985；齋藤 2001；橋本 2012）。厚生労働省が公表している健康寿命は、主指標が同調査の「日常生活への制限」に基づいて、副指標が「主観的健康度」に基づいて、それぞれ算出されている（橋本 2012）。

さらに同調査では、一部の傷病についてはその有無も調べている。『国民生活基礎調査』は調査票へ世帯員が自ら記入して回答するため、これら健康度を示す諸指標ならびに傷病名等には回答者の錯誤等も含まれる。しかしながらこうした健康度や ADL と傷病が同時に調査されていること、したがってこれら相互の関係を分析可能なことといった利点も存在する。本研究では傷病の種類と主観的健康度の関係を探る目的から、この両者について調査が行われている『国民生活基礎調査』を基に分析を行うこととする。分析の年次は

¹⁾ 「健康状態別余命」の諸研究および計算方法に関しては齋藤（1999）、別府（2021）が詳しい。

²⁾ 『国民生活基礎調査』は、全国の世帯及び世帯員を対象とし、層化無作為抽出した地区内のすべての世帯及び世帯員を調査客体とした調査である。ただし、社会福祉施設の入所者、長期入院者（住民登録を病院に移している者）等は調査対象から除外される。

データが得られる最新年次の2022年、これとほぼ同一の傷病分類である2013年以降とする³⁾。なお、同調査にはいくつかの調査票があるが、そのうち傷病の有無や日常生活への影響、主観的健康度などを調査する健康票は3年毎に実施される大調査時にのみ調査されていることから、分析年次は3年ごととなっている。

ところで、『国民生活基礎調査』は全国の世帯および世帯員を対象としているが、社会福祉施設⁴⁾の入所者、長期入院者（住民登録を病院に移している者）等は調査対象から除外されている。したがって、こうした施設へ入院・入所している人については調査が行われず、その人たちの健康状態等は不明である。また、調査票の設計上、医療機関への入院と社会福祉施設への入所とを分離することが出来ない。

しかしながら、2000年から施行されている介護保険を契機として、高齢者では施設へ入所する人の割合が増加傾向にあると考えられる。この2者では健康構造に与える影響は異なるだろう。そこで本研究では、病院や社会施設の入所者数が得られる国勢調査のデータを用い、これを年次間で補間することによって病院への入院者、社会施設への入所者といった施設等に入っている人を含めて分析を行っている⁵⁾。

なお、本稿で用いている施設等の人口の推定方法は、別府（2022, 2023）と同様である。

3. 平均通院期間の動向

3-1) 通院期間・通院なしの期間の動向

通院期間あるいは通院なしの期間を算出するためには、健康生命表を作成する必要がある。健康生命表の作成方法にはいくつかの手法が存在するが、この研究では既存の生命表と健康状態に関する統計から比較的簡便に作成が可能な Sullivan 法を用いて作成することとしたい。この方法は、別途作成された生命表と健康状態別人口割合から健康状態別の定常人口および余命を算出するものである（Sullivan 1971, 齋藤 2001, 別府 2021）。

前章で示した病院・施設への入院・入所割合、通院割合と各年の生命表を用い、前述の Sullivan 法により入院および通院別の平均受療期間を求めた結果を表1に示す。表1をみると、男女とも、平均余命は2013年から2019年まで男女とも全年齢で伸長したが、2019～2022年の期間では男女とも全年齢で短縮している。これによる諸指標をみると、病院等へ入院している期間は2013年以降わずかながら継続して短縮傾向にあるのに対し、社会施設等への入所期間は2016年まで全年齢で伸長していたが、2019年以降では全年齢で短縮

³⁾ 本稿で示す健康生命表の分析では、統計法第32条の規定に基づき厚生労働省『国民生活基礎調査』個票データの二次利用により再集計を行っている（提供通知文書番号：令和5年11月16日付政統発1116第7号）。また本研究では、被調査世帯から施設等へ入院・入所している人を集計から除外するとともに、別途『国勢調査』から施設等の人口を推定することによって人口全体の推定を行っている。

⁴⁾ 社会福祉施設は、大別して老人福祉施設、障害者支援施設、保護施設、婦人保護施設、児童福祉施設、その他の施設がある（厚生労働省 2017）。

⁵⁾ 総務省『国勢調査』では、施設にいる人口が年齢各歳別で、また施設の種別人口が年齢5歳階級別で公表されている。そこで総人口に占める施設の種別人口の割合を年齢別に求め、これを各歳に分解した上で、施設全体および施設の種別人口について年齢各歳別に国勢調査間を直線補間した。なお、5歳階級別割合を各歳に分解する際に用いた H.S.Beers の補間係数については Siegel and Swanson (2004) を参照されたい。また、2022年の施設人口については2020年までの傾向を補外して求めた。

している。このため、施設・病院等に入院・入所中の期間は、2016年まで全年齢で伸長していたが、2019年以降では全年齢で短縮している。次に入院・入所なしの期間は平均余命と同様に2019年まで伸長し、2022年にかけて短縮している。ただし通院の有無別に見ると、通院中の期間は男性ではほとんどの年齢が2019年まで、女性では全年齢が2022年まで伸長している。一方で通院なしの期間は、男性がほぼ全期間の多くの年齢で短縮しているのに対し、女性はほぼ全年齢で2019年までは伸長し、その後に短縮している。

ここで65歳について2013年と2022年を比較すると、平均余命は男女とも0.4年伸長している。これを入院・通院の有無別にみると、病院・施設等の平均入所期間は男性で0.1年、女性で0.4年、それぞれ短縮しており、また通院なしの期間も男性で0.7年、女性でわずかに短縮している。これに対し、平均通院期間は男性で1.2年、女性で0.8年延びており、それぞれ平均余命の伸びを上回っている。

各期間を男女で比較すると、平均余命は40歳時点で女性が男性より6年ほど超過していることから、ほぼ全ての期間で女性が長くなっている。しかし病院等への入院期間はいずれの年次・年齢とも0.1年程度と最も小さいのに対し、通院中の期間は40歳時点で女性が5年ほど長い。また通院中の期間における男女差は多くの年齢で2019年にかけて小さくなるものの、2022年にかけて男女差が拡大している。

さて、平均健康期間・平均受療期間は、これら期間の長さ自体も重要な意味を持つが、他方で死亡率低下にともない疾病期間は伸長する（Kramer 1980）もしくは短縮する（Fries 1980）といった議論への観点から、平均余命に占めるそれぞれの割合という視点も重要である（齋藤 2001, Jagger and Robine 2011）。そこで次に、ある年齢の平均余命に対し、入院・通院の有無別に各期間がどの程度の割合なのかを観察しよう（表2）。

入院・入所中の期間割合をみると、40歳では男性が2～3%、女性が4～5%ほどであるが、高齢になるにつれて割合は大きくなり、85歳では男性が12～15%、女性が22～28%となっている。また時系列で比較すると、2016年以降は平均余命に占める入院・入所中の平均期間割合は小さくなる傾向にある。内訳を見ると、病院等へ入院している期間の割合、および社会施設等へ入所している割合のいずれも減少傾向にある。

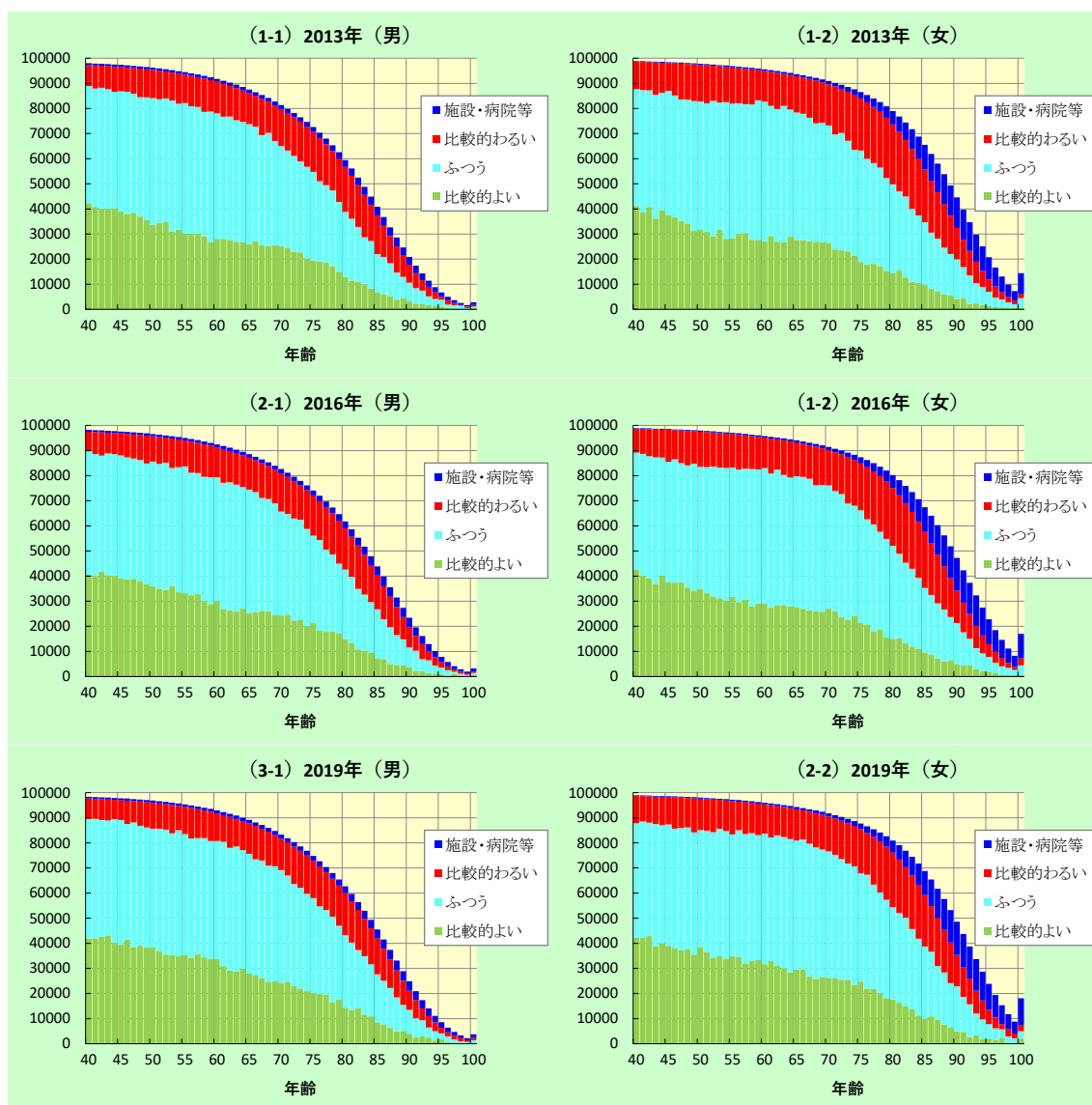
次に入院・入所なしの期間が占める割合をみると、いずれの年齢も年次による相違があまりない。しかしながら、通院なしの期間が占める割合は全年齢で縮小傾向にあるのに対し、通院中の期間が占める割合は増加傾向にある。また、通院の期間が平均余命に占める割合をみると、加齢とともに通院中の期間の割合が大きくなる傾向は男女に共通して見られるが、75歳以上になると逆にこの割合は低下している。これは、高齢における通院割合の低下が影響していると考えられる（高橋・別府 2012、別府・高橋 2013, 2014, 2015a, 2015b）。

以上から、男女とも、平均余命が延びている中で通院中の期間はいずれの年齢においても延びている一方、通院しない期間は男女とも大きく短縮していることが示された。また平均余命に対する割合をみると、高齢ほど通院期間の割合が大きいことが示された。

3-2) 傷病状態と主観的健康度からみた平均通院期間の動向

傷病を扱う前に、その対象となる通院期間を主観的健康度別に観察しよう。なお、全体の傾向を概観するため、本稿では『国民生活基礎調査』で調査されている5段階の健康度のうち「よい」と「まあよい」の計を「比較的よい」、「あまりよくない」と「よくない」の計を「比較的わるい」とし、これに「ふつう」と施設等を加えた4区分とする。

はじめに、上記の4区分で示された定常人口 (L_x) を図1に示す。健康状態別の定常人口は、男女とも40歳から70歳前後までは健康度「ふつう」が約5割で最も多く、「比較的よい」は男女とも40歳時点の4割ほどから70歳時点で3割へ低下する様子は期間中に変化がない。他方、健康度「比較的わるい」は40歳時点の1割ほどから上昇して70歳では14~18%へ、85歳では3~4割と上昇する。



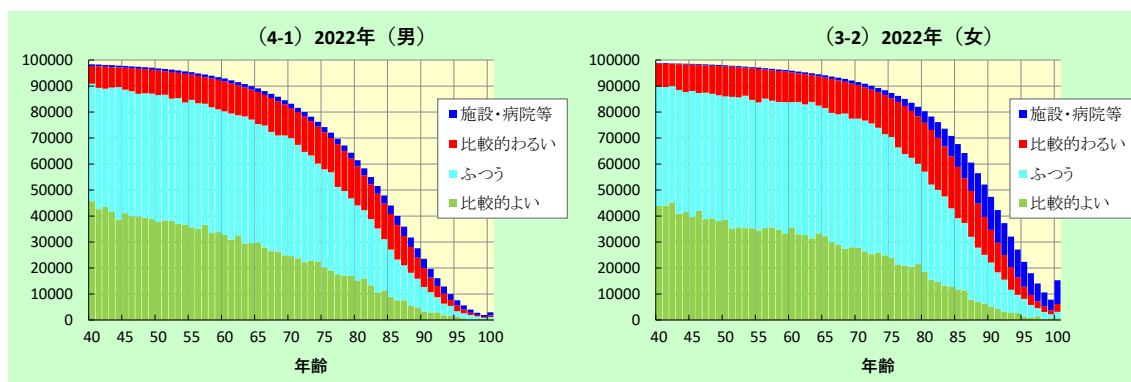


図 1. 健康生命表から得られた主観的健康度別 L_x : 2013~2022 年

健康度は厚生労働省『国民生活基礎調査』をもとにモデル化した割合による。なお、比較的よいは「よい」と「まあよい」、比較的わるいは「あまりよくない」と「よくない」の合計。

時系列で比較すると、2013~2022 年では「比較的よい」は男女とも 70 歳以下を中心に増加傾向であり、特に女性で増加している。また「ふつう」は 40~50 歳代において男女とも若干の減少がみられるが、70~80 歳代では逆に増加している。特に 85 歳以上では全健康状態の中で最も増加幅が大きい。一方で「比較的わるい」は男女とも 85 歳未満で減少傾向となっており、特に女性で減少している。施設等にいる場合は、男性は 85 歳未満ではほぼ横這い、女性はやや減少であり、85 歳以上では男女とも若干増加している。

以上から、生命表人口 (L_x) は 2013 年から 2022 年にかけて死亡率が低下しているために全体として増加しており、健康状態では特に「比較的よい」とする人が増加していた。年齢別では、80 歳代前半までは健康度が「比較的わるい」が減り「比較的よい」が増加することで健康度が改善していたと言える。他方で 85 歳代以上では「比較的わるい」が減る中で「比較的よい」「ふつう」および施設人口が増えていた。健康が悪化してくると施設や病院へ入ったり、死亡したりしてしまうためと考えられる。したがって、確かに 85 歳以上といった高年齢においては健康度のわるい時間も増えているが、他方で健康度のよい時間も増えており、高年齢であっても単純に年齢が上昇するにつれて健康が悪化しているとは言えないといえる。

健康度別の平均期間を比較すると(表 3)、最も期間が長いのは全年次とも各年齢で健康度「ふつう」の場合で、40 歳時点において男性は 20 年ほど、女性は 23 年ほどであり、いずれも平均余命のほぼ半分を占めている。次に長い期間は、40 歳では「まあよい」であるが、男女とも 65 歳以上においては「まあよい」よりも「あまりよくない」の期間が長くなっている。健康度が「よい」は 40 歳時点では「まあよい」より少し短い程度であるが、高年齢になるほど短くなる傾向が強くなり、85 歳では健康度 5 区分の中で最も短くなっている。逆に「よくない」は 65 歳以下において最短であるものの、85 歳では「よい」よりも長くなる。次に時系列で比較すると、健康度「よい」は 2013~2016 年にかけて若干伸びているが、男性の 55 歳以上では僅かに短縮している。2016~2019 年では 40 歳で男性 0.3 年、女性 0.4 年伸びており、また 75 歳でも男性 0.1 年、女性 0.2 年と高年齢でも伸びている。2019~2022

年では40歳で男性0.2年、女性0.5年と大きな伸びが続いているが、特に男性では60歳以上になると逆に短縮している。「まあよい」と「ふつう」は2013～2019年までは男女とも全年齢で延びているが、2019～2022年においては「まあよい」では男性の40歳代で短縮し、「ふつう」では男女とも70歳代付近を除いて短縮傾向である。「あまりよくない」は2016年までは一部の年齢でわずかな伸張も見られるが、ほとんどが短縮傾向を示しており、「よくない」はいずれの年次においても全年齢で短縮している。

このように、2013年から2022年においては健康度「よい」と「まあよい」の期間が延び、逆に「あまりよくない」と「よくない」の期間が短縮していたことから、この期間に日本の健康状態は改善されてきているといえよう。

なお、表3では病院・施設にいる人を除いているが、特に高齢では病院・施設へ入っている人の健康度は良くないこと、健康度が悪いから施設へ入っていることが想定される。そこで仮の状態として「病院・施設に入っている人全員の健康度が最も悪かった場合」を試算すると、健康度「よくない」の期間は施設等に入院・入所している人の分だけ特に女性で増えることになる。しかしそれでも40歳での期間は男性が2年程度、女性が3年～3年半程度であり、依然として男女ともに5つの健康度の中で最も短い。ただし施設等に入院・入所している人が増える高齢ではやや異なり、75歳以上では男女とも健康度が「よい」の期間よりも入院等の期間含めた場合による「よくない」の期間がかなり長くなる。したがって特に高齢を分析する際は、「健康」に関して調査されていない病院・施設等に入っている人の健康状態の扱いによって健康の評価や健康寿命の水準が異なり得ることは注意が必要といえよう。

次に、健康状態の調査されていない施設等以外の者について、この主観的健康度別割合を通院中ならびに通院なし別にみよう（表4，図2）。まず通院中について、健康度別に時系列で比較すると、健康度が「よい」「まあよい」「ふつう」の割合は40歳において平均余命に占める割合が1割前後であるが、男女ともほぼ全年齢で上昇傾向にある。他方で「あまりよくない」「よくない」は男女とも減少しているが、この2つだけは高齢になるほど割合が上昇する。「よくない」が平均余命に占める割合は男女の差が小さい。

次に通院なしについてみると、「よい」と「まあよい」は40歳における平均余命に占める割合が2割ほどであり、さらにほぼ全ての年齢でその割合が大きくなっている。しかしながら「ふつう」「あまりよくない」と「よくない」は男女とも全年齢で割合を減じている。特に通院なしの「よくない」が占める割合は極めて小さいといえる。

通院中と通院なしを比較すると、健康度が「ふつう」はやや通院なしの割合が高いものの、通院中との差は小さい。しかし「よい」は通院中だと割合が男女ともほぼ全年齢で1割未満、に留まっているのに対し、通院なしでは40歳で男女とも2割以上であるなどほぼ全年齢で1割を超えている。「まあよい」も水準は異なるものの、通院中の割合は低く、通院なしの場合は高くなる傾向は「よい」と同様である。これと反対に「あまりよくない」は通院中の割合が多く、年齢で20～30%ほど高いのに対し、通院なしの同割合は最も高

くなる 85 歳でも 20%以下であり、65 歳以下では多くが 10%以下に留まっている。最後に「よくない」は通院中の場合に 3～9%であるのに対し、通院なしの場合は 0.4～4.5%であり、割合が高くなる高年齢においても通院中の半分ほどの水準である。

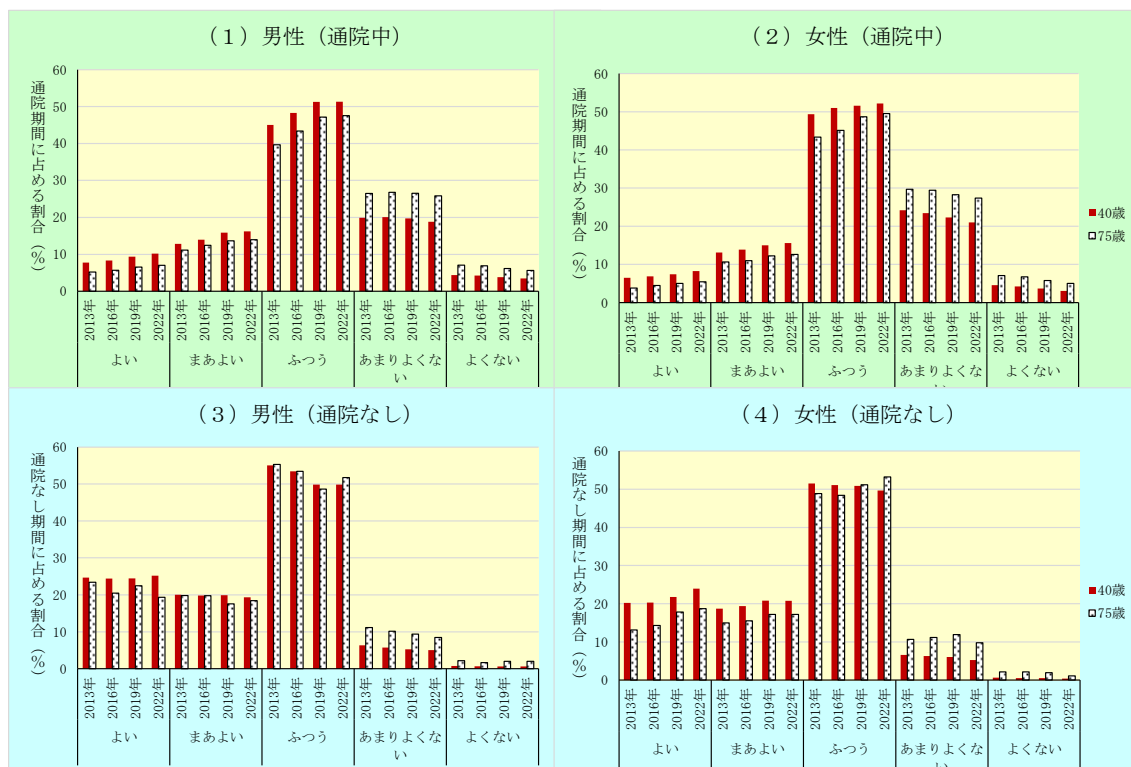


図 2. 主な傷病別平均通院期間の割合：2013～2022 年

さて、健康度は単に通院の有無だけでなく、その傷病の種類によっても異なると考えられる（別府・高橋 2015, 2018, 別府 2022, 2023）。そこで傷病別健康度の分析に入る前に、傷病別の平均通院期間について概観したい。以下では国民生活基礎調査から得られる「傷病」を用いて分析を行う。

