

(調査研究報告書)

センタナリアン社会の到来に係る考察

—健康寿命に係る考察と要介護者数の将来推計—

大塚 忠義(早稲田大学大学院会計研究科教授)

目次

1. 健康寿命と不健康期間な期間の算定に関する考察
 - 1.1. はじめに
 - 1.2. 健康寿命、不健康な期間の概念とそれらの先行研究
 - 1.3. 健康寿命と不健康な期間の算定方法
 - 1.3.1. 健康の定義および健康寿命、不健康な期間の算定に用いる手法
 - 1.3.2. 健康寿命と静的手法による平均要介護期間の算定
 - 1.3.3. 動的手法による平均要介護期間の算定
 - 1.4. 健康余命の試算結果の比較
 - 1.4.1. 健康余命の試算結果の比較
 - 1.4.2. 平均要介護期間の試算結果の比較
 - 1.4.3. 手法の違いによる差の分析
 - 1.4.4. 要介護寿命の提案
 - 1.5. まとめと今後の課題
2. 健康寿命および要介護者数の将来推計
 - 2.1. はじめに
 - 2.2. 健康寿命の概念、人口などの将来推計、およびそれらの先行研究
 - 2.2.1. 健康寿命の概念と先行研究
 - 2.2.2. 人口と要介護者の将来推計
 - 2.3. 健康寿命の将来推計
 - 2.3.1. 要介護者割合の将来推計モデル
 - 2.3.2. 要介護者割合の推計結果
 - 2.3.3. 健康寿命の将来推計
 - 2.4. 要介護者数の将来推計
 - 2.4.1. 要介護者数の将来推計
 - 2.4.2. 将来推計の妥当性
 - 2.4.3. 要支援・要介護度別の要介護者数の将来推計
 - 2.4.4. 人口ピラミッドの推移
 - 2.5. まとめと今後の検討課題

【参考文献】

本研究の目的は、未曾有の高齢化社会を迎える 50 年後の我が国の姿、特に 80 歳以上、100 歳以上の超高齢者の状況とその影響を明らかにすることである。

超高齢化社会を迎えるなか、高齢者が健康状態を維持しつつ天寿を全うできるのか、それとも不健康な状態で延命するのか、社会保障財源等の観点から関心が高まっている。健康状態の維持を示した指標としては、WHO が提唱した健康寿命がある。そして、不健康な状態を示した指標としては、平均寿命と健康寿命との差により定義した不健康な期間がある。

平均寿命が延伸し超高齢化社会を迎えるなか、健康な状態を維持できる生存期間の平均である健康寿命の測定は重要である。しかし、その算定に関して統一した基準が存在しているわけではなく、複数の指標が存在する。厚生労働省が提示している「健康寿命の算定方法の指針」では、健康の定義として「日常生活に制限のない状態」「自分が健康であると自覚している状態」「日常生活動作が自立している状態」の 3 種類を並列して列記している。

健康状態を維持している人口についての将来推計や社会保障に係る財源試算の基礎資料として健康寿命を使用する場合には、健康の定義は客観性の高いものでなくてはならない。そして、健康寿命はその定義に沿って継続的に収集された統計データによって算定される必要がある。

しかしながら、健康寿命の将来推計手法に係る議論や検討が十分行われているとはいえない。また、統計データ収集の拡大・変更を前提とした場合の算定手法の妥当性についての議論も行われていない。そのため、25 年後 50 年後の超高齢化社会では、どのくらいの割合の人が要介護状態なのか不明である。

このような状況を背景として、冒頭述べた研究の目的のうち今年実施したのは、現在利用できるデータの制約のもとで健康寿命と不健康な期間の算定方法と試算結果を比較分析し、指標値の差異が意味することを解明すること、および健康寿命と要介護者数の将来推計を行うことの 2 点である。本研究をとおして、次のような知見を得ることができた。

静的手法で得られた平均要介護期間と動的手法によるものとの差異は大きい。そして、静的手法では、要介護割合が不変であっても平均寿命が延びれば、平均寿命と健康寿命の差が広がり国民の健康悪化を示す結果となってしまう。