なお、国民生活基礎調査から得られる傷病は選択肢から選ぶものであるが、2013 年以降では傷病の選択肢が同一となっている。そこで本稿では傷病のうち平均期間に占める割合の比較的大きな 28 の傷病を取り上げ、これらについて分析を行うこととする。なお、本分析で扱った傷病について 5 歳階級別の平均通院期間を参考表 1 に、健康度（3 区分）別の平均期間を参考表 2～4 に掲げた。

傷病別に平均通院期間に対する割合を 40 歳時点でみると（図 3）、最も長い期間を占めるのは男女とも高血圧症であり、通院期間に対して男性で 40%前後、女性でも 33%前後を占めているとともに、割合が上昇傾向にある。次に割合が大きいのは男性が糖尿病、女性は脂質異常症であり、3 番目は男性が脂質異常症、女性が腰痛症となっている。男女とも、糖尿病、脂質異常症は割合が上昇傾向であり、逆に女性の腰痛症は低下傾向である。

また、同割合を75歳時点でみると、最も長い期間を占めるのは男女とも高血圧症が突出しており、次いで糖尿病や腰痛症が高いという構造はほぼ同じである。しかし40歳と比較してこれらの傷病が占める割合は高くなっており、特に女性の関節症、腰痛症、骨粗しょう症の割合が大きくなっている。

ここで割合の大きな傷病を男女で比べると、高血圧症や脂質異常症、腰痛症は男女に共通してみられる。他方で男性では糖尿病のほか、脳卒中、狭心症・心筋梗塞といった循環器系の疾患、胃や肝臓などの疾患、痛風が特徴的であり、女性では関節症、骨粗しょう症といった筋骨格系の疾患、認知症が特徴的である。特に筋骨格系の疾患は高齢ほど割合が大きくなる傾向がある。こうした男女差は、男性は血管の老化、女性は筋骨格系の老化から進むという老年医学で得られた知見と一致する（鈴木 2012）。

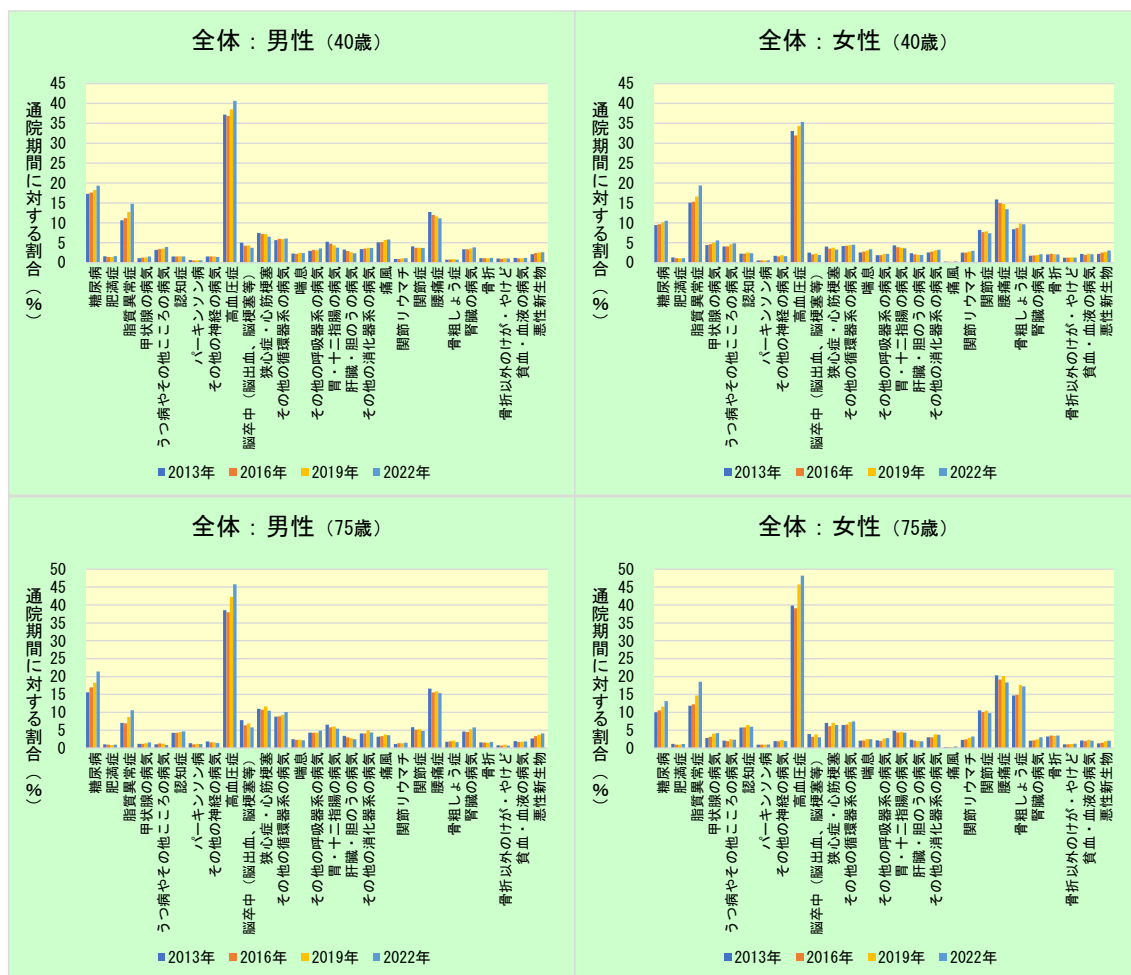


図3. 主な傷病別平均通院期間の割合：2013～2022年

さらに、傷病の種類による健康度を観察するため、40歳と75歳を対象に健康度が「比較的わるい」場合（図4）と「比較的よい」場合（図5）について比較したい。

図4から、主観的健康度が「比較的わるい」の平均通院期間に占める割合が特に大きい

傷病は、高血圧症と腰痛症であるが、全体（前掲図3）と比較して水準はやや下がる。他の傷病をみると、男性では糖尿病、脳卒中など循環器系の疾患、腰痛症、腎臓の病気の割合が高く、女性では脂質異常症、関節症、骨粗しょう症の割合が高い。また、40歳と比較して75歳ではこれら傷病の割合が傷病別にみると、高血圧症など循環器系の疾患や筋骨格系の疾患、認知症は高年齢になると割合が高まる傾向が見られる。

次に主観的健康度が「比較的よい」についてみると（図5）、平均通院期間に占める割合が大きい傷病は、高血圧症、糖尿病、脂質異常症であり、女性はこの他に腰痛症と骨粗しょう症が高くなっている。しかし他の傷病の割合は低く、高年齢の女性で腰痛症が高くなるものの、1割程度に留まっている。

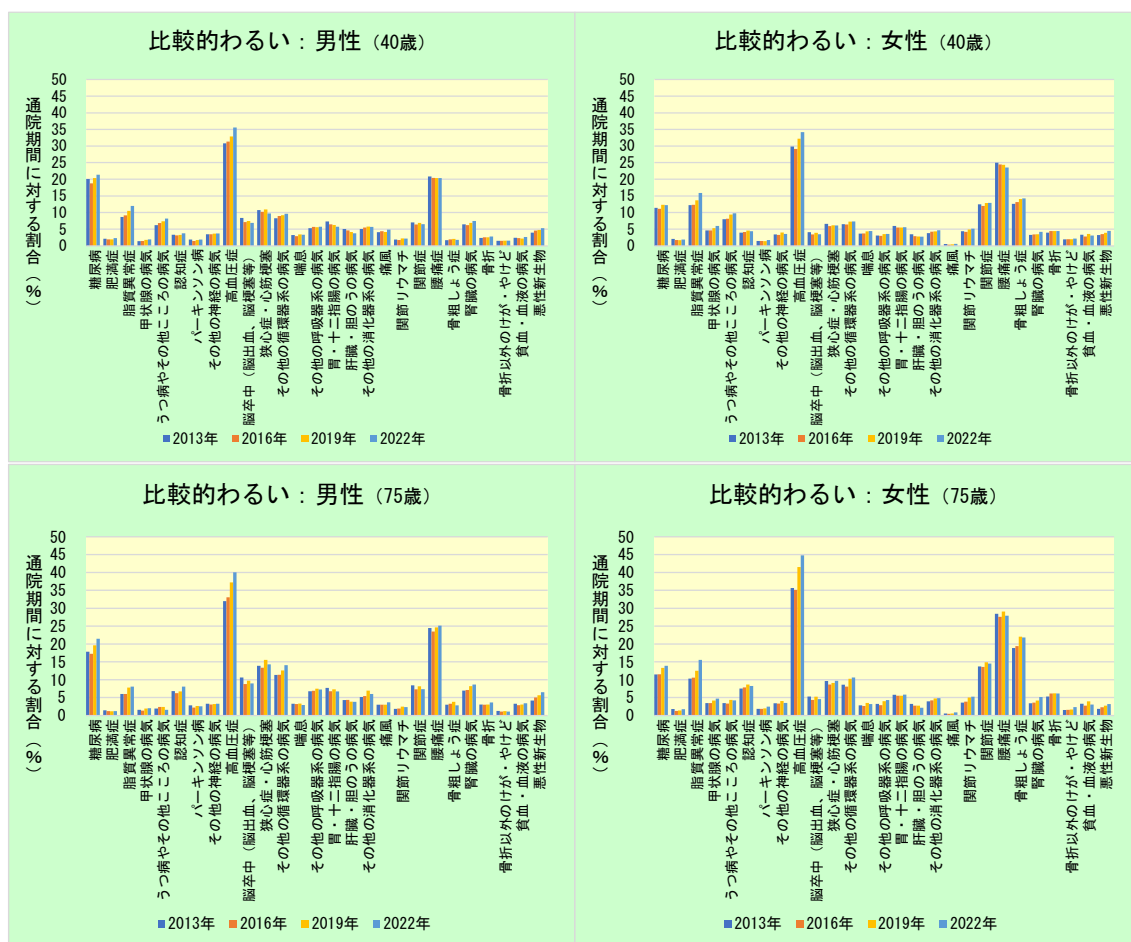


図4. 主な傷病別平均通院期間の割合（健康度：「あまりよくない」, 「よくない」の計）
：2013～2022年

ここで健康度について、「比較的わるい」を「比較的よい」と比べると（図6）、中央の0のラインより上側にある傷病もあり、必ずしも「比較的わるい」が全ての傷病で多くはない。高血圧症や脂質異常症の割合は「比較的よい」が「比較的わるい」よりも大きい。反対に認知症、脳卒中や狭心症といった循

環器系の疾患、関節症や腰痛症といった筋骨格系の疾患ではグラフが0のラインより下側となり、健康度が「比較的わるい」の割合が大きくなっている。

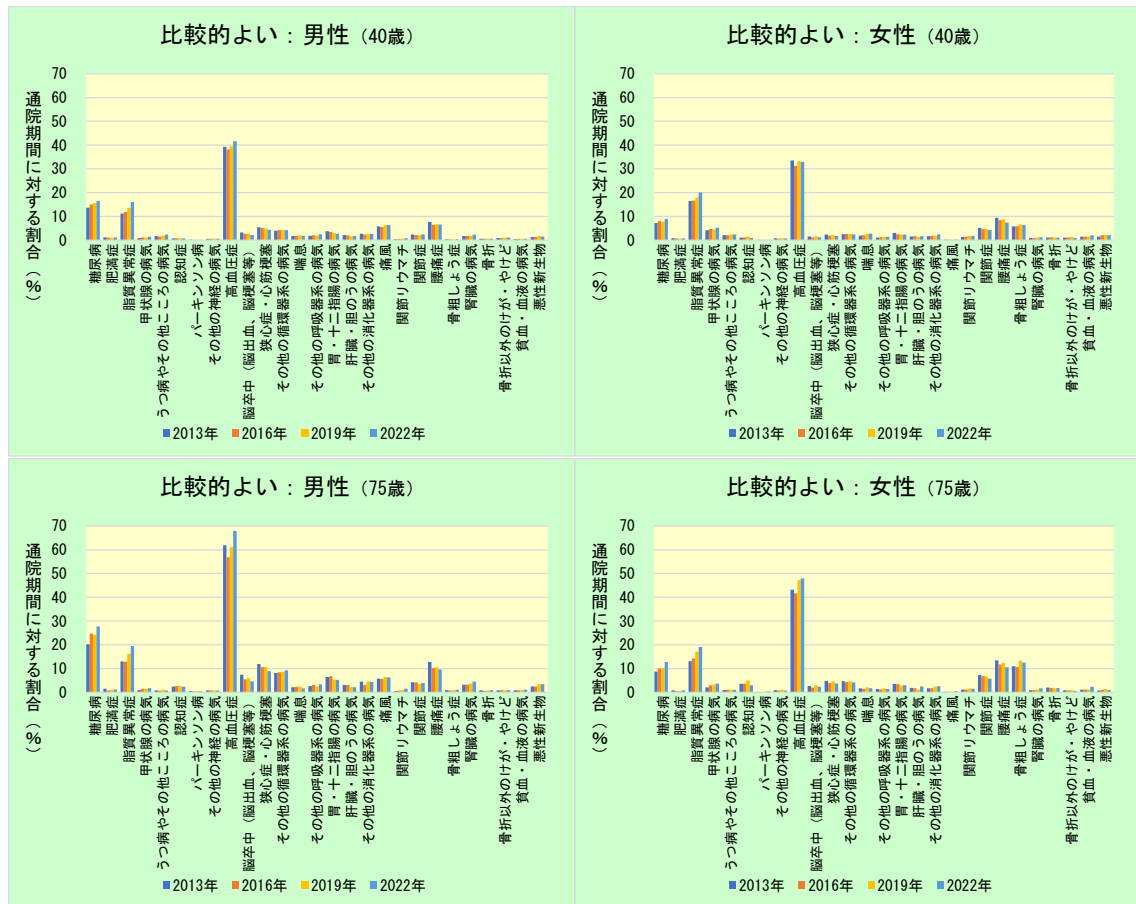
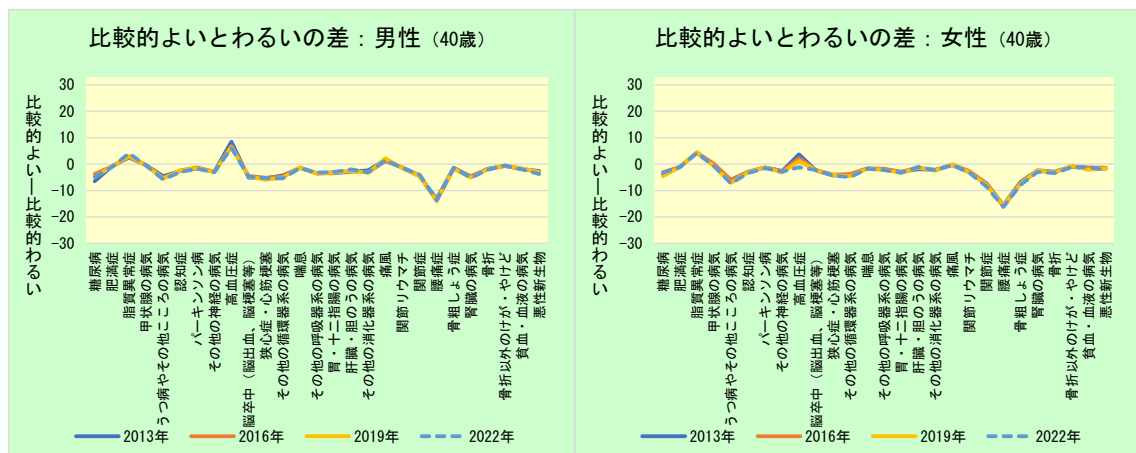


図5. 主な傷病別平均通院期間の割合（健康度：「よい」, 「まあよい」の計）：2013～2022年



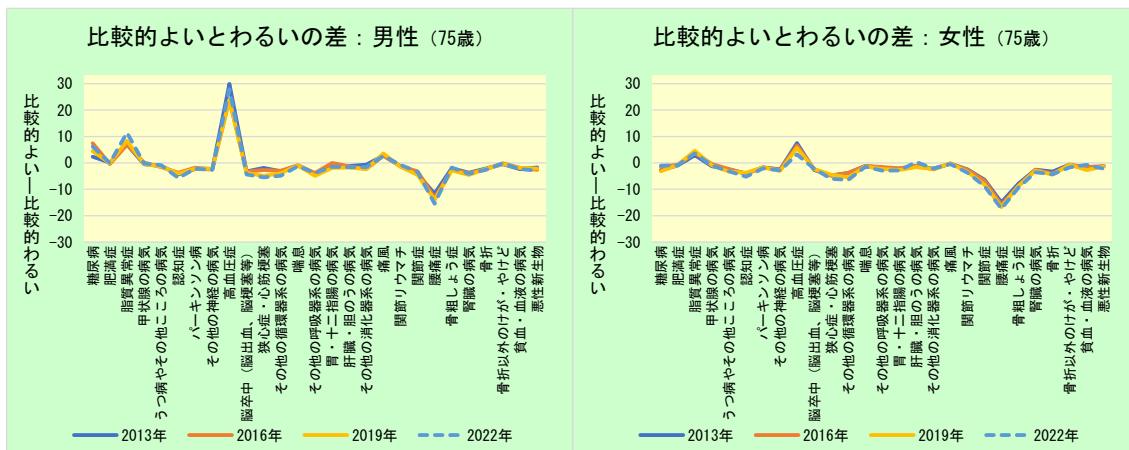


図6. 健康度が比較的良好と比較的低弱による主な傷病別平均通院期間の割合の差：2013～2022年

傷病別平均通院期間割合について、健康度が比較的良好から比較的低弱を差し引いた値。

ここまで行った平均通院期間に関する分析をまとめると、以下のようになる。第1に、時系列で見ると平均余命が伸長傾向にある中で通院期間も延びているが、通院しない期間は逆に短縮化していた。このことから「疾病の圧縮」は進んでいかなかった可能性が示唆される。第2に、40歳時点における平均通院期間の割合が大きな傷病を男女で比べると、男女とも高血圧症、糖尿病、脂質異常症、腰痛症の割合が高かった。他方、男性は狭心症・心筋梗塞など循環器系の疾患、痛風などで、女性は骨粗しょう症、関節症、甲状腺の病気などで、同割合が高くなる傾向がみられた。また筋骨格系の疾患や認知症は高齢になると急激に割合が高くなっていった。

健康度が「比較的良好」と「比較的低弱」を比べると、特に高血圧症は健康度の差は大きかった。「比較的良好」で高血圧症が多くなっているのは、高血圧症それ自体は日常生活にほとんど影響を与えないために健康度を左右する傷病になっていないからと考えられる。一方で特に関節症や腰痛症といった筋骨格系の疾患などといった多くの傷病は、苦痛を伴ったり生活機能を制限することが多いと考えられることから、健康度が悪い方が通院期間に対する割合が大きくなっていった。また、認知症や悪性新生物などを含めて「比較的良好」と「比較的低弱」で大きな差が見られなかったのは、こうした傷病が悪化した際には施設や病院へ入り、調査の対象から抜けていることが考えられる。

以上から、特に高齢での通院は主に循環器系の疾患、糖尿病、認知症、筋骨格系の疾患が多いと言える。これらの疾患を予防・回避できるようになるか否かは、平均受療期間を短縮させ、健康的に生活できる時間を増していく上で重要な鍵となるだろう（別府・高橋 2014, 2015）。

4. まとめと今後の課題

この研究では2013年から2022年までを対象に、健康構造の視点から死亡率低下の背景を探ることを目的として、傷病の種類と主観的健康度の両者について調査が行われている

『国民生活基礎調査』を基に分析を行った。同調査の対象外である「施設等の人口」については別途推定を行い、分析から分離することで日本の健康について扱えるよう試みた。その上で年齢別通院割合、傷病別の平均通院期間ならびに主観的健康度を考慮した傷病別平均通院期間を算出し、以下の点が明らかになった。

第1に施設等の割合を推定した結果、病院への入院および社会施設への入所のいずれも、高年齢になるほど高くなることが年次・男女に共通して示された。今回作成した健康生命表から得られた平均通院期間をみると、男女とも、平均余命が延びている中で通院中の期間はいずれの年齢においても延びている一方、通院しない期間は男女とも大きく短縮していること、また平均余命に対する割合は高年齢ほど通院期間の割合が大きく、この傾向は特に男性で強いことが示された。このことから「疾病の圧縮」は進んでいかなかった可能性が示唆される。

第2に、健康度別にみると、通院中と通院なしのいずれにおいても健康度が「ふつう」の割合が最も高かった。また、2013年から2022年にかけての健康状態はほぼ全年齢で健康状態が「比較的よい」とする期間が伸長していた。同時に、「比較的わるい」はほぼ全年齢で短縮傾向が見られることから、この期間に国民の健康度は改善されてきているといえるだろう。ただし、70歳以上といった高年齢においては、健康度が改善しているとは言え、「比較的わるい」期間が「比較的よい」期間を上回っており、この差は高年齢ほど大きくなっている。高年齢における健康度にはさらなる改善の余地があるだろう。

第3に、平均通院期間に占める割合を傷病別に分析した結果、男女とも高血圧症、糖尿病、脂質異常症、腰痛症の割合は共通して大きい一方、男性は狭心症・心筋梗塞など循環器系の疾患、痛風などで、女性は骨粗しょう症、関節症、甲状腺の病気などで、同割合が大きくなる傾向がみられた。また筋骨格系の疾患や認知症は高年齢になると割合が大きくなっていった。健康度「比較的よい」と「比較的わるい」について比較すると、特に高血圧症は「比較的よい」において男女・いずれの年齢とも通院期間に占める割合が大きく、反対に糖尿病、狭心症・心筋梗塞、腰痛症、関節症、骨粗しょう症は、健康度「比較的わるい」において割合が高かった。「比較的よい」における高血圧症などの傷病は直接もしくはすぐに日常生活に対する制限が少ないため、主観的健康度に与える影響が限定的になっているものとみられる。しかしながら、高血圧症はこれを直接の死因とする死亡率はあまり高くないものの、脳血管疾患や虚血性心疾患、腎臓の疾患等を合併しやすく、本稿からもこれら循環器系の疾患を持っていると健康度が低い傾向が示されている。したがって、これらの疾患を予防することができれば、単に生存期間を延ばすのみならず、平均健康期間を延ばすことにもなるだろう。こうした結果のうち、通院者割合が高年齢で低下することや疾病の構造などは筆者が「患者調査」を用いて行ってきた分析結果と整合的である（別府・高橋2014, 2015）。

最後に、本研究に残されているいくつかの課題について言及したい。課題の第1は、社会福祉施設の入所者、長期入院者についての推定方法である。本稿では試行的な分析とい

うこともあり、国勢調査から得られる施設等の人口を補間することにより推定しているが、この手法には改善の余地があるだろう。課題の第2として、疾病と症状のより詳細な把握である。発熱や咳、腰痛など、症状には健康度や日常生活機能 ADL の低下を招く。調査票の設計から症状を傷病毎に分析は出来ないが、症状、傷病と健康度の関係について検討することが必要であろう。

表 1. 平均余命, 施設等への入院・入所, 通院の有無別平均期間: 2013~2022年

男女/ 年齢	平均余命						施設・病院等への入院・入所中						入院・入所なし																
	2013年	2016年	2019年	2022年	2013年	2016年	2019年	2022年	うち病院等	うち施設等	うち社会施設等	2013年	2016年	2019年	2022年	2013年	2016年	2019年	2022年	2013年	2016年	2019年	2022年	2013年	2016年	2019年	2022年		
【男性】	41.24	41.92	42.30	41.98	1.06	1.11	1.05	1.00	0.30	0.28	0.26	0.23	0.68	0.76	0.72	0.70	40.19	40.81	41.25	40.98	19.59	12.53	12.12	11.50	18.04	20.59	21.74	22.92	22.94
40	31.88	32.50	32.84	32.52	0.99	1.04	0.98	0.94	0.29	0.26	0.25	0.22	0.65	0.73	0.69	0.67	30.89	31.46	31.85	31.58	12.53	12.12	11.50	11.29	18.36	20.59	21.74	22.92	22.94
50	19.03	19.52	19.78	19.45	0.90	0.95	0.88	0.84	0.24	0.22	0.21	0.19	0.64	0.71	0.65	0.62	18.13	18.57	18.89	18.61	5.17	4.93	4.52	4.47	12.96	13.65	14.37	14.14	14.14
65	11.66	12.11	12.34	12.06	0.86	0.91	0.83	0.77	0.20	0.19	0.18	0.16	0.65	0.72	0.64	0.60	10.80	11.19	11.51	11.28	2.47	2.32	2.20	2.21	8.34	8.87	9.31	9.07	9.07
85	6.03	6.23	6.40	6.22	0.86	0.92	0.77	0.73	0.16	0.15	0.14	0.13	0.70	0.77	0.63	0.60	5.17	5.31	5.62	5.49	1.04	0.93	0.99	0.99	4.13	4.38	4.64	4.50	4.50
【女性】	47.25	47.79	48.09	47.79	2.33	2.44	2.11	1.98	0.43	0.39	0.36	0.34	1.89	2.04	1.75	1.63	44.93	45.35	45.97	45.81	19.14	12.35	12.36	12.96	18.68	25.79	26.21	26.36	27.12
40	37.67	38.18	38.47	38.17	2.31	2.43	2.10	1.96	0.42	0.39	0.35	0.34	1.89	2.03	1.74	1.62	35.36	35.75	36.37	36.21	12.35	12.36	12.96	12.20	23.01	23.40	23.41	24.01	24.01
50	23.90	24.35	24.60	24.32	2.32	2.43	2.08	1.95	0.39	0.36	0.33	0.31	1.92	2.07	1.75	1.63	21.58	21.83	22.52	22.37	5.18	5.21	5.59	5.13	16.40	16.72	16.93	17.24	17.24
65	15.31	15.73	15.94	15.69	2.34	2.46	2.09	1.95	0.36	0.33	0.30	0.29	1.98	2.13	1.79	1.66	12.97	13.27	13.86	13.74	2.47	2.52	2.75	2.47	10.50	10.75	11.11	11.27	11.27
85	8.09	8.37	8.49	8.30	2.26	2.38	1.93	1.83	0.29	0.27	0.24	0.23	1.96	2.11	1.69	1.60	5.84	5.99	6.56	6.47	0.96	0.99	1.09	0.90	4.88	5.00	5.47	5.47	5.47

厚生労働省「国民生活基礎調査」より筆者作成。平均余命は国立社会保障・人口問題研究所「死亡データベース」(ver.004_004)による。

入院・入所者は、病院・診療所又は介護施設等に入院又は入所している者。

通院者は、世帯員(施設等)に在る者を除く)のうち、病状やけがで病院や診療所等に通っている者。

表 2. 平均余命に占める入院・入所, 通院の有無別期間の割合: 2013~2022年

男女/ 年齢	施設・病院等への入院・入所中						入院・入所なし																				
	2013年	2016年	2019年	2022年	うち病院等	うち施設等	2013年	2016年	2019年	2022年	2013年	2016年	2019年	2022年	2013年	2016年	2019年	2022年									
【男性】	2.6	2.6	2.5	2.4	0.7	0.7	0.6	0.6	0.6	0.6	1.7	1.7	1.7	1.7	47.5	47.5	47.5	47.5	45.5	45.5	43.3	43.0	49.9	51.9	54.2	54.7	54.7
40	3.1	3.2	3.0	2.9	0.9	0.8	0.7	0.7	0.7	0.7	2.1	2.1	2.1	2.1	39.3	39.3	39.3	39.3	37.3	37.3	35.0	34.7	57.6	59.5	62.0	62.4	62.4
50	4.7	4.9	4.5	4.3	1.3	1.1	1.1	1.0	1.0	1.0	3.4	3.6	3.3	3.2	25.2	25.2	25.2	25.2	25.2	25.2	22.9	23.0	68.1	69.9	72.7	72.7	72.7
65	7.4	7.6	6.7	6.4	1.7	1.5	1.4	1.3	1.3	1.3	5.6	5.9	5.2	5.0	92.6	92.6	92.6	92.6	92.6	92.6	19.2	18.4	71.5	73.2	75.4	75.2	75.2
85	14.3	14.7	12.1	11.8	2.6	2.4	2.2	2.1	2.1	2.1	11.7	12.3	9.9	9.6	88.2	88.2	88.2	88.2	85.3	85.3	15.4	15.9	68.5	70.4	72.5	72.3	72.3
【女性】	4.9	5.1	4.4	4.1	0.9	0.8	0.7	0.7	0.7	0.7	4.0	4.3	3.6	3.4	95.1	94.9	95.6	95.9	40.5	40.5	40.8	39.1	54.6	54.9	54.8	56.8	56.8
40	6.1	6.4	5.5	5.1	1.1	1.0	0.9	0.9	0.9	0.9	5.0	5.3	4.5	4.2	93.9	93.6	94.5	94.9	32.8	32.4	33.7	31.9	61.1	61.3	60.9	62.9	62.9
50	9.7	10.0	8.5	8.0	1.6	1.5	1.3	1.3	1.3	1.3	8.0	8.5	7.1	6.7	90.3	90.0	91.5	92.0	21.4	21.4	22.7	21.1	68.6	68.7	68.8	70.9	70.9
65	15.3	15.6	13.1	12.4	2.3	2.1	1.9	1.8	1.8	1.8	12.9	13.5	11.2	10.6	84.7	84.4	86.9	87.6	16.1	16.0	17.2	15.7	68.6	68.4	69.7	71.8	71.8
85	27.9	28.4	22.7	22.1	3.6	3.2	2.8	2.8	2.8	2.8	24.2	25.2	19.9	19.3	77.9	77.3	77.9	77.9	11.9	11.9	12.8	10.8	60.3	59.7	64.4	67.1	67.1

表 1 による。

参考表 1. 平均余命, 入院等の有無別平均期間および傷病別平均通院期間 (全健康意識) : 2013~2022 年

男女/ 年齢	【2013年・全健康意識】		【2016年・全健康意識】	
	平均余命 入院・入院 入所 総数	入院・入院 通院 なし 総数	平均余命 入院・入院 入所 総数	入院・入院 通院 なし 総数
全体	41.24	19.59	40.19	19.07
【男性】	44.25	19.14	44.93	19.14
【女性】	38.09	15.17	35.44	14.96
40	42.43	15.59	41.11	15.59
45	36.51	9.38	35.48	9.38
50	31.88	6.27	30.89	6.27
55	27.40	4.60	26.44	4.60
60	23.09	3.13	22.16	3.13
65	19.03	2.30	18.17	2.30
70	15.22	1.61	14.34	1.61
75	11.66	1.04	10.80	1.04
80	8.52	0.65	7.67	0.65
85	6.03	0.41	5.17	0.41
90	4.43	0.26	3.89	0.26
95	3.24	0.17	2.95	0.17
100	2.33	0.11	1.95	0.11
105	1.65	0.06	1.44	0.06
110	1.19	0.04	1.05	0.04
115	0.83	0.03	0.75	0.03
120	0.55	0.02	0.52	0.02
125	0.37	0.01	0.36	0.01
130	0.26	0.01	0.25	0.01
135	0.18	0.00	0.18	0.00
140	0.12	0.00	0.12	0.00
145	0.08	0.00	0.08	0.00
150	0.05	0.00	0.05	0.00
155	0.04	0.00	0.04	0.00
160	0.03	0.00	0.03	0.00
165	0.02	0.00	0.02	0.00
170	0.01	0.00	0.01	0.00
175	0.01	0.00	0.01	0.00
180	0.01	0.00	0.01	0.00
185	0.01	0.00	0.01	0.00
190	0.00	0.00	0.00	0.00
195	0.00	0.00	0.00	0.00
200	0.00	0.00	0.00	0.00

参考表 2. 入院等の無い平均期間および傷病別平均通院期間 (よい+まあよい) : 2013~2022 年

Table with columns for age, sex, average length of stay, hospitalization, and various medical conditions. The table is split into two sections for males and females, with data points for each age group from 40 to 85.

Table with columns for age, sex, average length of stay, hospitalization, and various medical conditions. This section continues the data from the previous table, specifically for the 'よい+まあよい' category, with data points for each age group from 40 to 85.

厚生労働省「国民生活基礎調査」より筆者作成。平均余命は国立社会保障・人口問題研究所「長寿データベース」(ver.004_004)による。

参考表 2. 入院等の無い平均期間および傷病別平均通院期間(よい+まあよい) : 2013~2022 年 (続き)

男女/ 年齢	(2019年, よい+まあよい)		入院・入院なし		入院中		入院・入院なし		(2022年, よい+まあよい)	
	平均入院 全体	平均入院 全体	総数	入院 なし	通院中 の傷病	入院 なし	通院中 の傷病	総数	入院 なし	通院中 の傷病
【男性】										
40	13.91	8.13	5.78	0.90	0.05	0.78	0.07	0.11	0.05	0.04
45	11.84	6.43	5.41	0.90	0.05	0.78	0.07	0.11	0.05	0.04
50	9.92	4.95	4.97	0.88	0.05	0.74	0.06	0.10	0.05	0.04
55	8.18	3.70	4.48	0.85	0.05	0.70	0.06	0.07	0.05	0.04
60	6.52	2.64	3.88	0.80	0.04	0.62	0.05	0.06	0.05	0.04
65	5.08	1.85	3.23	0.72	0.03	0.52	0.04	0.04	0.05	0.04
70	3.86	1.29	2.56	0.59	0.02	0.41	0.03	0.03	0.04	0.03
75	2.76	0.88	1.88	0.45	0.02	0.30	0.03	0.02	0.05	0.02
80	1.81	0.57	1.24	0.30	0.01	0.18	0.02	0.01	0.05	0.01
85	1.08	0.35	0.73	0.18	0.01	0.10	0.01	0.01	0.04	0.01
【女性】										
40	14.26	8.34	5.92	0.46	0.04	1.06	0.26	0.14	0.09	0.01
45	12.22	6.70	5.53	0.45	0.04	1.06	0.24	0.12	0.09	0.01
50	10.38	5.28	5.10	0.44	0.03	1.03	0.22	0.09	0.09	0.01
55	8.64	4.04	4.60	0.42	0.03	0.99	0.19	0.07	0.09	0.01
60	7.09	3.14	3.97	0.38	0.03	0.92	0.16	0.05	0.09	0.01
65	5.69	2.37	3.27	0.35	0.02	0.82	0.12	0.04	0.09	0.01
70	4.14	1.48	2.68	0.28	0.02	0.54	0.08	0.03	0.09	0.01
75	2.88	0.96	1.79	0.21	0.01	0.33	0.06	0.02	0.10	0.01
80	1.81	0.57	1.24	0.12	0.01	0.19	0.04	0.01	0.09	0.00
85	1.05	0.31	0.74	0.07	0.00	0.12	0.03	0.01	0.07	0.00
【男性】										
40	14.08	8.03	6.06	1.00	0.07	0.97	0.08	0.14	0.04	0.01
45	12.00	6.32	5.68	1.00	0.07	0.97	0.08	0.14	0.04	0.01
50	10.05	4.86	5.20	0.97	0.07	0.94	0.07	0.11	0.04	0.01
55	8.24	3.67	4.67	0.92	0.06	0.87	0.07	0.08	0.04	0.01
60	6.71	2.55	3.91	0.82	0.05	0.76	0.06	0.04	0.04	0.01
65	5.31	1.85	3.21	0.77	0.04	0.66	0.05	0.04	0.04	0.01
70	3.83	1.25	2.59	0.65	0.03	0.52	0.04	0.03	0.05	0.01
75	2.74	0.84	1.90	0.53	0.02	0.37	0.03	0.01	0.04	0.01
80	1.83	0.54	1.29	0.38	0.01	0.25	0.03	0.01	0.05	0.01
85	1.07	0.31	0.76	0.25	0.01	0.15	0.02	0.01	0.04	0.00
【女性】										
40	14.81	8.35	6.46	0.58	0.04	1.30	0.34	0.16	0.06	0.01
45	12.68	6.66	6.02	0.57	0.04	1.28	0.31	0.12	0.06	0.01
50	10.74	5.18	5.55	0.55	0.04	1.26	0.28	0.10	0.06	0.01
55	8.98	3.93	5.05	0.52	0.04	1.19	0.25	0.08	0.06	0.01
60	7.28	2.88	4.40	0.49	0.03	1.06	0.21	0.07	0.06	0.01
65	5.65	2.03	3.62	0.43	0.03	0.85	0.16	0.05	0.06	0.01
70	4.21	1.38	2.84	0.35	0.02	0.62	0.12	0.03	0.06	0.01
75	2.92	0.89	2.04	0.26	0.02	0.39	0.08	0.02	0.06	0.01
80	1.83	0.51	1.32	0.17	0.01	0.20	0.04	0.01	0.06	0.01
85	1.07	0.25	0.82	0.11	0.00	0.10	0.02	0.00	0.05	0.00

厚生労働省「国民生活基礎調査」より筆者作成。平均寿命は国立社会保障・人口問題研究所「邦七データベース」(ver.004.000)による。

[参考文献]

- Fries, James F. (1980) “Aging, natural death, and the compression of morbidity”, *New England Journal of Medicine*, Vol. 303, pp.130-135.
- Jagger C, Cox, B, Le Roy S, EHEMU (2007) *Health Expectancy Calculation by the Sullivan Method: A Practical Guide, 3rd edition*, EHEMU Technical Report September 2006.
- Jagger, Carol and Jean-Marie Robine (2011) “Healthy Life Expectancy”, R.G. Rogers, E.M. Crimmins (eds.), *International Handbook of Adult Mortality*, Springer: New York.
- Kramer, M. (1980) “The Rising Pandemic of Mental Disorders and Associated Chronic Diseases and Disabilities”, *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 62 (suppl. 285), pp.382-397.
- Siegel, Jacob. S. and David A. Swanson (2004) *The Methods and Materials of Demography*, Second Edition, Elsevier Academic Press: New York.
- Sullivan, D.F. (1971) “A single index of mortality and morbidity”, *HSMHA Health Reports*, Vol. 86, No. 4, pp.347-354.
- United Nations, (2022), *World Population Prospects: The 2022 Revision*, United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division.
- World Health Organization. (1948) *Constitution of the World Health Organization*, WHO: Geneva.
- World Health Organization. (2014) *WHO methods for life expectancy and healthy life expectancy*, WHO: Geneva.
- 尾島俊之 (2015) 「健康寿命の算定方法と日本の健康寿命の現状」『心臓』Vol.47 No.1, pp.4-8.
- 小泉明 (1985) 「人口と寿命は何によって定まるか」小泉明 (編) 『人口と寿命』東京大学出版会, pp.1-33.
- 国民生活審議会調査部会編 (1974) 『社会指標—よりよい暮らしへの物さし—』大蔵省印刷局.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2024) 『人口統計資料集 2024』人口問題研究資料第 348 号, 国立社会保障・人口問題研究所.
- 厚生労働省 (2012) 「第34回厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会」配付資料 (2012.6.1).
- 厚生労働省 (2014) 「厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会 第2回健康日本21 (第二次) 推進専門委員会」配付資料 (2014.10.01) .
- 厚生労働省 (2017) 『平成 29 年版厚生労働白書』日経印刷.
- 厚生労働省 (2020) 『厚生労働白書』厚生労働省.
- 齋藤安彦 (1999) 『健康状態別余命』日本大学人口研究所 研究報告シリーズ No. 8.
- 齋藤安彦 (2001) 「健康状態別余命の年次推移: 1992 年・1995 年・1998 年」『人口問題研究』Vol. 57, No. 4, pp.31-50.
- 鈴木隆雄 (2012) 『超高齢社会の基礎知識』講談社現代新書.
- 高橋重郷・別府志海 (2012) 「人口高齢化と健康構造の変化」『わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する人口学的研究 (第 1 報告)』(所内研究報告 第42号), 国立社会保障・人口問題研究所, pp. 43-60.
- 橋本修二 (編) (2012) 厚生労働科学研究「健康寿命における将来予測と生活習慣病対策の費用対効果に関する研究」(研究代表者 橋本修二) .

- 林玲子（2015）「寝たきり率の吟味と健康寿命の推移日本における 1970 年代からの動向」『長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究（第 1 報告）』（所内研究報告 第 57 号），国立社会保障・人口問題研究所，pp. 43-59.
- 林玲子（2018）「施設人口を考慮した健康寿命の動向」『人口問題研究』Vol. 74, No. 2, pp. 118-128.
- 別府志海・高橋重郷（2013）「日本の健康構造と健康寿命の動向」『わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する人口学的研究（第 2 報告）』（所内研究報告 第 46 号），国立社会保障・人口問題研究所，pp. 31-53.
- 別府志海・高橋重郷（2014）「日本の傷病別平均受療期間の推定」『わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する人口学的研究（第 3 報告）』（所内研究報告 第 50 号），国立社会保障・人口問題研究所，pp. 35-62.
- 別府志海・高橋重郷（2015a）「疾病構造と平均健康期間・平均受療期間の人口学的分析－疾病構造別にみたライフスパン－」『人口問題研究』Vol. 71, No. 1, pp. 28-47.
- 別府志海・高橋重郷（2015b）「日本の傷病別平均受療期間の推定」『長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究（第 1 報告）』（所内研究報告 第 57 号），国立社会保障・人口問題研究所，pp. 61-82.
- 別府志海・高橋重郷（2016）「傷病と健康からみた通院期間の分析：2001，2013 年」『長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究（第 2 報告）』（所内研究報告 第 63 号），国立社会保障・人口問題研究所，pp. 45-62.
- 別府志海・高橋重郷（2017）「日本の傷病別平均受療期間の推定：1999～2014 年」『長寿化・高齢化の総合的分析及びそれらが社会保障等の経済社会構造に及ぼす人口学的影響に関する研究（第 3 報告）』（所内研究報告 第 70 号），国立社会保障・人口問題研究所，pp. 79-101.
- 別府志海・高橋重郷（2018）「傷病と主観的健康観の関係からみた健康期間の分析：2001，2013 年」『人口問題研究』Vol. 74, No. 2, pp.143-163.
- 別府志海（2021）「日本の健康寿命」，金子隆一・石井太編『長寿・健康の人口学』原書房，pp.43-65.
- 別府志海（2022）「主観的健康感と傷病の関係からみた健康期間の分析：2007，2013，2019 年」『人口問題研究』Vol. 78, No. 4, pp.528-548.
- 別府志海（2023）「健康度別傷病期間の分析：2007，2019 年」『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（2022 年度報告書）』（所内研究報告 第 101 号），国立社会保障・人口問題研究所，pp. 69-87.
- 山口扶弥・梯正之（2001）「高齢者の平均自立期間および要介護期間に関連する諸要因の分析」『人口問題研究』Vol. 57, No. 4, pp.51-67.