一般に平均要介護期間という言葉から連想されるものは、「ある年齢で要介護状態となった者の要介護期間の平均」であるが、静的手法による平均要介護期間が表しているものは「出生数(0 歳の健常者数)を分母にして要介護状態になった人の生存期間の加重平均」である。分母の違いにより、静的手法で求めた平均要介護期間は、動的手法により算定したものに比べ常に短くなる。

要介護状態にある期間の平均である要介護寿命や平均要介護期間を求めるためには、その年齢で要介護状態になった者に着目し、その後の要介護者死亡率および

回復率をもとに平均要介護期間を求める動的手法の方が望ましい。しかし、動的手法や要介護寿命は健康寿命と合算しても平均寿命と等しくならないので、使用にあたりその特性を理解する必要がある。

また、政府が健康寿命の延伸を目指し様々な施策を講じているにもかかわらず、本研究の推計によると健康寿命は男女のいずれにおいても平均寿命ほど延伸しない。2015年から2065年にかけて、男性では5.0年、女性では4.7年ほど平均寿命と健康寿命の差が広がっている。さらに、健康寿命は将来のある時点から現在より短くなるといった結果も示している。健康寿命が平均寿命ほど延伸しない理由は男女で異なっている。男性では要介護者割合の増加による影響が大きく、女性では平均寿命の延伸による影響が大きい。

この結果をもとに、要介護者数の将来推計を行うと65歳以上の要介護者数は、2065年には2015年の男性は約3倍、女性は2倍になることが見込まれる。要介護者数が増加する要因は、85歳以上の人口の大幅な増加にあると見込まれる。

すなわち、これから訪れる超高齢化社会とは、健常者より要介護者の方が多い社会となることを意味している。もっとも増加する要介護者の多くは比較的軽度の要支援と要介護1に該当する人で、比較的重度の要介護2以上の人は横ばいという推計結果になっている。

本研究の成果は、次に記載する学会・研究会での報告と2編の学術論文からなる。

(1) 「健康寿命と平均要介護期間の算定方法に係る考察とそれらの将来推計」

2017年11月18日 生活経済学会 関東部会 於慶応義塾大学日吉校舎

(2) 「健康寿命と平均要介護期間に関する考察」

2017年12月2日 日本保険年金リスク学会 研究発表大会

於日本大学商学部砧キャンパス

(3) 「健康寿命と平均要介護期間に関する考察 -サリバンの問題点と動的ロジャース法の提案 -健康寿命と平均要介護期間の将来推計」

2018年1月24日 国立社会保障・人口問題研究所 「長寿革命に係る人口学的観点からの総合的研究」 研究会 於国立社会保障・人口問題研究所

(4) 「健康寿命と平均要介護期間の将来推計」

2018年6月10日 生活経済学会 第34回研究大会 於岐阜大学

なお、当該報告は研究大会会長賞を受賞した。

論文に関しては、「健康寿命と不健康期間な期間の算定に関する考察」は『生活経済学会研究』第48巻(2018年9月発行予定)に掲載される予定である。また、「健康寿命および要介護者数の将来推計」は生活経済学会研究大会会長賞を受賞したことから第49巻(2019年4月発行予定)に掲載される。

本研究調査報告書のこれ以降の構成は次のとおりである。第1編は論文「健康寿命と不健康期間な期間の算定に関する考察」を転載する。すなわち第1章「はじめに」に続き、第2章においては厚生労働省の資料や先行研究をもとに健康寿命と不健康な期間の概念を明らかにする。つぎに、第3章で本稿で取り上げる複数の健康