高齢者介護におけるショートステイサービスの長期利用及び看取り利用にかかる量的研究に向けた予備的分析

国立社会保障・人口問題研究所

泉田信行

1. はじめに

本稿は、公的介護保険における居宅介護サービスのひとつであるショートステイサービス利用のうち、長期連続利用と看取り利用の現状について既存統計を用いて実態把握を行い、介護保険レセプトデータ等によってさらに実証的に検討するべき点を明らかにすることを目的とする。

公的介護保険制度におけるショートステイ（短期入所生活介護）とは介護保険法（平成九年法律第百二十三号）第八条第九項において「この法律において「短期入所生活介護」とは、居宅要介護者について、老人福祉法第五条の二第四項の厚生労働省令で定める施設又は同法第二十条の三に規定する老人短期入所施設に短期間入所させ、当該施設において入浴、排せつ、食事等の介護その他の日常生活上の世話及び機能訓練を行うこと」と規定されている。

また、サービスの基本方針は、指定居宅サービス等の事業の人員、設備及び運営に関する基準（平成十一年厚生省令第三十七号）第百二十条によって、「要介護状態となった場合においても、その利用者が可能な限りその居宅において、その有する能力に応じ自立した日常生活を営むことができるよう、入浴、排せつ、食事等の介護その他の日常生活上の世話及び機能訓練を行うことにより、利用者の心身の機能の維持並びに利用者の家族の身体的及び精神的負担の軽減を図るものでなければならない。」とされている。

さらに、同基準第百二十六条は「利用者の心身の状況により、若しくはその家族の疾病、冠婚葬祭、出張等の理由により、又は利用者の家族の身体的及び精神的な負担の軽減等を図るために、一時的に居宅において日常生活を営むのに支障がある者を対象」とサービスの利用条件・対象者を定めている。

短期入所生活介護の利用にあたっては、指定居宅サービスに要する費用の額の算定に関する基準（平成十二年二月十日厚生省告示第十九号）別表において、「利用者が連続して30日を超えて指定短期入所生活介護を受けている場合においては、30日を超える日以降に受けた指定短期入所生活介護については、短期入所生活介護費は、算定しない。」とされている。また、短期入所生活介護及び短期入所療養介護を利用する日数については、要介護認定の有効期間のおおむね半数を超えないようにしなければならないとされているⁱ。ただし、この基準個々の利用者の心身の状況やその置かれている環境等の適切な評価に基づき、在宅生活の維持のための必要性に応じて弾力的に運用することが可能であり、機械的な運用

を求めるものではないともされているⁱⁱ。

このような制度の規定の中で、ショートステイのロング利用とも言われる状況が生起している。すなわち、一回につき連続して30日未満の日数までの利用が想定されているショートステイサービスの利用において、自費負担も含みながら31日以上連続して利用が行われている場合がある。三菱UFJリサーチ&コンサルティング(2020)は、ショートステイの利用状況について事業者、当該事業者の利用者およびその家族介護者への調査を実施しているが、事業所票の結果から、調査対象となった事業所の利用者総数39,375人に対して、連続利用日数が31日以上の方は3,396人(8.6%)という結果を示した。

このショートステイのロング利用がなぜ行われるのかについての統計的な検証は、Moriyama, et.al, (2018)、三菱UFJリサーチ&コンサルティング(2020)、Hagiwara and Hisanaga (2022)があるが、本稿の以下の分析で吟味されるとおり、いずれも決定的なものではない。また、そもそも短期の利用が前提であるショートステイを長期間利用するロング利用は、何らかの充足されない介護ニーズの存在を反映するのも知れない。

以下においては公表統計の記述的な分析から、ショートステイサービスの利用動向についての基本的な実態を確認した上で、ショートステイ利用者が利用ニーズの高い群と低い群に分けられる可能性が示される。さらに、特別養護老人ホームへの入所待機待ちとショートステイの利用が密接な関係にあることも示される。その上で、先行研究を踏まえた考察から、特別養護老人ホームへの入所待機待ちがロング利用のひとつの理由であることが吟味される。しかしながら決定的な分析を欠いていることが論じられる。ショートステイのロング利用がある場合には結果として看取りの対応を取る必要性が出てくると考えられる。現状ではその頻度は大きくないとも考えられるが、この点についてもより正確な実態把握が必要であることが以下で論じられる。これらの検討からショートステイのロング利用や看取り利用について介護保険レセプトデータを用いたより包括的な分析が必要であることを指摘する。なお、ショートステイの先行研究については、口村(2010)及び口村(2023)という包括的なものがあるため、本稿での考察においてはショートステイのロング利用、看取り利用に焦点化して検討を行った。

本稿は以下において次のように構成される。次節においてはショートステイの制度化の歴史について簡単にまとめられる。第3節においては公表統計によるショートステイ利用の記述的な分析が与えられる。第4節においては文献検討も含めた考察が行われ、結語が与えられる。

2. ショートステイの制度化

ショートステイの制度化の始まりは1977年11月の中央社会福祉審議会老人福祉専門分科会による意見具申「今後の老人ホームのあり方について」にある。そこでは、老人ホーム機能の地域開放が謳われたⁱⁱⁱ。地域開放の具体的な方策として短期収容事業(ショートステイ事業)が食事サービス事業、機能回復訓練事業、入浴サービス事業とともに掲げられた。

これを受けて厚生省では寝たきり老人短期保護事業（ショートステイ事業）を在宅福祉施策として具体化した（厚生省五十年史編集委員会 1988；p.1780）^{iv}。具体的には「ねたきり老人を介護している家族が疾病・出産・事故等の特別の理由によって家庭で介護することが困難になった場合に、一時的に特別養護老人ホームで保護しようとする事業である。対象者は65歳以上の身体上又は精神上著しい欠陥があるため常時の介護を要する者で、保護の期間は7日以内で全国56か所で実施される」と説明されている（厚生省 1978）

1985年に「在宅老人短期保護事業」に名称が変更され、1) 私的理由（介護者の疲れによる急用、旅行等）の場合にも利用できるようにすること、2) 対象を寝たきり老人だけでなく虚弱老人にも拡大すること、3) 実施施設を特養だけでなく養護老人ホームにも拡大すること、という制度改正が行われた（厚生省の指標編集部 2017）。

1990年の老人福祉法の改正により、同法第五条の二第4項において、「この法律において、「老人短期入所事業」とは、第十条の三第一項第三号の措置に係る者を同号の厚生省令で定める施設に短期間入所させ、養護する事業（老人短期入所施設に係るものを除く。）をいう。」として老人短期入所事業が法的に位置づけられた。なお、老人短期入所施設は同法第二十条の三において「第十条の三第一項第三号の措置に係る者を短期間入所させ、養護することを目的とする施設」として位置づけられた。その後、介護保険制度の実施によりその給付の対象となった。

3. ショートステイの利用状況

本節では、厚生労働省政策統括官付参事官付社会統計室による『介護給付費等実態統計』等（ここでは、『介護給付費等実態調査』（2003年～2014年）、『介護給付費等実態調査』（2015年～2017年）、『介護給付費等実態統計』（2018年～）を指すこととする）などの既存統計を用いてショートステイサービスの利用状況の実態を把握していく。

図1は公的介護保険実受給者数（総数）と公的介護保険実受給者数（短期入所生活介護）それぞれの年次推移を示したものである。なお、実受給者数は受給者について名寄せをして得た数値であるが、期間中に被保険者番号の変更があった場合には、別受給者として計上している。短期入所生活介護の受給者数は2006年にやや減少したが、2019年まで増加してきた。コロナ禍に直面した2020年に大きく減少し、その後回復基調にある。

介護福祉施設サービス実受給者数と短期入所生活介護の実受給者数それぞれの2003年の値をそれぞれ100とし、時系列推移を観察したのが図2である。2005年から2006年にかけて介護福祉施設サービス実受給者数は微減し、短期入所生活介護実受給者数の伸びがゼロとなったが、その後は順調に増加してきた。短期入所生活介護実受給者数は2018年に171.1千人とピークを迎え、その後新型コロナウイルス感染症の蔓延により減少し、2020年に145.6千人となった。その後は回復傾向にある。

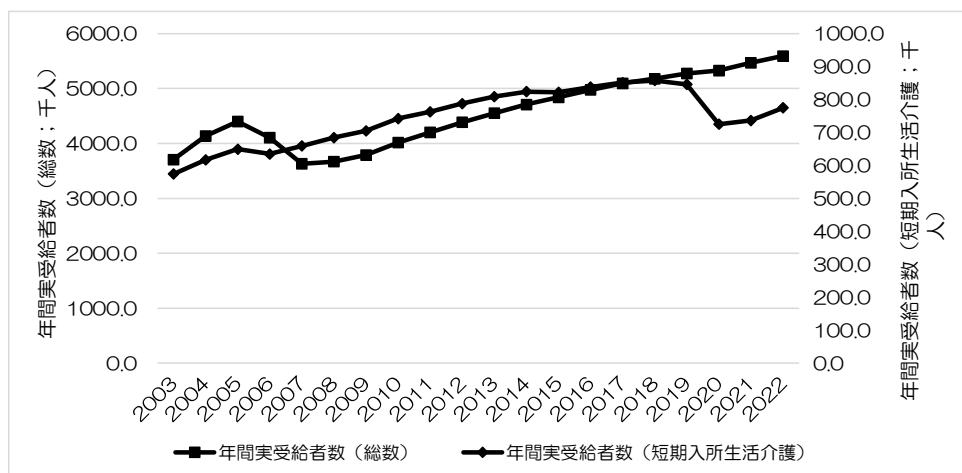


図1：年間実受給者数（総数）と実受給者数（短期入所生活介護）の推移

出所：厚生労働省政策統括官付参事官付社会統計室『介護給付費等実態統計』各年版より筆者作成

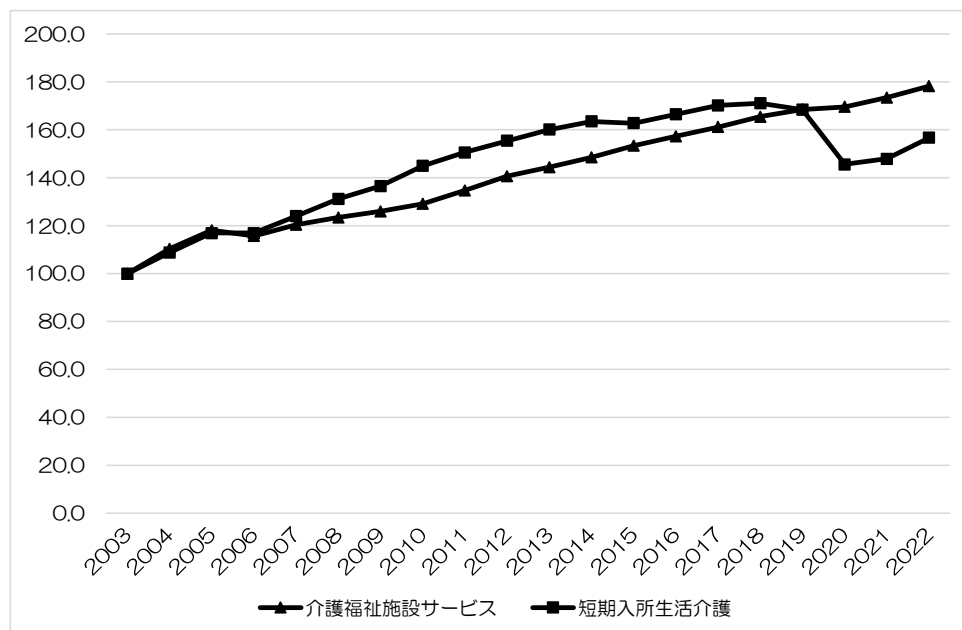


図2：介護福祉施設サービスと短期入所生活介護の実受給者数の推移

出所：厚生労働省政策統括官付参事官付社会統計室『介護給付費等実態統計』各年版より筆者作成

ショートステイの実受給者数の内訳（図3）を見ると、特別養護老人ホームにおける短期入所生活介護の受給者数が最も多く、ついで短期入所療養介護（老健）が続く。病院等や医療院における短期入所療養介護のウェイトは小さかった。本稿では以下、特別養護老人ホームにおける短期入所生活介護に焦点化して検討を行っていく。

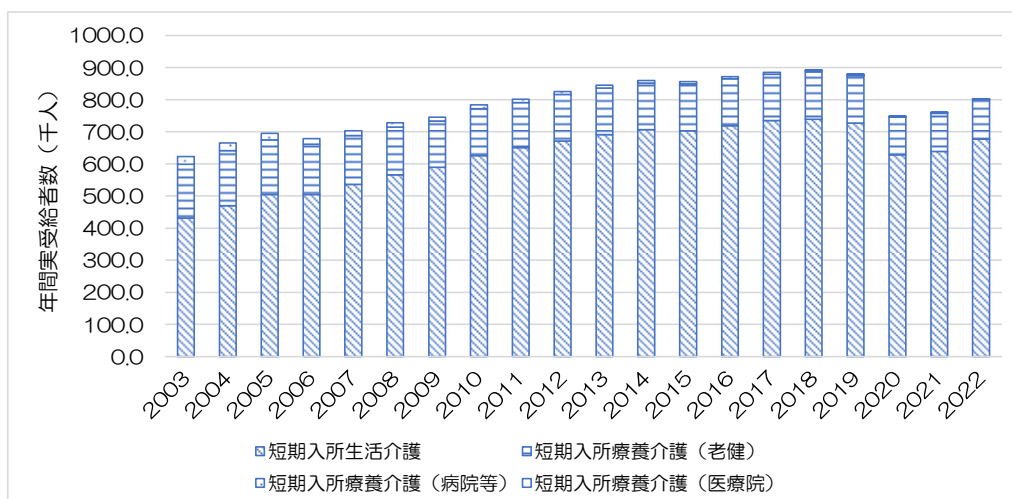


図3：実受給者数（短期入所生活介護）の内訳の推移

出所：厚生労働省政策統括官付参事官付社会統計室『介護給付費等実態統計』各年版より筆者作成

図4は短期入所生活介護（ショートステイ）実受給者数で短期入所生活介護利用総日数を除して算出した短期入所生活介護実受給者1人当たり日数の年次推移を見たものである。2003年以降ほぼ一貫して増加してきたが、特に2019年に63.2日であったものが、2020年には70.5日と大きく増加した。2020年以降は徐々に短期入所生活介護実受給者1人当たり日数は低下し、2022年には64.0日と2019年の水準に近づいている。

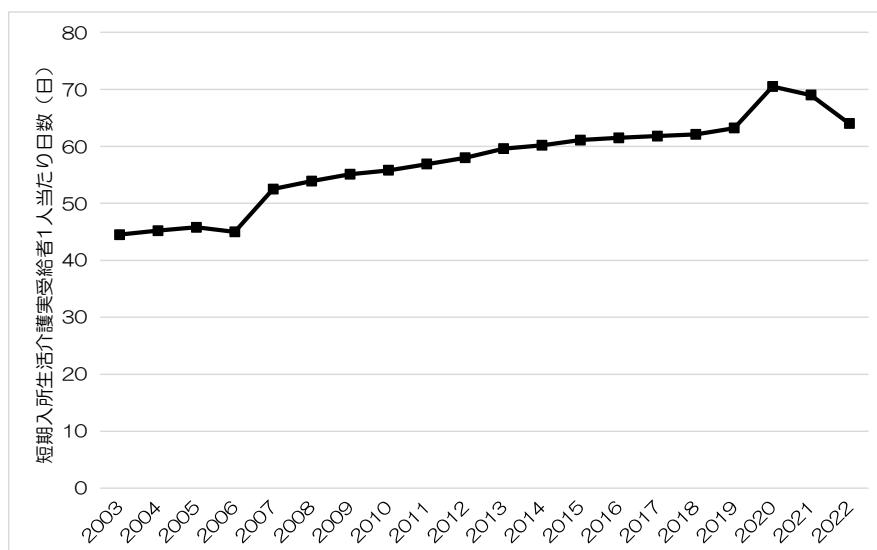


図4：短期入所生活介護実受給者数1人当たり日数の推移

出所：厚生労働省政策統括官付参事官付社会統計室『介護給付費等実態統計』各年版より筆者作成

図5は令和元年度における都道府県ごとの特養入所待機者数と短期入所生活介護実受給

者数の関係を見たものである。それぞれ 65 歳以上人口 1000 人あたりの数値である。特養入所待機者数が最も多いのは山梨県であり、10.93 人、ついで秋田県の 8.78 人であった。最も少ないのは愛知県の 1.39 人であった。全国平均は 3.23 人であった。

短期入所生活介護実受給者数の最も多いのは秋田県の 48.75 人、ついで新潟県の 39.17 人であった。最も少ないのは沖縄県の 10.87 人であった。全国平均は 20.27 人であった。

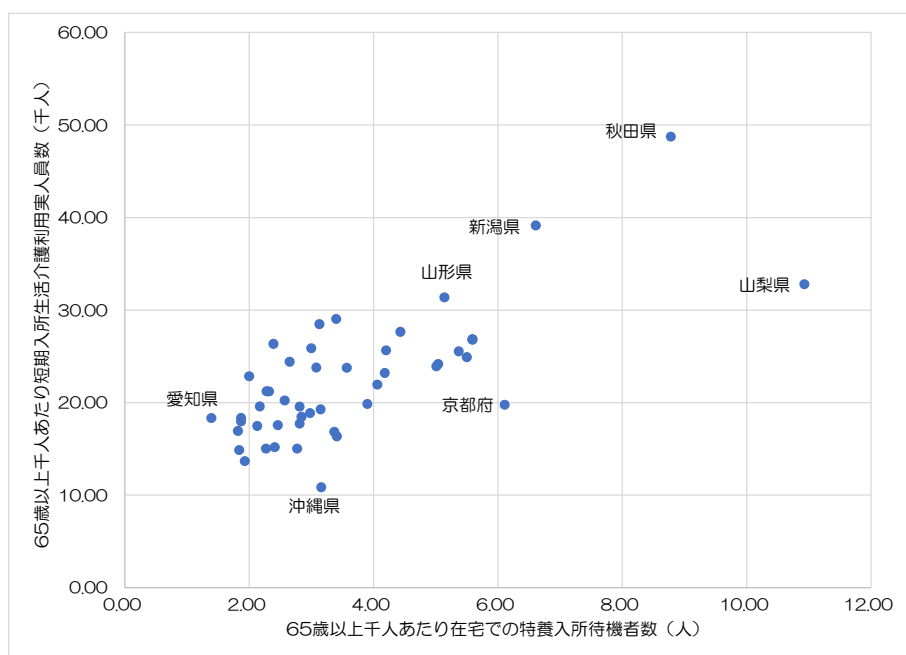


図 5：特養入所待機者数と短期入所生活介護実受給者数の関係（令和元年度）

出所：総務省統計局「人口推計（2019 年（令和元年）10 月 1 日現在）」、厚生労働省老健局高齢者支援課（2022）、厚生労働省政策統括官付参事官付社会統計室（2020）より筆者作成

特養入所待機者数と短期入所生活介護実受給者数の間の相関係数は 0.73 であった。

図 6 は図 5 と同様に、都道府県ごとの特養入所待機者数と短期入所生活介護実受給者数の関係を令和 4 年度について見たものである。特養入所待機者数が最も多いのは令和元年度と同じく山梨県であり、11.44 人、ついで秋田県の 9.35 人であった。最も少ないのは群馬県の 1.16 人であった。全国平均では 2.91 人と令和元年度と比較して 0.32 人減少していた。

短期入所生活介護実受給者数の最も多いのは令和元年度同様秋田県の 48.75 人、ついで新潟県の 35.04 人であった。最も少ないのは沖縄県の 8.72 人であった。全国平均は 18.69 人であり、令和元年度よりも 1.58 人減少していた。

特養入所待機者数と短期入所生活介護実受給者数の間の相関係数は 0.70 であった。

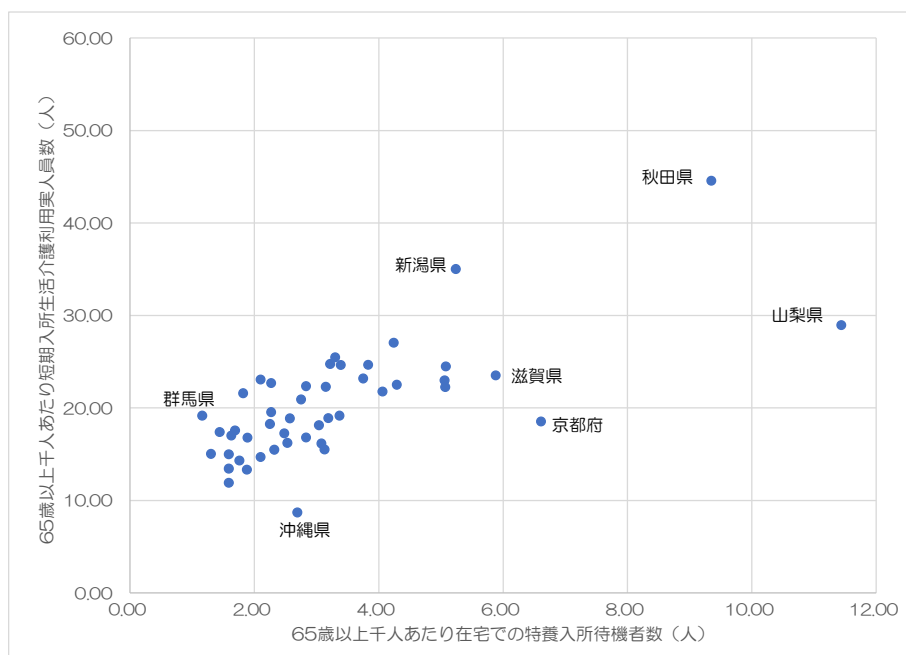


図 6：特養入所待機者数と短期入所生活介護実受給者数の関係（令和 4 年度）

出所：総務省統計局「人口推計（2022 年（令和 4 年）10 月 1 日現在）」、厚生労働省老健局高齢者支援課（2022）、厚生労働省政策統括官付参事官付社会統計室（2023）より筆者作成。

図 7 は図 5 と図 6 のデータから作成した、65 歳以上千人あたりの特養入所待機者数と短期入所生活介護実受給者数それぞれの令和元年度と令和 4 年度の数値の変化分を示したものである。まず、短期入所生活介護実受給者数は令和元年度から令和 4 年度にかけて全ての都道府県において減少していた。最も大きく減少していたのは山形県であり、65 歳以上 1000 人あたり 4.32 人であった。次いで秋田県の 4.18 人、新潟県の 4.13 人、山梨県の 3.83 人であった。

特養入所待機者数は増加している都道府県も減少している都道府県もあったが、最も増加しているのは滋賀県であり、65 歳以上 1000 人あたり 0.84 人であった。次いで、秋田県の 0.57 人、山梨県の 0.51 人、京都府の 0.50 人であった。減少が最も大きかったのが福島県であり、1.84 人であった。ついで新潟県の 1.37 人であった。

特養入所待機者数と短期入所生活介護実受給者数それぞれの変化分間の相関係数は 0.25 であった。

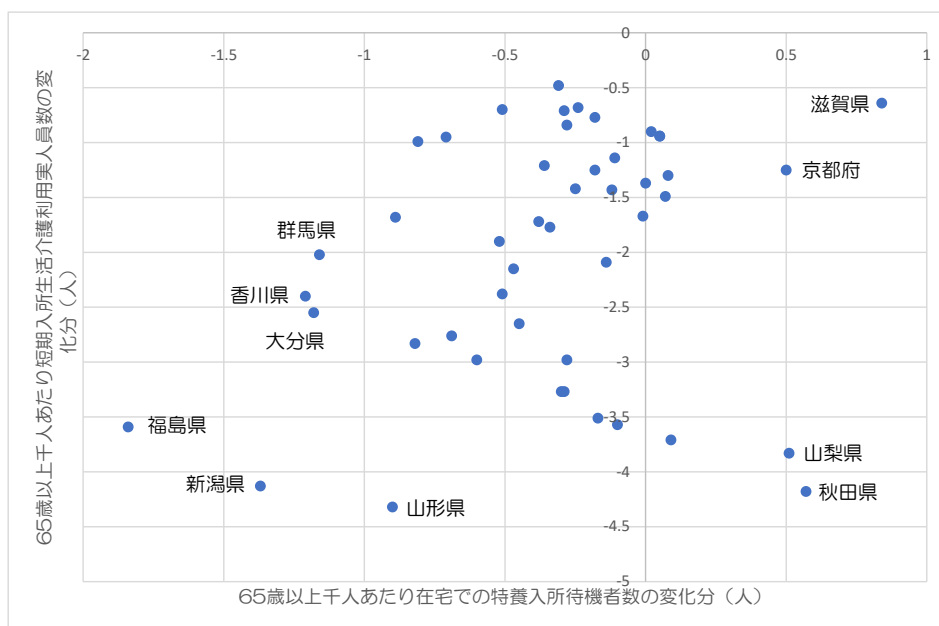


図7：特養入所待機者数変化分と短期入所生活介護実受給者数変化分の関係

出所：図5と図6の出所に同じ。

4. 考察と結語

前節の分析結果をまとめると次のとおりとなる。介護保険発足後、ショートステイ利用者数は増加してきたが、その多くが特別養護老人ホームにおける短期入所生活介護である。コロナ禍にあった2020年において実利用者数が減少したが、実利用者1人当たり日数は増加した。特養入所待機者数とショートステイ利用者数は、横断面の分析でも両者の変化分を見ても正の相関をしていた。

萩原他（2015）は秋田市において特別養護老人ホームの施設定員数が平成14年から平成23年の間に1.2倍の増加に止まったのに対して、ショートステイの利用延人員は約2.0倍、利用日数は2.9倍に上ったことから、「特養の入所待機者の増加とともに、ショートステイが特養の補完的な役割を担っている状況が推察される」としている。

冒頭にも述べたように、ショートステイは「老人短期入所施設において入浴、排せつ、食事等の介護その他の日常生活上の世話及び機能訓練を行うこと」と規定されている。実際にどのような目的で利用されているかについては実証的な課題である。石崎他（2008）は自施設におけるショートステイ利用者（105名）の利用目的を分類し、介護負担軽減のため、自宅と施設を行き来しながら、継続的に利用する：64.8%、特定の時期に介護者がいなくなる等で、一定期間だけ利用：18.1%、家での介護が困難になり、施設入所まで継続的に利用する：5.7%、いざというときのために、試行的に利用する：11.4%であったことを報告している。

三菱UFJリサーチ&コンサルティング（2020）は、上述のとおり、ショートステイの利用状況について事業者、当該事業者の利用者およびその家族介護者への調査を実施した。

利用者本人の回答からショートステイを利用したきっかけ（複数回答）は家族の希望：63.8%、ケアマネジャーのすすめ：35.4%などとなっていた。家族介護者の回答では家族の希望：80.8%、ケアマネジャーのすすめ：55.3%などとなっていた。割合の数値については違いがあるものの、利用のきっかけが家族の希望、ケアマネジャーのすすめである点は共通であった。事業所が記入する利用者票では、短期入所生活介護を利用している理由として、介護者の休息を確保するため：55.5%、生活機能の維持や改善のため：52.1%、介護者の仕事や子育て、自身の生活等との両立のため：30.4%となっていた。その他、特養等の入所先が見つからないためは10.1%、体調や病状が不安定なため：19.0%、見守りや介護が必要だが、一人暮らし等で自宅に介護者がいないため：27.5%となっていた。

これらの結果からは、介護負担軽減や介護と生活の両立という家族介護者側の理由、生活機能の維持や改善、体調や病状が不安定なためという利用者本人の心身機能にかかる理由の他に、家族介護者がいないことや特養の入所待機待ち（特養等の入所先が見つからないため）がショートステイの理由として（少なくとも事業者の側に）認識されていることがわかる。

本稿での記述的な分析において特養入所待機者数と短期入所生活介護実受給者数の間に、特に横断面において強い、正の相関が見られたが、文献からは特養入所待機を目的とするケースは割合として低く、特養の定員数が増加する場合などに入所待機者数が減少する結果として、ショートステイ利用者が減少する構造となっているのかも知れない。この点を実証的に検証するためには、ショートステイ利用を含む介護サービス利用のデータと特別養護老人ホームへの入所希望のデータをリンクすることが可能であれば、特別養護老人ホームへの入所希望者がどのようなサービスを利用しているのか、特別養護老人ホームの定員に余裕ができた際にどのような利用者から入所できるのか、などの分析を行うことによって明らかにできるであろう。実際、Moriyama, et.al, (2018)は介護レセプトデータのうち、茨城県下で、2006年4月から2012年3月までに要介護認定を受けた65歳以上の、観察期間中に少なくとも1ヵ月は居宅介護サービスを利用した後に施設入所した高齢者2454名を低要介護度群（要介護度1、2）と高要介護度群（要介護度3～5）に分類し、Cox比例ハザードモデルにて分析している。低要介護度の群についてはショートステイの利用が施設入所までの期間を延伸するが、高要介護度の群についてはショートステイの利用が施設入所までの期間を短縮することを示した。適切なタイミングでのショートステイサービスの使用が必要とのディスカッションがなされているが、逆説的な結果でもあると言えよう。それゆえ、介護保険レセプト個票データを使用してショートステイの利用とその後続く特養入所のパターンについて記述的な分析を含めてさらなる検討が必要と言えよう。

本稿での記述的な分析では、ショートステイ実利用者1人当たり日数は2022年には64.0日となっており、平均すると一月あたり5日程度利用していると考えられた。他方

で、コロナ禍において実受給者数の減少と1人当たり日数の増加が発生していた。利用日数が相対的に少ないショートステイ利用者が利用を手控え、相対的に利用日数が多い利用者が利用し続けていたと考えられる。すなわち、ショートステイ利用者は外的な要件の変化（この場合はコロナ禍）があると利用中断につながりやすい利用日数が相対的に少ない群とショートステイ利用ニーズが強く相対的に利用日数が多い群に分けられる可能性があることを示唆すると考えられる。ただし、利用ニーズが相対的に強い群における平均的な利用日数やそれが30日を超えるかまでは記述的な分析からは明らかにできない。しかしながら先行研究では実際に30日を超えて連続して利用する者の存在が指摘されている。萩原他（2015）は秋田県の280のショートステイ事業者を対象とした質問紙調査を実施し、108事業者から回答を得て、30日を超えて連続して利用している者の割合が30%未満である事業所が40（38.10%）と最も多い一方、70%以上である事業所も13（12.38%）あることを示した。

また、Hagiwara and Hisanaga (2022)は2014年に秋田県内の135事業所の400人の従事者を通じて各3名のショートステイ利用者の家族介護者に対する質問紙調査を実施した。291名の従事者、818名の家族介護者から同意の上での回答を得た。要支援1、2である利用者については除外された。使用した679サンプルを30日を超えて連続して利用している群（長期利用群）とそれ以外の短期利用群に分け、長期利用と関連する要因として、主介護者が離れて暮らしていること、介護を負担に思っていること、介護の知識や技術に欠けること、施設ケアを望んでいることを指摘している。

三菱UFJリサーチ&コンサルティング（2020）は、本稿冒頭でも述べたように、ショートステイの利用状況について、調査対象とした事業所の利用者総数39,375人に対して、連続利用日数が31日以上の方は3,396人（8.6%）という結果を報告している。その上で「31日以上連続利用者」の利用目的について、複数回答の結果として、特養入所までの待機場所として：89.2%、入院した家族介護者が退院するまでの居場所として：22.1%、在宅生活での生活リズムをつくり生活行為力を改善するため：14.8%であったことを示した。

Hagiwara and Hisanaga (2022)は秋田県内での分析結果である。三菱UFJリサーチ&コンサルティング（2020）は回収率の制約があることと、全国レベルでの回収率が報告されおらず地域的な偏りの有無が把握できない。また、事業所単位で把握しているため、事業所を渡り歩く形での連続利用は把握できない。それゆえ、介護保険レセプト個票データを個人単位で集約することで連続利用日数の実態把握を行うことが非常に重要であると考えられる。

要介護度が高い状態で特養入所待機待ちとなっている場合には、ショートステイ利用中に看取りとなってしまう場合も想定される。長田（2010）、原・永島・土居（2012）、田仲他（2014）、原田（2014）、永原（2018）、細川他（2018）にてショートステイでの看取り事例が報告されている。相澤（2018）は宮城県登米市における事例において、医療過疎地域におい

て療養場所が無いという困難を解決するために、ショートステイが地域のある医師によってブリコラージュ的に看取り期の療養の場として位置づけられていくまでを分析している。これらの研究からはショートステイ時の看取り対応は医療介護供給が制約されている地域に限定される可能性がある。ただし、三菱UFJリサーチ&コンサルティング(2020)による量的な調査結果では、ショートステイ利用申込時に看取りを想定している事業所は回答事業所全体の18%となっており、多数とは言えず、地域的な分布もわからないものの、一定の割合の事業所が看取りを想定した上でショートステイ利用申込を受けていると考えられた。ただし、上記の研究は回収率が限られていることもあり、日本全体における状況を把握できているか別のデータによる確認が必要である。その点で介護保険レセプトデータは基本的には全国ベースであり、アンケートではないためバイアスがかからないため、それを用いてショートステイ利用時の看取りの実態把握分析を行うことは有用であると考えられる。ただし、介護レセプトデータ単体では、看取り加算が算定されていないため、把握できない。この点を把握するためには介護レセプトデータと人口動態死亡票を個票単位で接続して分析する必要がある。

なお、ショートステイ事業所で(結果としての、ではあるが)看取りが進まない理由として、原・永島・土居(2012)は、「在宅生活を支える訪問看護の立場から思うことは、訪問看護を利用している“状態が不安定で末期医療が必要な人”を、「介護負担の軽減」「本人の社会参加」「必要時の看取り」という目的で新規に受け入れてくれるショートステイ事業所がほとんどないということです。」と指摘している。また、田中他(2014)はショートステイ職員にアンケート調査を実施し、介護職は看取り時の対応に、看護職は家族との関わりに、それぞれ最も不安を抱いていることを示した。

このようなショートステイの現場での「不安」に対して土橋他(2015)ではショートステイでの看取りにあたって、ショートステイ事業所の介護職、看護師と、連携している訪問看護事業所の看護師にて検討会を開催し、看取りの手引きを作成した。その運用結果から他職種間の情報共有が連携を深める可能性を指摘した。細川他(2018)は、がん末期にある独居高齢の利用者に対して緊急ショートステイ入所からショートステイ中の看取りも視野に入れた対応の実施、利用者との「疑似家族」とも言える関係性の構築の末の看取りの事例を踏まえて、多職種連携が独居高齢者の意思決定を支援できる可能性について論じている。

このような現場での対応は費用を伴うと考えられ、その補填がなければショートステイ中に(結果的に)看取りとなることは受け止められない可能性がある。原・永島・土居(2012)は訪問看護事業所と特別養護老人ホームにおける短期入所生活介護の連携が進まない原因として、「ターミナルケア加算」が在宅で死亡した利用者についてしか加算請求できないことを指摘している。この点については、令和6年度介護報酬改定の主な事項に、看取り連携体制加算が含まれていることで今後対応されていくと考えられる。「短期入所生活介護について、看取り期の利用者に対するサービス提供体制の強化を図る観点から、レスパイト機能を果たしつつ、看護職員の体制確保や対応方針を定め、看取り期の利用者に対してサービス

提供を行った場合に評価する新たな加算を設ける」として、これは 64 単位/日であり、死亡日及び死亡日以前 30 日以下について 7 日を限度として算定可能とされている（厚生労働省老健局 2024）。

なお、令和 6 年度介護報酬改定には、短期入所生活介護における長期利用の適正化の項目も含まれている。現在 31 日以上連続利用の場合に 31 日目からのショートステイにかかる報酬が減算となっているが、61 日を超えた場合には 61 日目からのショートステイにかかる報酬をさらに減算するものである。これにより「短期入所生活介護、介護予防短期入所生活介護における長期利用について、長期利用の適正化を図り、サービスの目的に応じた利用を促す観点から、施設入所と同等の利用形態となる場合、施設入所の報酬単位との均衡を図る」とされている（厚生労働省老健局 2024）。

短期入所生活介護（ショートステイ）にかかる介護報酬改定の効果は令和 6 年 4 月以降のショートステイの利用がどのように反応するかを観察して分析される。それゆえ、その効果分析のためには介護サービス利用にかかるデータが蓄積されるまでの時間が必要である。

本稿の分析をまとめると、ショートステイの利用と特養入所の関係、ショートステイの連続利用、ショートステイ利用時の看取りについて、全国規模での介護レセプト等を用いたデータ分析によって明らかにされるべき必要のある課題が潤沢に存在すると言えよう。

i 「指定居宅介護支援等の事業の人員及び運営に関する基準」平成 11 年厚生省令第 38 号第十三条二十一号において、「介護支援専門員は、居宅サービス計画に短期入所生活介護又は短期入所療養介護を位置付ける場合にあつては、利用者の居宅における自立した日常生活の維持に十分に留意するものとし、利用者の心身の状況等を勘案して特に必要と認められる場合を除き、短期入所生活介護及び短期入所療養介護を利用する日数が要介護認定の有効期間のおおむね半数を超えないようにしなければならない。」とされている。

ii 「指定居宅介護支援等の事業の人員及び運営に関する基準について」（平成 11 年 7 月 29 日老企第 22 号厚生省老人保健福祉局企画課長通知）において、「短期入所生活介護及び短期入所療養介護（以下「短期入所サービス」という。）は、利用者の自立した日常生活の維持のためのサービス」という。）は、利用者の自立した日常生活の維持のために利用されるものであり、指定居宅介護支援を行う介護支援専門員は、短期入所サービスを位置付ける居宅サービス計画の作成に当たって、利用者にとってこれらの居宅サービスが在宅生活の維持につながるように十分に留意しなければならないことを明確化したものである。この場合において、短期入所サービスの利用日数に係る「要介護認定の有効期間のおおむね半数を超えない」という目安については、居宅サービス計画の作成過程における個々の利用者の心身の状況やその置かれている環境等の適切な評価に基づき、在宅生活の維持のための必要性に応じて弾力的に運用することが可能であり、要介護認定の有効期間の半数の日数以内であるかについて機械的な運用を求めるものではない。

従って、利用者の心身の状況及び本人、家族等の意向に照らし、この目安を超えて短期入所サービスの利用が特に必要と認められる場合においては、これを上回る日数の短期入所サービスを居宅サービス計画に位置付けることも可能である。」とされている。

iii 意見具申においては、地域開放の意義として「老人ホームは、他の公共的施設と比べて地域に対する閉鎖性が強い施設であり、このため入所老人は地域社会の生活から孤立する傾向にあった。もとより、老人

ホームの入所老人の生活も地域社会の一員として行われるべきものであるので、地域社会との交流について十分配慮されるべきである。老人ホームが有している各種の有益な機能を入所者以外の地域住民にも供与するという形で地域社会との接触を持つことは、従来存在していた老人ホームと地域社会との間の見えない垣根を取り除くことになり、施設としての疎外状況を払拭するとともに、地域住民からは施設の存在に対して深い理解と信頼とを獲得し、老人ホームに対する有形、無形の援助と協力が期待されるものである。

他方、地域社会の側から見れば、老人ホームの持つ機能が地域に開放されることにより広くその住民が各種のサービスを受け得るようになるのであるから、地域社会にとっては在宅福祉の大きな進展に結びつき、そのことが施設の地域開放によりもたらされる最も大きな意義であるといえることができる。」と述べられている。

iv 百瀬（1997）は、1972年に発出された「在宅老人福祉事業の実施及び推進について」（昭和五一年五月二一日社老第二八号社会局長通知）により在宅老人福祉事業という言葉が人口に膾炙したことを指摘している。

v 老人福祉法等の一部を改正する法律（平成2年6月29日法律第五十八号）

参考文献

- 相澤出 (2018)「医療過疎地域の在宅医療における医師の知の技法と地域ケアシステムの展開—ターミナル期のケアにおけるショートステイの活用から—」『社会学研究』第 102 号 pp. 147-169.
- 中央社会福祉審議会老人福祉専門分科会 (1977)「今後の老人ホームのあり方について」土橋優子・佐藤詩絵子・安達悦子・田仲弘子・渡邊美香子・佐々木由美子(2015)「短期入所生活介護事業所と訪問看護との看取りの連携体制の整備」『秋田県農村医学会雑誌』第 60 巻,pp.6-10.
- 萩原智代・佐々木久長・夏原和美 (2015)「秋田県における短期入所生活介護(ショートステイ)の施設特性の実態と長期利用に関連した要因」『日本赤十字秋田看護大学・日本赤十字秋田短期大学紀要』第 20 号 pp.1-10.
- Chiyo Hagiwara and Hisanaga Sasaki, (2022) "Conditions and characteristics of older adults and primary caregivers who use short-stay services: a comparison between long-term and short-term service groups by service type," The Japanese Association of Rural Medicine, Volume.17, Issue.4, pp.196-204.
- 原茂良・永島敏子・土居智恵子 (2012)「訪問看護が入って満足な“死”を迎えたショートステイ中に急変した利用者」『コミュニティケア』第 14 巻第 2 号,pp.24-27.
- 原田典子 (2014)「巻頭インタビュー マグネットステーション・50 「在宅医療支援型ショートステイ」に挑む—0 歳から 100 歳まで、医療依存度の高い人も看取りも—原田訪問看護センター原田典子代表に聞く」『訪問看護と介護』第 19 巻第 11 号 pp.845-853.
- 細川一也, 阿部礼子, 田尾悦子, 富田曜三(2018)「独居高齢者のショートステイでの看取り」『愛仁会医学研究誌』第 49 巻,pp.119-120 .
- 石崎文浩, 那須敦子, 打田恵子, 青木和子, 長壽厚志, 久保晃信, 武田則昭 (2008)「特養におけるショートステイの取り組み(その 3)」『旭川荘研究年報』第 39 巻第 1 号,pp. 67-70.
- 厚生省の指標編集部 (2017)「地域の医療と介護を知るために—わかりやすい医療と介護の制度・政策— 第 17 回 低成長期における医療と介護を巡る動き (3) —老人福祉法制定後の高齢者介護の取り組み—」『厚生省の指標』第 64 巻第 15 号 pp.46-49.
- 厚生労働省老健局 (2024)「社会保障審議会 介護給付費分科会 (第 239 回) 資料 1 令和 6 年度介護報酬改定の主な事項について」
<https://www.mhlw.go.jp/content/12300000/001195261.pdf>
- 厚生労働省老健局高齢者支援課 (2022)「特別養護老人ホームの入所申込者の状況」
<https://www.mhlw.go.jp/content/12304250/001029178.pdf>
- 厚生省 (1978)『厚生白書 (昭和 53 年版)』
https://www.mhlw.go.jp/toukei_hakusho/hakusho/kousei/1978/
- 厚生省五十年史編集委員会編『厚生省五十年史 (記述編)』中央法規出版株式会社, 1988 年。

口村 淳 (2010)「日本における高齢者ショートステイに関する研究の動向」『評論・社会科学』Vol90,pp.99-151.

口村 淳 (2023)「日本における高齢者ショートステイに関する研究の動向 :2008 年以降の文献検討を中心に」『岡山県立大学保健福祉学部紀要』Vol.29,pp.79-87.

三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング (2020)「令和元年度 老人保健事業推進費等補助金 老人保健健康増進等事業 短期入所生活介護におけるサービス提供状況の実態把握に係る調査研究事業報告書令和 2 (2020) 年 3 月」

https://www.murc.jp/wp-content/uploads/2020/04/koukai_200424_9.pdf

Moriyama Y, Tamiya N, Kawamura A, Mayers TD, Noguchi H, Takahashi H (2018) Effect of short-stay service use on stay-at-home duration for elderly with certified care needs: Analysis of long-term care insurance claims data in Japan. PLoS ONE 13(8): e0203112. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0203112>

永原聡 (2018)「看取り状態のショートステイ利用者の受け入れにおける生活相談員の役割事例を通して」『滋賀社会福祉研究』第 20 号,pp.20-23.

長田美由紀 (2010)「ショートステイの入所者でも特養で看取りはできる」『コミュニティケア』第 12 巻第 3 号,pp.15-17.

田仲弘子・渡辺美香子, 安達悦子, 佐藤詩絵子, 土橋優子, 佐々木由美子 (2014)「単独型ショートステイと訪問看護との連携と課題」『秋田県農村医学会雑誌』第 59 巻,pp.39-42.

高齢化と TFP 成長率、外国人労働者参入に関する 予備的分析

佐藤格*・堀口侑†・石井太‡・増田幹人§

1 はじめに

本稿においては、外国人労働者の増加が経済成長や公的年金に及ぼす影響についての分析に先立ち、先行研究を整理し、今後の方針について示す。

厚生労働省(2024)によれば、日本における外国人労働者は2008年以来ほぼ一貫して増加を続けており、2023年10月末現在では2,048,675名となっている。また厚生労働省(2023)には、外国人労働者の年齢構成を見た場合、20~29歳の者が最も多いことが示されている。人数としてはいまだに日本人労働者に比べて圧倒的に少ないものの、増加傾向にあることは事実であり、今後の公的年金財政や経済成長を予測する上では、外国人労働者の分析は避けては通れない問題であると考えられる。

また、財政検証における経済前提で重要な要素となる TFP 成長率が高齢化の影響を受けて鈍化しているという指摘がある*¹。この点についても検討を加え、比較的年齢構成の若い外国人労働者が増加することで、どのような影響があるのかを改めて明らかにすることも必要である。

そこで本稿においては、高齢化が TFP 成長率に与える影響を整理するとともに、外国人労働者の増加が TFP 成長率や年金財政に与える影響について分析を進めるため、先行研究の整理を行うこととする。

2 高齢化と TFP 成長率をめぐる議論

高齢化はわが国のみならず、多くの国が直面している問題である。その中で、TFP 成長率と高齢化を扱った研究も、いくつか行われてきている。まず、わが国を取り上げたものとして、加藤(2009)、白川(2009)、小黒(2022)といったものがある。加藤(2009)では、人口規模が大きい国

* 国立社会保障・人口問題研究所

† 慶應義塾大学大学院経済学研究科

‡ 慶應義塾大学経済学部

§ 駒澤大学経済学部

*¹ たとえば厚生労働省(2019)「第9回社会保障審議会年金財政における経済前提に関する専門委員会議事録」参照。

ほど、あるいは高齢化比率が低い国ほど、MFP 上昇率が高まることを指摘している*2。さらに、わが国の時系列データを使い TFP 上昇率に対する労働力人口の規模や経済開放度の影響を検証した結果、労働力人口の規模と TFP 上昇率との間に正の長期的な関係があることを示している。将来の TFP 上昇率に関する推計も行っており、長期的には TFP 上昇率は 1% 程度と計算されること、労働力人口が大幅に減少するシナリオでは TFP 上昇率がマイナスとなる可能性があることを明らかにしている。

白川 (2009) は、就業者の年齢構成や平均年齢が、TFP や実質賃金に与える影響を検証している。この結果、TFP も実質賃金率も、平均年齢に対して逆 U 字型の関係となり、ピークは 40 歳代であることが示された。またこの結果をもとに将来推計を行うと、TFP はいったん上昇したのち低下に転じるものの、2050 年時点においては 2006 年とほぼ同水準となり、TFP で測った生産性への高齢化の影響はかなり限定的であることを明らかにしている。

小黒 (2022) は TFP 上昇率が人口規模の影響を受ける可能性、すなわち規模効果の分析を行っている。特に全要素生産性の伸びについて、さまざまなショック要因を除去した上で、トレンド要因のみを抽出して分析を行った結果、わが国人口が 100 年後に現在のおよそ半分である 6000 万人に減少することで、全要素生産性の伸びは 0.82% 低下する可能性があるということを示している。

また高齢化と TFP の関係を直接的に扱ったものではないが、川本 (2004) は、収穫逓増と不完全競争、資本と労働の稼働率変動、産業間における生産要素の再配分といった要素をコントロールした上で「修正ソロー残差」を推計し、TFP 成長率の低下は技術進歩とは無関係であると指摘している。

同じく今回議論の対象としている高齢化といった要因は扱われていないが、中村・開発・八木 (2017) は、労働生産性成長率が鈍化している背景を検討している。この中で、労働生産性成長率の鈍化には TFP 成長率の鈍化が強い影響を及ぼしていることを指摘している。TFP 成長率が持続的な成長のために不可欠であるという認識は、年金財政の将来の姿を検討する上でも非常に重要である。

海外でも、高齢化と TFP 成長率に関しては、いくつかの研究が行われてきている。単一の国を取り上げたものとしては Izmirliglu (2008) や Huang and Lin and Lee (2019) がある。Izmirliglu (2008) はアメリカのデータをもとに、技術進歩を通じて、社会の年齢分布が経済成長に及ぼす影響を検証している。分析の結果、人口成長率が高いほど、長期的には TFP と生産の成長が速くなるということを示している。

Huang et al. (2019) は、台湾における人口と労働力の高齢化の影響を検証している。その中で、生産性を実物資本、人的資本、TFP に分解した上で、人的資本が TFP の成長に不可欠であること、また高齢従属人口比率の上昇は GDP 成長率に有意にマイナスの影響を及ぼしており、これは主に TFP の低下によるものであることを明らかにしている。この高齢化の影響を抑制する 1 つの

*2 MFP(多要素生産性)とはアウトプットの変化率とインプットの変化率の差であり、インプットとしての資本ストックを 7 種類に分類していることが、一般的な TFP との相違である。

方法として、外国人労働力の供給の増加も挙げられている。

さらに、国際比較を行った研究としては、Feyrer (2007)、Werding (2007)、Young Song (2018)、Lee and Shin (2021)、Park and Shin (2023) などが挙げられる。Feyrer (2007) は、労働力人口の動態と生産性の関係を検証している。この結果、労働力人口の動態が生産性と強い相関があることが示されている。さらにこのことから、富裕国と貧困国の間の生産性格差のかなりの部分が、異なる人口構造に関連していることが示唆されている。

Werding (2007) は大規模なマクロデータ・パネルを構築し、労働力の年齢構成が労働者 1 人当たりの生産高の水準と成長率および TFP に与える影響を分析している。この結果、異なる年齢層に属する労働者の割合と生産性の間に逆 U 字型の関係があること、またこれが主に TFP を通じて働き、ミクロレベルで観察されるよりもはるかに強いものであることが明らかになった。

Young Song (2018) は、労働力の高齢化と産業レベルの生産性成長との関係に関する 2 つの仮説を、1985 年から 2005 年までの 21 か国 24 産業のパネルデータを用いて検証している。すなわち、若年労働者の雇用が産業レベルの外部規模の経済を生み出すという仮説と、若年労働力比率の成長率が低下すると、若年労働力への依存度が高い産業ほど全要素生産性の成長率が低下するという仮説である。この結果、後者が支持され、30～49 歳の労働力増加率が低下すると、当該年齢への依存度が高い産業の生産性上昇率は他の産業に比べて低下する傾向があることが明らかになった。

Lee and Shin (2021) は、OECD 加盟 35 か国について、人口高齢化が 1 人あたり成長率への影響として、資本蓄積、人的資本蓄積、平均労働時間、労働力率、15 歳以上人口比率、TFP の 6 種類の経路を検証している。この中では、高齢化が 1 人あたり GDP 成長率にマイナスの影響を与えることが示されるとともに、その影響の最も重要な経路が TFP 成長率の低下であることが明らかにされた。一方で、高齢化のマイナスの効果が労働力率や平均労働時間の増加により相殺されることも明らかにされた。

Park and Shin (2023) は、先進国と発展途上国の両方を含む 166 か国のデータを用いた分析を行い、高齢化による労働力不足は、主に高齢者の労働力参加率の上昇によってほぼ相殺される一方、TFP の伸びの低下はそのような相殺がなされず、経済成長に悪影響を与える主な要因となっていると指摘している。

Huang et al. (2019) や Lee and Shin (2021)、Park and Shin (2023) などで、高齢化が TFP 成長率の低下の要因となることが示されている一方、Werding (2007) と白川 (2009) では、ともに TFP 成長率が平均年齢との間に逆 U 字型の関係を持つことが示されているように、TFP 成長率と高齢化の関係も、必ずしも直線的なものでないことが推測される。

3 TFP について

TFP は生産関数を想定した際に、実際の成長のうち、資本と労働の寄与分を控除したものと計算されるものである。たとえば経済産業研究所・一橋大学経済研究所 (2023) 「JIP データベース 2023」では、次のように推計されている。

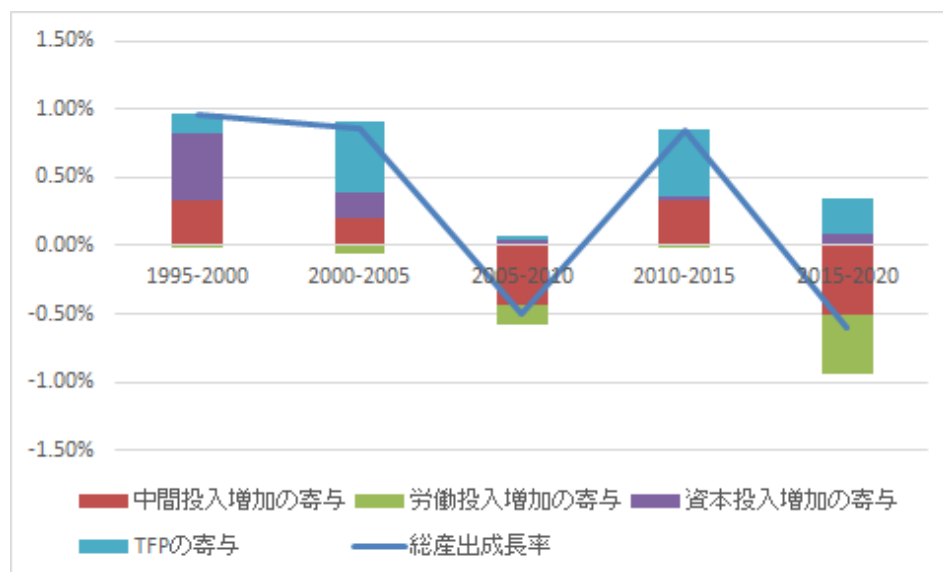
表1 わが国の総産出成長率の要因分解

	1995-2000	2000-2005	2005-2010	2010-2015	2015-2020
総産出成長率	0.96	0.86	-0.50	0.85	-0.60
中間投入増加の寄与	0.33	0.21	-0.43	0.33	-0.51
労働投入増加の寄与	-0.01	-0.05	-0.15	-0.01	-0.43
マンパワー増加	-0.20	-0.24	-0.25	-0.04	-0.30
労働の質向上	0.19	0.18	0.10	0.04	-0.13
資本投入増加の寄与	0.50	0.18	0.04	0.03	0.08
資本の量の増加	0.42	0.16	-0.01	-0.01	0.04
資本の質向上	0.08	0.02	0.05	0.04	0.05
TFPの寄与	0.14	0.53	0.03	0.49	0.26

出典：経済産業研究所・一橋大学経済研究所 (2023)「JIP データベース 2023」より引用。

これを図で示せば、次のようになる。

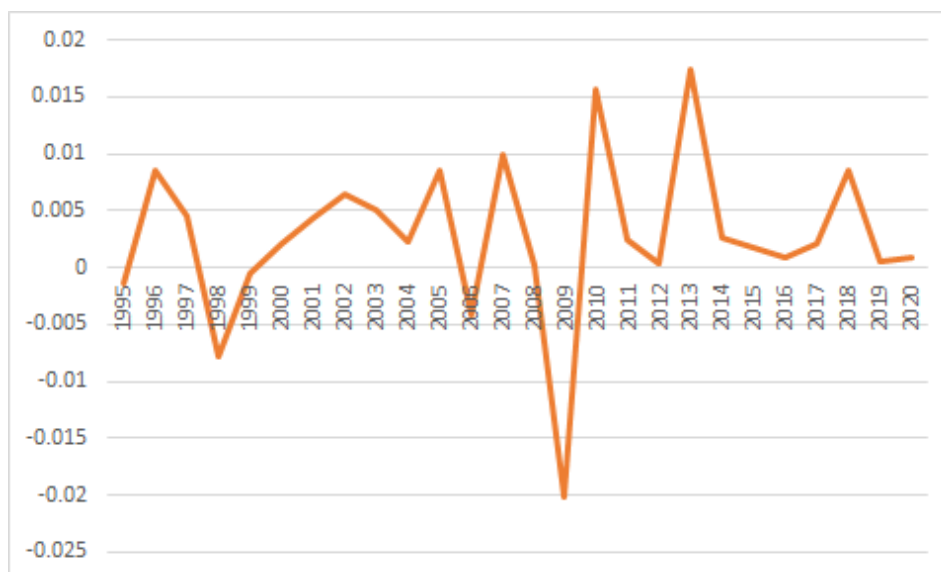
図1 成長率の要因分解



出典：経済産業研究所・一橋大学経済研究所 (2023)「JIP データベース 2023」より作成。

この期間、特に 2000 年以降を見ると、TFP は経済成長の主要な推進力になっているという傾向が見られる。また TFP 成長率のみを取り出してみれば、1995 年から 2020 年までの間の動きは、次のようになる。

図2 わが国の TFP 成長率の推移



出典：経済産業研究所・一橋大学経済研究所 (2023)「JIP データベース 2023」より作成。

このデータからは、長期的に TFP 成長率が低下しているというほどの変化は観察できず、高齢化との関係を見出すことは難しい。改めて TFP 成長率の推計を行うとともに、その要因を分解して検討することが必要となるだろう。

4 今後の展望

本稿においては、TFP 成長率が高齢化の影響を受けて鈍化しているという指摘をもとに、先行研究の整理を行った。一方経済産業研究所・一橋大学経済研究所 (2023) のデータを見る限り、TFP 成長率の鈍化という現象自体、そこまで明らかではないように見える。したがって、まずは TFP 成長率についてさらに精査を行い、その動きを明らかにすることが必要である。続いて高齢化、特に TFP への影響ということで、労働力人口や就業者の高齢化の動きを明らかにするとともに、外国人労働者の参入によって、高齢化の動きがどのように変化しているのかを明らかにすることが必要である。

また、長期的には、参入した外国人労働者が高齢化していくということも当然起こりうる。したがって、そのような状況になったときの TFP についても検討する必要があり、さらには直接的に年金財政に影響するという意味では、外国人労働者が年金受給者となった場合についても計算を進めることが必要である。これらは今後の課題としたい。

参考文献

- James Feyrer(2007) “Demographics and Productivity”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.89, No.1, pp.100-109.
- Wen-Hsin Huang, Yen-Ju Lin and Hsien-Feng Lee(2019) “Impact of Population and Workforce Aging on Economic Growth: Case Study of Taiwan”, *Sustainability* 2019, 11, 6301.
- Izmirlioglu, Yusuf(2008) “The Impact of Population Ageing on Technological Progress and TFP Growth, with Application to United States: 1950-2050”, *MPRA Paper* No. 24687.
- Hyun-Hoon Lee, Kwanho Shin(2021) “Decomposing Effects of Population Aging on Economic Growth in OECD Countries”, *Asian Economic Papers* 20:3.
- Donghyun Park and Kwanho Shin(2023) “Population Aging, Silver Dividend, and Economic Growth”, *ADB Economics Working Paper Series* No.678.
- Martin Werding(2007) “Ageing, Productivity and Economic Growth: A Macro-level Analysis”, *PIE/CIS Discussion Paper*, 338.
- E. Young Song(2018) “Workforce Aging and Industry-level Productivity”, 日本国際経済学会 第9回春季大会報告論文.
- 小黒一正 (2022) 「人口減少と経済成長に関する一考察 日本を主な事例として」, 『国際問題』 No.708.
- 加藤久和 (2009) 「人口と技術進歩に関する実証分析」, 『NIRA 研究報告書 高齢化は脅威か? - 鍵握る向こう10年の生産性向上-』.
- 川本卓司 (2004) 「日本経済の技術進歩率計測の試み: 「修正ソロー残差」は失われた10年について何を語るか?」, 『金融研究』第23巻第4号, 日本銀行金融研究所.
- 経済産業研究所・一橋大学経済研究所「日本産業生産性(JIP) データベース 2023」.
- 厚生労働省 (2019) 「第9回社会保障審議会年金財政における経済前提に関する専門委員会 議事録」 (https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_05672.html, 2024年3月4日閲覧。)
- 厚生労働省 (2023) 「外国人雇用対策の在り方に関する検討会(第10回) 会議資料【参考資料1】 在留資格別×その他の属性別の外国人労働者の状況」 (<https://www.mhlw.go.jp/content/11601000/001079177.pdf>, 2024年3月4日閲覧。)
- 厚生労働省 (2024) 「「外国人雇用状況」の届出状況まとめ(令和5年10月末時点)」 (https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_37084.html, 2024年3月4日閲覧。)
- 白川浩道 (2009) 「就業者年齢と生産性、実質賃金に関する実証分析」, 『NIRA 研究報告書 高齢化は脅威か? - 鍵握る向こう10年の生産性向上-』.
- 中村康治・開発壮平・八木智之 (2017) 「生産性の向上と経済成長」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.17-J-7.

死因別死亡データを用いた新型コロナ開始後の死亡変動の構造分析

井川孝之*

1. はじめに

新型コロナウイルス感染症（以下「新型コロナ」という）の流行は、新型コロナ自体による死亡の増加を引き起こしたが、新型コロナが他の死因による死亡に影響を及ぼしている可能性や、社会経済の変化・生活行動の変化を通じて死亡に影響を及ぼしている可能性がある。新型コロナは、2023年5月に感染法上の5類に移行し、行政が様々な要請・関与をしていく仕組みから、個人の選択を尊重し、国民の自主的な取り組みをベースとした対応に変更された。新型コロナの5類移行により、新型コロナの感染や死亡の状況はさらに変化しているものと考えられる。

医療・健康の施策を図る上で、変化する新型コロナの感染や死亡の状況の構造を把握することは重要である。また、社会保障制度の財政や私的年金・民間保険の設計・財政においては、感染や死亡の状況の構造把握に加え、フォワードルッキングな見通しを持つことや感染や死亡の変動の可能性を把握することも重要である。

これらのことに鑑み、本稿では、人口動態統計月報（概数）の死因別死亡データを用いて、新型コロナ開始後の死因別死亡の推移の状況を踏まえて死因を分類し、分類結果に対応した死因別死亡に関する構造を仮定した時系列モデルを通じて、新型コロナ開始後の死亡変動の構造分析を行う。

2. 関連する先行研究

新型コロナによる死亡については、厚生労働省による統計等の中で継続して把握されてきており、その状況は、国立社会保障・人口問題研究所（以下「社人研」という）においても分析されてきている（別府・林 2022）。国立感染症研究所（以下「感染研」という）は、2012年からの人口動態統計データを用いて、新型コロナの流行開始以降（2020年1月以降）における死因別の超過・過少死亡数を週別・都道府県別に算出し公表している。感染研の超過・過少死亡の評価は、呼吸器系の疾患による死亡等の6つの死因区分によっており、米国疾病予防管理センター（Centers for Disease Control and Prevention：CDC）が使用しているFarringtonアルゴリズムを用いている。死因別の超過・過少死亡数は、2024年1月1日時点で2023年6月分までが公表されており、2023年3月以降は、一部の週の悪性新生物と老衰の過少死亡等を除いて超過・過少死亡は認められないとしている。井川（2023）は、新型コロナ開始前のデータを前提とした予測に対する超過・過少死亡について準ポアソンモデルを用いて評価し、超過死亡がみられるのは、消化器系の疾患、腎尿路生殖器系の疾患

* 明治大学大学院先端数理科学研究科兼任講師

(腎不全含む)等、過少死亡がみられるのは、新生物<腫瘍>等とし、循環器系の疾患等は、同一年で超過死亡の月と過少死亡の月の双方があり、傷病及び死亡の外因は、2020年は過少死亡であるものの2021年以降は超過死亡としている。

国立がん研究センターがん対策研究所データサイエンス研究部の研究グループは、新型コロナのパンデミック期における日本人の死亡率の動向を明らかにするため、人口動態統計の死亡データを用いて、1995年から2021年までの毎年の年齢調整死亡率を死因ごとに分析している(Tanaka et al 2023)。2021年の全死因年齢調整死亡率は2020年に比べて男女計で2%増加(男性2.1%増加、女性2.2%増加)しており、東日本大震災の影響を受けた2011年以来10年ぶりに前年と比較して増加、2021年の全死因死亡率増加の主な要因は新型コロナ、老衰、循環器疾患の死亡率の増加としている。また、新型コロナのパンデミック期(2020年と2021年)においても、悪性新生物、肺炎、不慮の事故は年齢調整死亡率が減少し続けていたこと、自殺については、男性では減少、女性では増加したことを明らかにしている。人口動態統計月報年計(概数)(2023年6月公表)によると、2022年の年齢調整死亡率も増加したことが示唆されており、2021年が新型コロナのパンデミックによる日本人の死亡率トレンドの変わり目となった可能性が示唆されたとしている。石井(2022)は、新型コロナウイルス感染症の流行が始まった2020年1月以降を含む2021年までのデータに基づき、年齢調整死亡率の期待値と実績値の比較や主要死因の年齢調整死亡率の推移、並びに、平均寿命の死因別寄与年数について分析を行い、平均寿命の寄与年数については、2019~2021年の間、肺炎はプラス、心疾患は2020~2021年についてマイナス、女性の自殺は大きなマイナスとなっていることを述べている。

新型コロナと他の死因の複合死因に関する研究も行われている。別府・篠原(2023)は、死亡届に基づいて作成される厚生労働省「人口動態調査」における死因情報を基に分析を実施し、新型コロナによる死亡データはその多くが直接死因である死亡診断書等のI欄アに記載され、その約半数にはII欄に何らかの疾病が記載されており、新型コロナはI欄ア~エに記載がある場合には原死因となりやすいが、II欄にある場合には他の死因が原死因になりやすいとしている。原死因が新型コロナの場合、I欄アでは最多が肺炎、その他の呼吸器系の疾患、誤嚥性肺炎と呼吸器系の疾患が続き、I欄イでも肺炎、誤嚥性肺炎が多く、II欄では糖尿病、慢性腎臓病、不全、脳血栓といった生活習慣病が多いと述べている。林ほか(2022)は、我が国で増加する老衰死について死亡個票を用いて分析し、死亡診断書に老衰死が記載されている箇所数が少なく、真の老衰が増えたのか、老衰とだけ記載するケースが増えたのかは不明としている。また、老衰関連死(死亡票のI欄ア、イ、ウ、エ、II欄のいずれかに老衰と記載された死亡)を原死因別に調べ、老衰が50%台で一番多く増加傾向にあり、次いで多いのは、脳梗塞の続発・後遺症、詳細不明の認知症、肺炎詳細不明、心不全・詳細不明、晩発性Alzheimer病、食物及び吐物による肺臓炎等としている。

複合死因データの分析手法についても研究が行われている。石井ほか(2022)は、人口動態統計の死亡個票データを用いて、我が国の複合死因データにネットワーク分析を適用し

て、複合死因間の関係について分析している。

Séverine Arnold and Viktoriya Glushko (2022)は、米国・日本・フランス・イングランド&ウェールズ・オーストラリアの各国のデータを用い、死因別死亡率（感染症と寄生虫、癌、循環器疾患、呼吸器疾患、外的原因の5つの死因）間の短期及び長期の関係をモデル化するため、共和分分析とベクトル誤差修正モデル（vector error correction model）を適用し、各死因別死亡率がどのように他の死因別死亡率に影響し、どのように他の死因別死亡率から受けるショックに反応するかを分析している。

2023年4月、国立社会保障・人口問題研究所が策定した「日本の将来推計人口（令和5年推計）」が公表されている。同将来推計においては、「令和元（2019）年末から世界に広がった新型コロナの影響により、令和2（2020）年の死亡率はやや低く、逆に令和3（2021）年はやや高くなっている。令和4（2022）年は前年よりも死亡数が増加する傾向がみられることから、これを考慮して推計を行った。なお、令和5（2023）年以降は死亡モデルから推計された死亡率を用いている」とされている。

3. 使用するデータ

本稿では、2024年1月1日時点で厚生労働省から公表されている2023年7月までの人口動態統計月報（概数）の死因簡単分類別死亡数と選択死因別死亡数（性別・年齢別）、及び、総務省統計局から公表されている人口推計の各月1日現在人口を用いる。また、死因別死亡の変動に関わる外生的な社会経済指標として、表1に掲げる各政府統計の各項目のデータを使用する。

表1 使用する政府統計のデータ（月次系列）

統計・調査名	実施者	データ項目
毎月勤労統計調査	厚生労働省	労働時間、賃金（現金給与総額）
労働力調査（基本集計）	総務省統計局	完全失業率（季節調整値）
新型コロナウイルス感染症に関する報道発表資料（発生状況等）	厚生労働省	新型コロナ新規感染者数 ^(注)

(注) https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000121431_00086.html

図1の上段と中段は、それぞれ新型コロナの新規感染者数と死亡者数の推移を表している。図1の下段は、新型コロナの死亡者数を新規感染者数で除したものであり、後章で用いる参照指標として算出したものを示している。

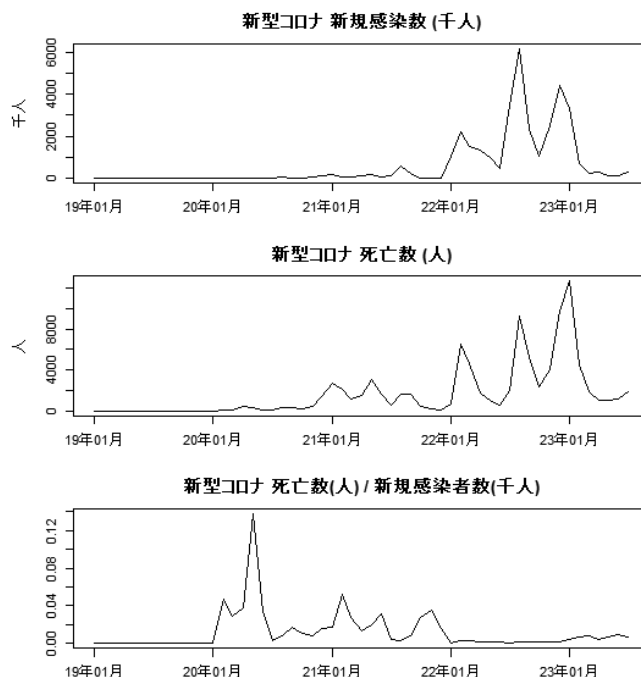


図1 新型コロナ死亡数・感染者数の推移

4. 準備のための分析

本章では、死因別死亡データを用いた新型コロナ開始後の死亡変動の構造分析の準備のため、新型コロナ関連の死亡の状況を確認し、死因別死亡の推移に基づきいくつかの方法で死因のグルーピングを試みる。

4.1 新型コロナ関連死亡

厚生労働省は、2023年4月より「死亡診断書（死体検案書）の情報を用いたCOVID-19関連死亡数の分析」を毎月公表し、この中で、死亡診断書上の最も死亡に影響を与えた病傷名を記載するⅠ欄と直接には死因に関係していないがⅠ欄の傷病等の経過に影響を及ぼした傷病名等があれば記入するⅡ欄の記載内容に基づき、Ⅰ欄に記載のある数とⅠまたはⅡ欄に記載のある数を示している。前述の複合死因についての先行研究である別府・篠原（2023）は、原死因が新型コロナの場合、Ⅰ欄アでは最多が肺炎、その他の呼吸器系の疾患、誤嚥性肺炎と呼吸器系の疾患が続き、Ⅰ欄イでも肺炎、誤嚥性肺炎が多く、Ⅱ欄では糖尿病、慢性腎臓病、不全、脳梗塞といった生活習慣病が多いとしており、このような死因との関連性が考えられる。

高齢者や表2に掲げる基礎疾患等を持つ人は、新型コロナの重症化リスクが高いとされている。これらの基礎疾患等に関わる死因についても、新型コロナとの関連性が考えられる。

表 2 新型コロナの重症化リスクが高い基礎疾患

番号	基礎疾患等
1	悪性腫瘍
2	慢性呼吸器疾患（COPD 等）
3	慢性腎臓病
4	心血管疾患
5	脳血管疾患
6	喫煙歴
7	高血圧
8	糖尿病
9	脂質異常症
10	肥満（BMI30 以上）
11	臓器の移植、免疫抑制剤、抗がん剤等の使用その他の事由による免疫機能の低下

(注)厚生労働省及び横浜市のホームページを基に作成

4.2 死因別死亡数の推移と超過・過少死亡の状況

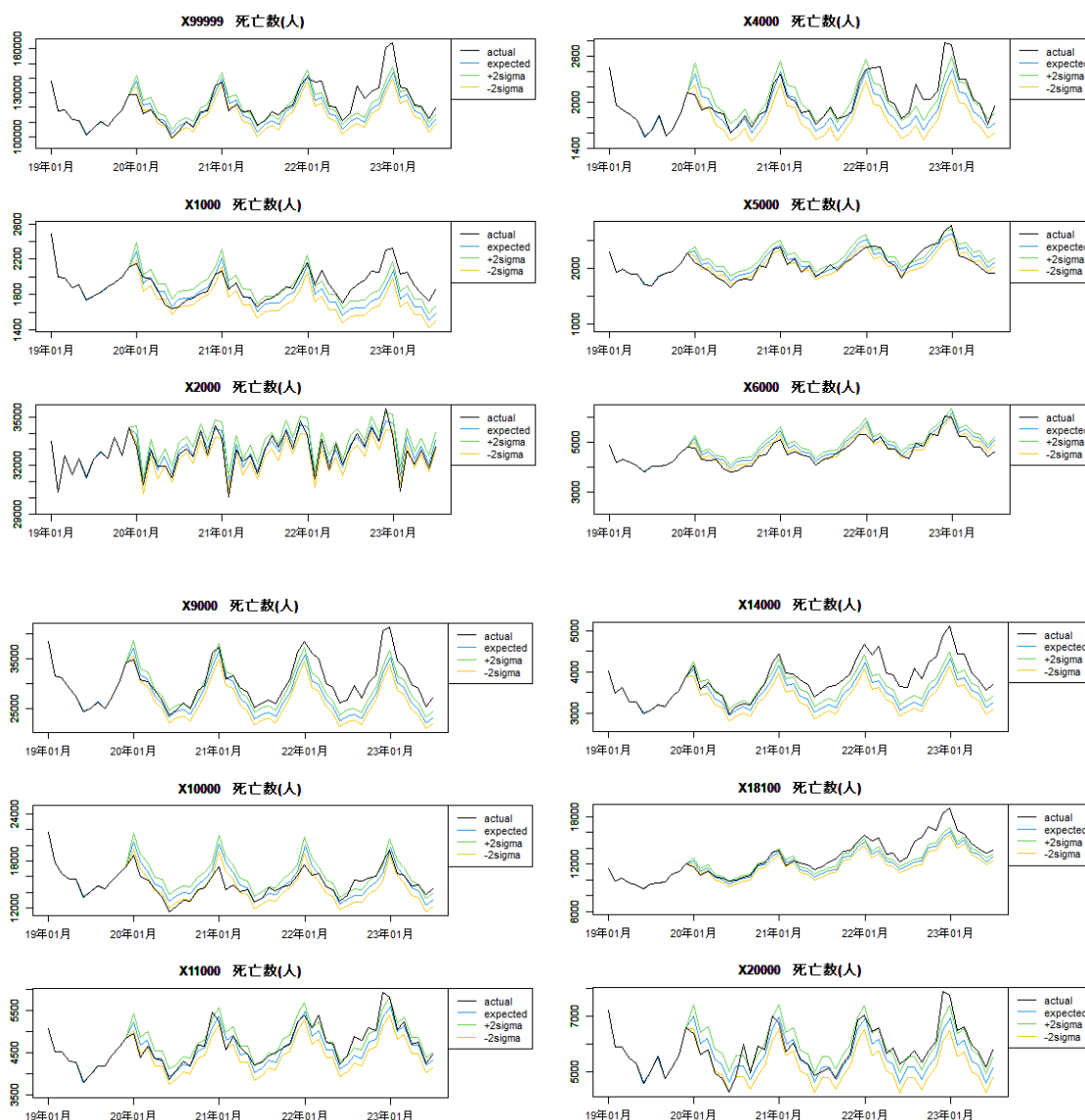
死因簡単分類による死因別死亡数の 2015 年 1 月以降の月次データを用いて、井川(2023)と同様の方法により、新型コロナの流行が始まった 2020 年 1 月以降の死因別の超過・過少死亡数を新型コロナの流行前の状況と比較することにより評価した。2017 年から ICD-10 の変更が適用された死因については、2017 年以降の月次データを用いた¹。超過・過少死亡がみられる死因については、表 3・図 2 の通りである。表示されている死因のコードは、全死因総数を 99999 とし、その他については死因簡単分類の分類番号である。表 3 の備考欄には、同一死因に属する細分化された死因について記載している。表 3 に掲げられる死因は、表 2 に掲げた基礎疾患等と関連しているようにみえる。

¹ 2017 年に適用された ICD-10 一部改正の内容に鑑み、新生物<腫瘍>、傷病及び死亡の外因については、それ程影響は大きくないものとし、2015 年 1 月以降のデータを用いている。

表3 超過・過少死亡がみられる死因（死因简单分類）

コード	死因	備考
99999	全死因	—
01000	感染症及び寄生虫症	01200 結核(-)、01300 敗血症
02000	新生物<腫瘍>(-)	02100 悪性新生物<腫瘍>(-)
04000	内分泌、栄養及び代謝疾患	04100 糖尿病
05000	精神及び行動の障害(-)	05100 血管性及び詳細不明の認知症
06000	神経系の疾患(-)	06400 アルツハイマー病(-)
09000	循環器系の疾患	09100 高血圧性疾患、09200 心疾患（高血圧性を除く）、09300 脳血管疾患、09400 大動脈瘤及び解離(-)、09500 その他の循環器系の疾患
10000	呼吸器系の疾患	10100 インフルエンザ(-)、10200 肺炎(-)、10601 誤嚥性肺炎
11000	消化器系の疾患	
14000	腎尿路生殖器系の疾患	14200 腎不全
18100	老衰	—
20000	傷病及び死亡の外因	20101 交通事故(-)、20102 転倒・転落・墜落(-) 20103 不慮の溺死及び溺水、20200 自殺
22200	新型コロナ	—

(注) 上表で(-)は過少死亡、それ以外は超過死亡が対象期間においてみられることを表す。備考欄は、死因简单分類の分類番号5桁のうちICD-10のいくつかのコードを統合した3桁目と細分類の下2桁のコードによる分類について記載している。



上図におけるコードは、それぞれ以下を指す。

99999 全死因総数、01000 感染症及び寄生虫症、02000 新生物<腫瘍>、04000 内分泌・栄養及び代謝疾患、05000 精神及び行動の障害、06000 神経系の疾患（パーキンソン病・アルツハイマー病を含む）、09000 循環器系の疾患（高血圧性疾患・心疾患含む）、10000 呼吸器系の疾患（インフルエンザ・肺炎含む）、11000 消化器系の疾患、14000 腎尿路生殖系系の疾患（腎不全含む）、18100 老衰、20000 傷病及び死亡の外因

図 2 死因別死亡数の推移と超過・過少死亡

4.3 死因別死亡数の推移に基づく死因の分類

本節では、次章で取り上げる死亡の構造化の準備のため、表3に掲げる各死因（全死因を除く）の新型コロナ前の推移から予想される期待値を上回る対数死亡数について、非階層型クラスタリングであるk-means法²と動的時間伸縮法（dynamic time warping：DTW）を用いた階層型クラスタリングの各方法を用いて分類を試みる。

4.3.1 k-means法による分類

区分数を2から5とした場合のk-means法による分類の結果³は、表4の通りである。いずれの区分数においても、新生物<腫瘍>と新型コロナは別分類となっており、区分数4以上では、精神及び行動の障害・神経系の疾患・老衰が同分類となり、区分数5では、感染症及び寄生虫症・呼吸器系の疾患が同分類となっている。

表4 k-means法による分類

区分数/分類		コード
2	分類1	01000, 04000, 05000, 06000, 09000, 10000, 11000, 14000, 18100, 20000
	分類2	02000, 22200
3	分類1	01000, 04000, 05000, 06000, 09000, 10000, 11000, 14000, 18100, 20000
	分類2	02000
	分類3	22200
4	分類1	01000, 04000, 09000, 10000, 11000, 14000, 20000
	分類2	02000
	分類3	05000, 06000, 18100
	分類4	22000
5	分類1	01000, 10000
	分類2	02000
	分類3	04000, 09000, 11000, 14000, 20000
	分類4	05000, 06000, 18100
	分類5	22000

上表におけるコード（01000～20000）は、図2の下部に掲載のものと同じ。22200は、新型コロナ。

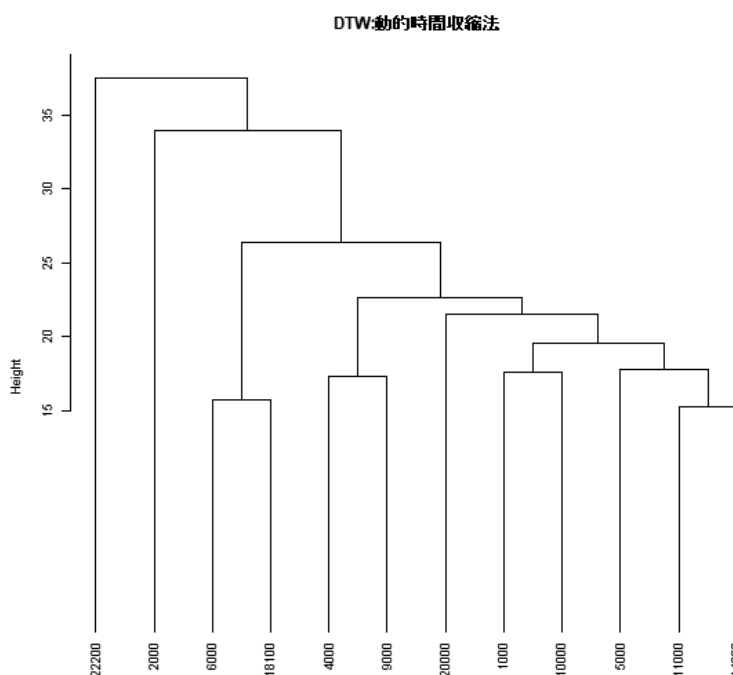
² k-means法の逐次繰り返しをBICによる分割停止基準により最適なクラスタ数を決定するx-means法があるが、解釈困難な結果となる場合もあることから、ここでは用いていない。

³ k-means法は、結果が初期値に依存する短所が指摘されているが、ここで用いているデータの種類や数は少なく、安定した結果が得られている。

4.3.2 動的時間伸縮法 (dynamic time warping : DTW) を用いた階層型クラスタリング

本節では、DTW を用いた階層型クラスタリングを行う。DTW は2つの時系列データの各点の距離を全て算出し、2つの時系列データが最短となるパスを見つける方法である。対応する点を選択する際、その時点までに選択済みの点も選択可能とするため、時系列データの周期や長さが異なる場合にも類似度を測ることが可能となっている。

図3は、DTWによる階層型クラスタリングの結果である。新型コロナと新生物(腫瘍)は上の階層になってから併合されており、神経系の疾患と老衰もその次に上の方の階層で併合、傷病及び死亡の外因がさらにその次で併合されている。これらの結果は、前節で述べた k-means 法の場合の結果と概ね同様となっており、新型コロナ開始後の死因別死亡の変動を把握する上で参考になるものと考えられる。



上図のコードは、表4の欄外に記載のものと同一

図3 DTWによる階層的クラスタリングの結果

4.4 死因別死亡の構造に関する考察

本節では、前節までの内容に基づき、新型コロナ開始後の死亡の変動を表す構造について考察し、次章の分析にあたり仮定を置く。

前節で示した新型コロナ開始後の死因別死亡数の推移を踏まえた死因の分類では、多くの場合、新型コロナによる死亡はそれ以外の死因による死亡と別に区分されている。一方、4.1節で述べた新型コロナとの関連性が考えられる死因が複数存在しており、前節の死因の分類において、これらの死因は同区分に分類されている場合が多い。これらのことを踏まえ、ここでは、新型コロナの死亡と関連性のある死因の死亡の挙動を1つの構造（表5に掲げる構造1）と捉える。

前節の分類では、傷病及び死亡の外因の死亡は、上述の新型コロナの死亡と関連性のある死因の死亡と同区分に分類される場合が多いが、新型コロナの死亡との直接の関連性というよりは新型コロナの流行の人々の行動や社会・経済への影響を通じて影響を受けている可能性が考えられる。このため、傷病及び死亡の外因の死亡については、外生変数である新型コロナとの関連の可能性がある社会・経済に関わる指標や行動に関わる新型コロナの流行・死亡に関わる指標で構成される別の構造（表5に掲げる構造2）を想定する。

表5 新型コロナ開始後の死亡変動の構造の仮定

	各構造が示すもの	各構造を構成する死因等
構造1	新型コロナの死亡と関連性のある死因の死亡の挙動	01000 感染症及び寄生虫症 04000 内分泌・栄養及び代謝疾患 09000 循環器系の疾患（高血圧性疾患・心疾患含む） 10000 呼吸器系の疾患（インフルエンザ・肺炎含む） 11000 消化器系の疾患 14000 腎尿路生殖器系の疾患（腎不全含む） 22200 新型コロナ
構造2	新型コロナの流行等による行動変化や社会・経済の変化等に伴う傷病及び死亡の外因の死亡の挙動	20000 傷病及び死亡の外因 外生変数：社会・経済に関わる指標、行動に関わる 新型コロナの流行・死亡に関わる指標
構造3	新生物〈腫瘍〉の死亡の挙動	02000 新生物〈腫瘍〉
構造4	老衰・認知症・アルツハイマー病等の長寿・高齢化との関連性が考えられる死亡の挙動	05000 精神及び行動の障害 06000 神経系の疾患（パーキンソン病・アルツハイマー病を含む） 18100 老衰

(注) 上表のコードは、表4の欄外に記載のコードと同じ。

新生物<腫瘍>については、前節で示した死因の分類では別に区分されることが多く、また、4.1 節の内容からも新生物<腫瘍>の死亡は新型コロナの死亡と必ずしも関連性が深いとは言いきれない。新生物<腫瘍>の死亡は、新型コロナ流行開始後、それ以前と比較し変化している可能性があり、ここではもう1つの別の構造（表5に掲げる構造3）を想定する。

老衰・精神及び行動の障害・神経系の疾患（パーキンソン病・アルツハイマー病を含む）については、前節の分類において上述の死因とは別に同一の区分とされる場合が複数みられる。これらの死因についても、新型コロナとの関連性は必ずしも深いとは言いきれず、ここでは長寿・高齢化との関連性が考えられる死亡としてさらに別の構造（表5に掲げる構造4）として想定する。

5. 各構造のモデリング

本章では、4.4 節で述べた新型コロナ開始後の死亡変動の各構造についてモデリングし、それぞれについて推定する。

5.1 アプローチとデータ系列

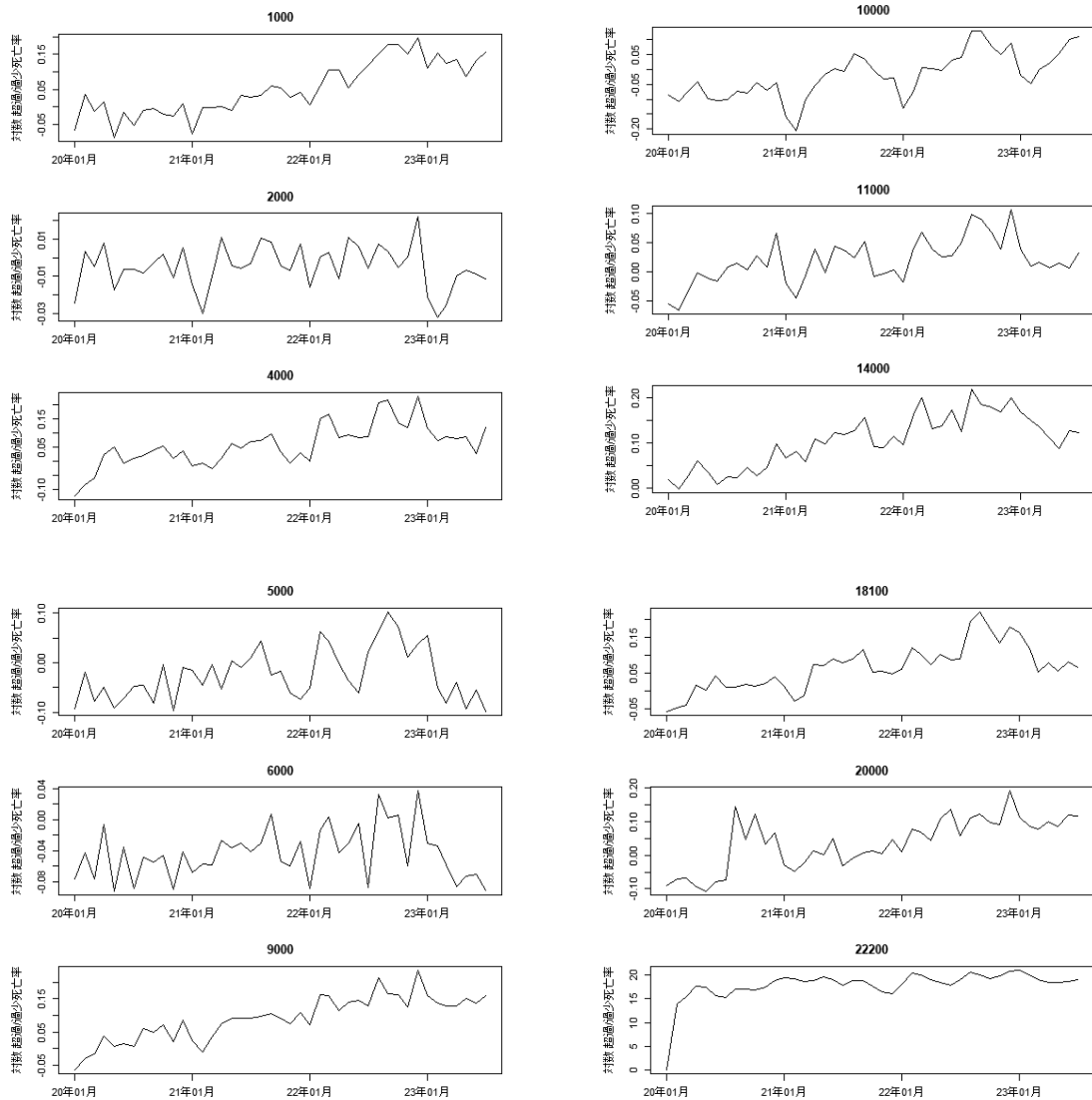
死因別死亡に係るデータは時系列データであり、各構造について時系列解析によるモデリングを行う⁴。図2に示されている各死因の2015年1月～2019年12月迄の実績に基づき推定された期待水準に対する各月の超過/過少死亡数を各月1日現在の人口（総務省統計局の人口推計）で除して得た死因別死亡率の対数値の月次系列に各構造のモデルを適用する。各死因の対数超過/過少死亡率の月次系列は、図5の通りである。

5.2 構造1のモデリング

構造1は、7つの死因の対数死亡率の系列により構成される。多変量の時系列に適用されるベクトル自己回帰（VAR: Vector Autoregression）モデルの使用が考えられるが、この場合、各系列が定常であることが前提となる。このため、各系列について単位根検定（ADF検定）を実施したが、呼吸器系の疾患以外の死因について、5%水準で非定常であることが棄却できない結果となった。このような場合、Johansen の手順を実施し、共和分ランクとベクトル誤差修正モデル（VECM: Vector Error Correction Model）の推定を行う対応があるが、構造の状態を把握するには、以下に述べる状態空間モデルを利用することが考えられる。

状態空間モデルは、観測変数を説明する状態変数とそのシステムを仮定することにより観測変数の挙動を説明するモデルであり、非定常な時系列データに適用することも可能である。観測変数を x_n 、システムを表す状態変数を y_n とすると、線形ガウス状態空間モデルは、一般的に式(5.1)と式(5.2)の通り記述できる。システム誤差を表す z_n と、観測誤差を

⁴ 機械学習を用いた時系列解析の手法も存在するが、モデル構造の解釈に困難を伴うことやフォワードルッキングな推計への応用も困難を伴うこと、また、新型コロナ開始後の死亡の時系列データ数が十分とは言えないこと等から、ここでは用いていない。



上図のコードは、表4の欄外に記載のコードと同じ。

図5 死因別の対数超過/過少死亡率の系列

表す ε_n は、それぞれ、正規分布に従うものと仮定される。

$$x_n = P_n x_{n-1} + z_n \quad (5.1)$$

$$y_n = Q_n x_n + \varepsilon_n \quad (5.2)$$

観測変数は、ここでは対象となる死因の対数超過/過少死亡率の系列である。状態変数は、

死因別にそれ以前の新型コロナウイルスの感染による死亡率への影響と、その時点の変異株等の状況変化による影響により構成されるものと想定し、各影響について、それぞれ式 (5.3) と式 (5.4) の通りシステムモデルを規定する。

$$r_{i,n} = \hat{r}_{i,n} + \xi_{i,n} \tag{5.3}$$

$$v_n = v_{n-1} + \eta_n \tag{5.4}$$

ここで、 $r_{i,n}$ の期待水準 $\hat{r}_{i,n}$ は、それ以前の対数超過/過少死亡率の系列より算出される平均とする。具体的には、それ以前の3ヶ月平均の場合と12ヶ月の移動平均の場合の2通りをここでは想定する。また、 $\xi_{i,n} \sim N(0, \sigma_\xi^2)$ 、 $\eta_n \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ とする。

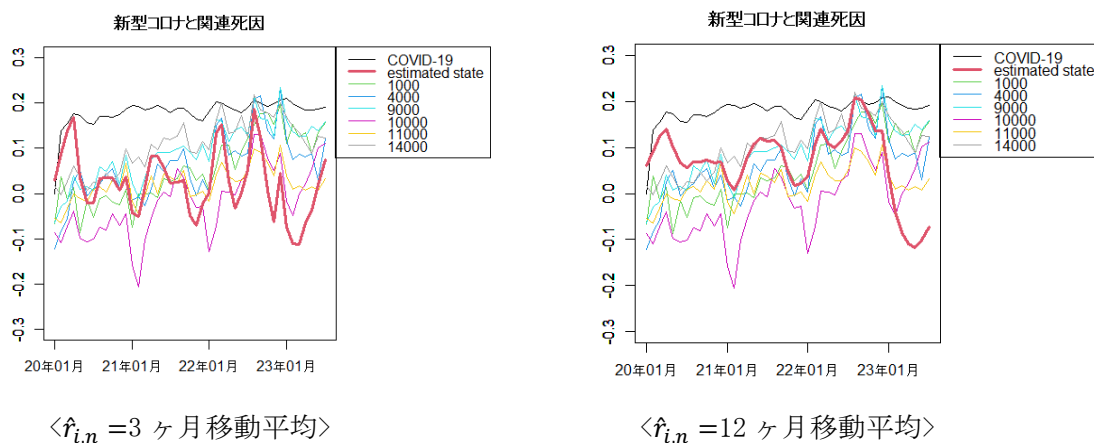
観測モデルは、上述のシステムモデルの趣旨を踏まえ、 $y_{i,n}$ を死因*i*の対数超過/過少死亡率とし、式 (5.5) の通り規定する。

$$y_{i,n} = r_{i,n} + \hat{a}_{i,n}v_n + \varepsilon_{i,n} \tag{5.5}$$

その時点の変異株等の状況変化による影響は、死因毎に異なるものと考えられ、状態変数 v_n に、 $\hat{r}_{i,n}$ に応じたウェイト $\hat{a}_{i,n}$ を乗ずる形で捉えることとする。また、 $\varepsilon_{i,n} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ とする。

初期値により推定される状態も変化するが、ここでは、観測変数の変動は状態変数の変動よりも小さいものとし、 $\sigma_\varepsilon = 0.05$ 、 $\sigma_\eta = 0.25$ 、 $\sigma_\xi = 0.01$ と設定した。

状態 v_n の推定結果は、図6の通りである。状態は、 $\hat{r}_{i,n}$ が直近3ヶ月の移動平均の場合、その水準に対するものであり短期的な変動も反映した形となっているが、12ヶ月移動平均の場合には、ある程度均された形で推定される。流行している変異株の種類や特徴等を踏ま



上図のコードは、表4の欄外に記載のコードと同じ

図6 構造1の状態推定の結果

えながら $\hat{r}_{i,n}$ 算出の平均の期間を設定する対応が考えられるが、変異株の変異スピードが速い場合は、3ヶ月等のある程度短い期間の移動平均によることが望ましいかも知れない。状態の推移と新型コロナの流行との関連性については更に分析が必要であるが、ある程度タイムラグを置いて、新型コロナが他の6つの死因の死亡率に影響している部分がある可能性も考えられる。この場合は、より長めの期間の移動平均等による対応が想定される。

5.3 構造2のモデリング

構造2のモデリングでは、傷病及び死亡の外因の死亡を対象とする。また、表5に記載した外生変数として、労働時間（前年同月比）、賃金（前年同月比）、完全失業率（季節調整値）、及び、新型コロナ死亡数を感染者数で除した率（以下「感染者死亡割合」という）を取り上げる。単位根検定（ADF検定）を実施すると、いずれの系列も非定常であることが棄却できず、構造1のモデリングと同様、状態空間モデルを利用する。

図7は、傷病及び死亡の外因の死亡率と自殺を除いた死亡率及び自殺の死亡率、並びに、上述の外生変数の推移を示している。自殺は、様々な理由により生じている可能性が考えられ、ここでは、傷病及び死亡の外因のうち自殺を除いた死亡率について、式(5.1)と式(5.2)により規定される状態空間モデルを適用する。

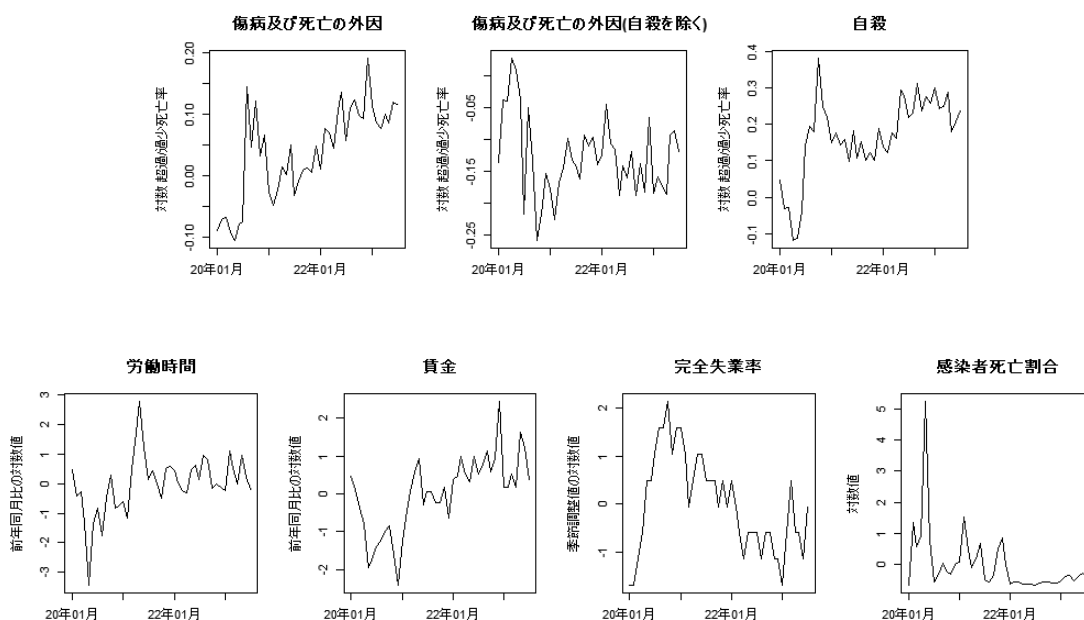


図7 構造2の各系列

状態 v_n の推定結果は、図8の通りである。 $\hat{f}_{i,n}$ が直近3ヶ月の移動平均の場合と12ヶ月の移動平均の場合で形にそれ程相違は無いが、直近の感染状況による行動の変化が少なからずあるのであれば、3ヶ月移動平均の方がより適切に状態を表していると考えられる⁵。

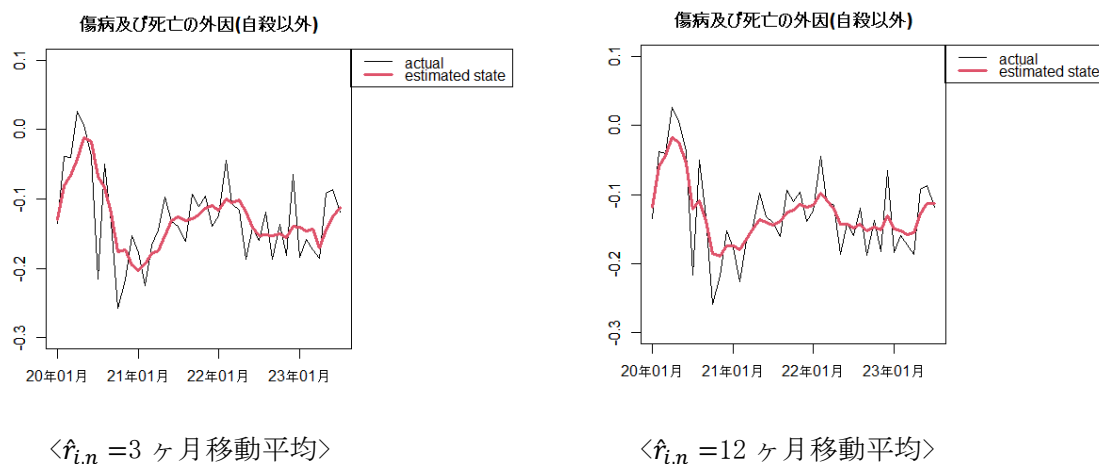


図8 構造2の推定された状態

表7は、3ヶ月移動平均の場合の状態の推定値を上述の外生変数で重回帰した結果であり、労働時間と完全失業率が5%水準で有意、感染者死亡割合が1%水準で有意の結果となる⁶。感染者死亡割合は、流行している新型コロナの特徴を表している側面があり、労働時間や完全失業率とともに、新型コロナの流行を踏まえた行動の変化による傷病及び死亡の外因の死亡率の変化を説明している可能性がある。

表7 重回帰分析の結果（傷病及び死亡の外因(自殺以外)の死亡率の状態)

	偏回帰係数	t 値	p 値	判定
労働時間	0.00213	2.507	0.0166	*
賃金	0.00140	1.374	0.1774	
完全失業率	-0.00208	-2.590	0.0135	*
感染者死亡割合	0.00249	3.565	0.0010	**
定数項	0.00022	0.384	0.7034	

有意水準：*** 0.001, ** 0.01, * 0.05

自由度調整済決定係数：0.4538

⁵ 3ヶ月移動平均の場合、推定された状態について単位根検定（ADF検定）を実施した結果、5%水準で定常との判定であった。

⁶ 非定常の系列が含まれていることに留意が必要である。

5.3 構造3のモデリング

構造3は、新生物<腫瘍>の死因別死亡率により構成されるが、単位根検定（ADF 検定）を実施すると非定常であることが棄却できず、構造1と構造2のモデリングと同様、状態空間モデルを利用する。

状態 v_n の推定結果は、図9の通りである。 $\hat{r}_{i,n}$ が直近3ヶ月の移動平均の場合と12ヶ月の移動平均の場合とも、概ねゼロを少し下回る水準で推移しており、新生物<腫瘍>の罹患による重症化リスクはあり得るものの、新型コロナの影響はそれ程大きくないものと想定される。直近ではなく1年等の一定の期間の感染状況に応じ状態が変動する可能性もあり、そうであれば12ヶ月移動平均の方がより適切に状態を表すものと考えられる。

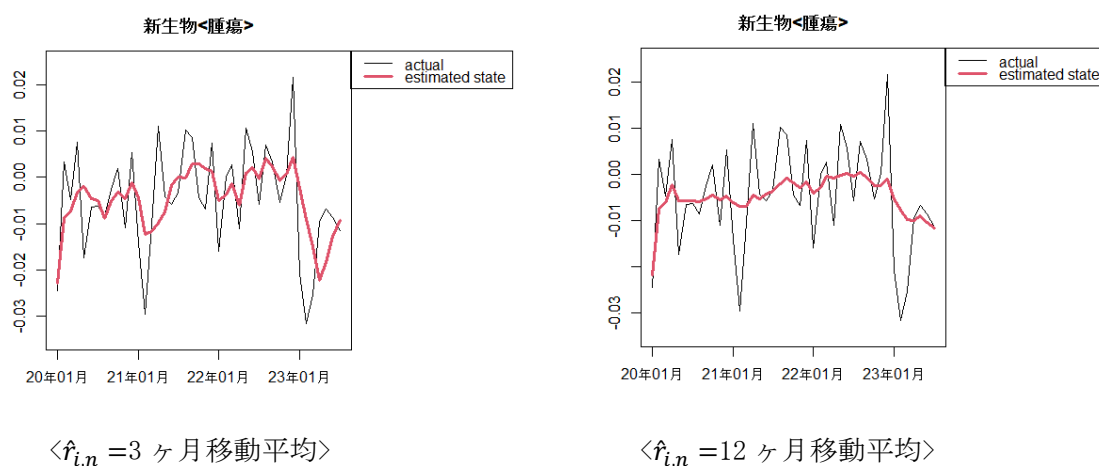
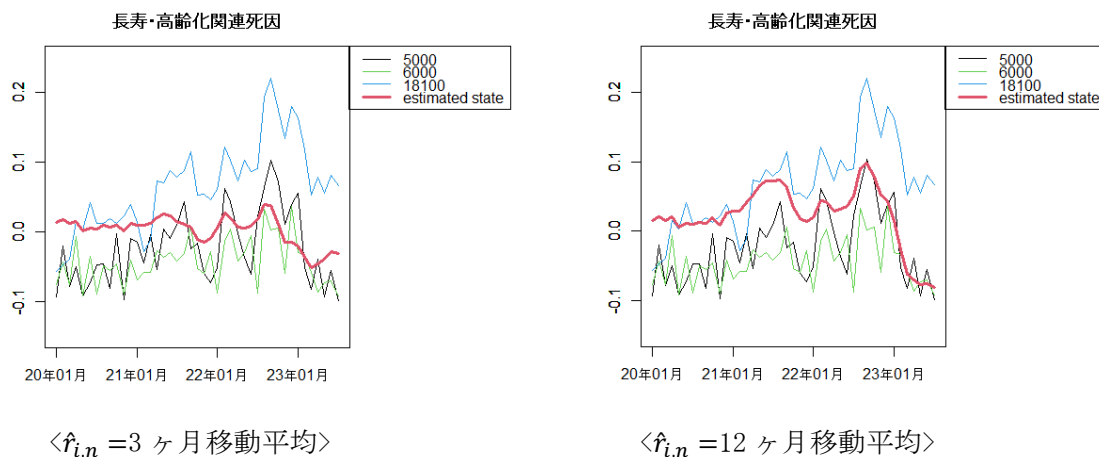


図9 構造3の推定された状態

5.4 構造4のモデリング

構造4は、精神及び行動の障害、神経系の疾患（パーキンソン病・アルツハイマー病を含む）、老衰の3つの死因別死亡率により構成される。これらの系列について、単位根検定（ADF 検定）を実施すると、いずれも非定常であることが棄却できず、構造1～3までと同様、構造4についても、状態空間モデルを用いる。

状態 v_n の推定結果は、図9の通りである。 $\hat{r}_{i,n}$ が直近3ヶ月の移動平均の場合は、概ねゼロで推移し、2022年の半ばより低下傾向に転じている。12ヶ月平均の場合、ゼロを少し上回る水準で変動しながら推移し、2022年の半ばより低下傾向に転じている。新型コロナの3つの死因の死亡率への影響は定かではないが、5類移行等に見られる通り、新型コロナの流行が以前より落ち着いてきていることが2022年半ばからの低下と関連している可能性も考えられる。



上図のコードは、表4の欄外に記載のコードと同じ

図9 構造3の推定された状態

6. 考察

第4章では、死因別の超過/過少死亡数を基に、非階層型クラスタリングのk-means法と動的時間伸縮法(DTW)による階層型クラスタリングによる分類結果を示した。対象期間は43ヶ月と長くはないが、Ward法等の別の階層型クラスタリングでも類似の結果が得られ、前提とした分類は、対象期間の死因別死亡の変動の特徴を反映しているものと考えられる。第4章の分類結果は、複合死因等に関する先行研究とも特に矛盾のあるものでないが、複合死因に関する死亡の動向については、引き続きモニタリングが必要であろう。また、新型コロナやその関連死因の死亡の変動は、年層や性別により異なる可能性があり、サンプル数等も踏まえながら、細分化を検討する余地がある。

第5章では、上記の死因の分類を基に、表5に掲げる4つの構造を仮定し、状態空間モデルを用いて分析を行った。使用した手法では、新型コロナや対象となる死因の死亡率の変動の状態について式(5.3)～式(5.5)により規定されるシステムモデルを想定する形となっており、更新されるその時点の流行している新型コロナの死亡への影響は、式(5.4)に規定される状態 v_n によって捉えている。構造1について推定された状態は、対象となる各死因別死亡率や新型コロナの死亡率の変動並びに定性面から考えられることと特に矛盾の無いものとなっているが、各死因別死亡率のトレンドの水準を表す $f_{i,n}$ の移動平均の期間については、流行している新型コロナの特性に応じて設定する対応が考えられる。一律の移動平均期間でないモデルの方が適切である可能性もあり、留意が必要であろう。

構造2について推定された状態は、表7により、各時点において、自殺を除く傷病及び死亡の外因の死亡率の状態が労働時間・完全失業率・感染者死亡割合により説明される可能性

が示されている。自殺を除く傷病及び死亡の外因の死亡率は、様々な要因により変動していることが考えられるが、これらの説明変数が新型コロナの流行下における生活の状態や行動の変化等を表し説明力のある結果となっている可能性がある。

構造 3 と構造 4 について推定された状態については、新型コロナの影響とどのような関連があるか必ずしも明瞭ではなかったが、医療の進歩や長寿・高齢化の進行と感染症の流行がどのように死亡に影響を及ぼすかについては、定量面と定性面の双方から継続したモニタリングと分析及び考察が必要であろう。

本稿で示した状態空間モデルを用いて、将来状態が変化した場合の各死因別死亡率の変動や全死因死亡率への影響を評価することも可能である。このような評価は、新たな感染症が流行した場合の死亡率の水準や余命の変動をリスクとして定量的に把握することを可能とし、社会保障制度や私的年金・民間保険の設計・財政における利用が考えられる。

7. 結び

人口動態統計の死因簡単分類の死因別死亡数のデータを用いて、新型コロナ開始後の死亡変動の構造について、評価された超過/過少死亡率を基に死因を分類し、状態空間モデルを用いて分析し考察した。提示した枠組みは、新型コロナ開始後の死亡変動の構造を一定の前提で捕捉する 1 つの方法であり、参考となる情報を提供する。

本稿では、対象となる期間が 43 ヶ月と比較的短いことも考慮し、死因別の死亡総数を基に分析を行った。新型コロナや関連する可能性のある死因の死亡は、年齢や性別等により特性が異なる可能性も考えられ、年層別や性別の年齢調整後の死亡率にて分析を行うことは課題であろう。

本稿で示した枠組みは、長寿・高齢化が進行する中で将来新たな感染症が起きた際の死亡変動への影響を一定の前提で定量的に評価することも可能である。死亡率の水準を表す平均余命等が年層・世代等によってどのように異なるか等を評価し把握することは、社会保障制度の給付や負担等を考える上で有用であろう。

参考文献

井川孝之 (2023) 「死因別超過死亡の評価による新型コロナウイルス感染症の影響分析」, 『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—2022 年度報告書—』令和 4 年度報告書, 所内研究報告第 101 号, 国立社会保障・人口問題研究所, pp. 121-138.

石井太 (2022) 「新型コロナ感染症拡大以降のわが国の死亡動向に関する分析」, 『人口問題研究』, 第 78 巻, 第 4 号, pp. 460-476.

石井太・林玲子・篠原恵美子・別府志海（2022）「複合死因データに関する分析手法とその応用—わが国データへのネットワーク分析適用の試み—」, 『人口問題研究』, 第 78 巻, 第 1 号, pp. 56-77.

厚生労働省『「疾病及び関連保健問題の国際統計分類」第 10 回改訂分類（ICD-10）の一部改正の適用による死因統計への影響について』,

https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/icd_2013_eikyo.pdf

厚生労働省『死亡診断書（死体検案書）の情報をを用いた COVID-19 関連死亡数の分析』,

<https://www.mhlw.go.jp/stf/covid-19/00001.html>

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）』.

林玲子・別府志海・石井太・篠原恵美子（2022）「老衰死の統計分析」『人口問題研究』, 第 78 巻, 第 1 号, pp. 1-18.

別府志海・篠原恵美子（2023）「新型コロナウイルス感染症の複合死因分析：2020～21 年」『人口の健康・疾病構造の変化にともなう複合死因の分析手法の開発とその妥当性の評価のための研究』, 令和 4 年度 総括研究報告書, 国立社会保障・人口問題研究所, pp. 147-156.

別府志海・林玲子（2022）「日本における新型コロナウイルス感染症による死亡について」, 『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—2021 年度報告書—』 令和 3 年度報告書, 所内研究報告第 97 号, 国立社会保障・人口問題研究所, pp. 91-102.

Tanaka H., K. Togawa, K. Katanoda (2023) “Impact of the COVID-19 pandemic on mortality trends in Japan: a reversal in 2021? A descriptive analysis of national mortality data, 1995-2021,” *BMJ Open* 2023;13:e071785. doi:10.1136/bmjopen-2023-071785.

Séverine Arnold and Viktoriya Glushko (2022) “Short- and Long-Term Dynamics of Cause-Specific Mortality Rates Using Cointegration Analysis,” *North American Actuarial Journal*, 26(2), 161-183, doi:10.1080/10920277.2021.1874421.

〈お 願 い〉

本報告書の内容を利用された場合、その掲載誌などを
一部下記宛にご送付いただければ幸いです。

所内研究報告第107号

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

— 2023年度報告書 —

2024年 3月31日 発行

編集兼
発行者 国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区内幸町2-2-3 日比谷国際ビル6階
電話：(03)3595-2984(代)

印刷者 株式会社ワコー