寿命と平均要介護期間の算定方法を詳述する。第4章では試算結果を分析し現在利用できるデータの制約のもとで最適な算定手法を提案する。最後に、分析の結果得られた知見をまとめたうえで、残された課題を整理する。続く第2編では論文「健康寿命および要介護者数の将来推計」を転載した。同じく第1章「はじめに」に続き、第2章では先行研究等をもとに、健康寿命の概念と現在広く用いられている将来人口推計手法を明らかにする。つぎに、第3章において、本稿で採用する健康寿命の将来推計手法を詳述したうえで、将来推計を実施しその結果を分析する。第4章で社人研による将来人口推計と健康寿命の将来推計をもとに、要介護者数の将来推計を行い、年齢区分ごとの試算結果を分析する。最後に、分析の結果得られた知見をまとめたうえで、残された課題を整理する。

1. 健康寿命と不健康期間な期間の算定に関する考察

1.1. はじめに

2017年3月に公表された第22回完全生命表における0歳の平均余命(平均寿命)は、男80.75年、女86.99年であり、前回の完全生命表と比較して、男は1.20年、女は0.69年上回った。超高齢化社会を迎えるなか、高齢者が健康状態を維持しつつ天寿を全うできるのか、それとも不健康な状態で延命するのか、社会保障財源等の観点から関心が高まっている。健康状態の維持を示した指標としては、WHOが提唱した健康寿命がある。

そして、不健康な状態を示した指標としては、平均寿命と健康寿命との差により定義した不健康な期間がある。「健康日本21(第2次)の推進に関する参考資料」¹によると、平均寿命が男79.55年、女86.30年に対し、健康寿命は男70.42年、女73.62年であり、不健康な期間は男9.13年、女12.68年となっている。

健康寿命が延伸し不健康な期間が短縮するほど社会保障費用の負担を軽減できるため、政府は健康寿命の延伸を目指し様々な施策を講じている²。しかし、健康寿命は社会保障コストや個人消費の動向を左右する重要な指標であるにもかかわらず、その算定に関して統一した基準が存在しているわけではなく、複数の指標が存在する。厚生労働省が提示している「健康寿命の算定方法の指針」³では、健康の定義として「日常生活に制限のない状態」「自分が健康であると自覚している状態」「日常生活動作が自立している状態」の3種類を並列して列記している。

また、健康寿命の算定手法についてもサリバン法、ロジャース法、カツツ法といった複数の方法が並列的に存在しており、現在活用できる統計データのもとでは、サリバン法が推奨されている。しかしながら、統計データ収集の変更・拡大を前提とした場合の算定手法の妥当性、および統計データの変更・拡大の必要性についての議論はさ

¹ 厚生労働省(2012a)

² 厚生労働省(2012b)

³ 厚生労働省(2012c)

れていない。さらには、将来の社会保障のコストを推計するために、健康寿命の将来推計手法の確立が求められるが、これらに係る議論や検討がされているとはいえない⁴。

このため、これまでになされた研究も種々の健康の定義のもとで健康寿命を測定・比較するもの、統計データの不足を補うために特定の地域で収集したデータに基づき分析したものが多い。

本稿の目的は、このような現状と今後の統計データの拡大を視野に入れ、現在利用できるデータの制約のもとで健康寿命と不健康な期間の算定方法と試算結果を比較分析し、指標値の差異が意味することを解明すること、および社会保障財源の観点からより有用な算定手法と指標を提案することである。

健康寿命の算定にあたっては、我が国で広く用いられているサリバン法を採用し公的介護保険の要介護者に係る統計資料を用いる。そして、不健康な期間については、平均寿命から健康寿命を控除した値を不健康な期間とする手法(これを静的手法という)と、ある年齢で要介護状態になった者の平均期間を要介護者死亡率および回復率をもとに算定する手法(これを動的手法という)によって求めた試算結果を比較分析する。

これ以降の構成は次のとおりである。第2章においては厚生労働省の資料や先行研究をもとに健康寿命と不健康な期間の概念を明らかにする。つぎに、第3章で本稿で取り上げる複数の健康寿命と平均要介護期間の算定方法を詳述する。第4章では試算結果を分析し現在利用できるデータの制約のもとで最適な算定手法を提案する。最後に、分析の結果得られた知見をまとめたうえで、残された課題を整理する。

1.2. 健康寿命、不健康な期間の概念とそれらの先行研究

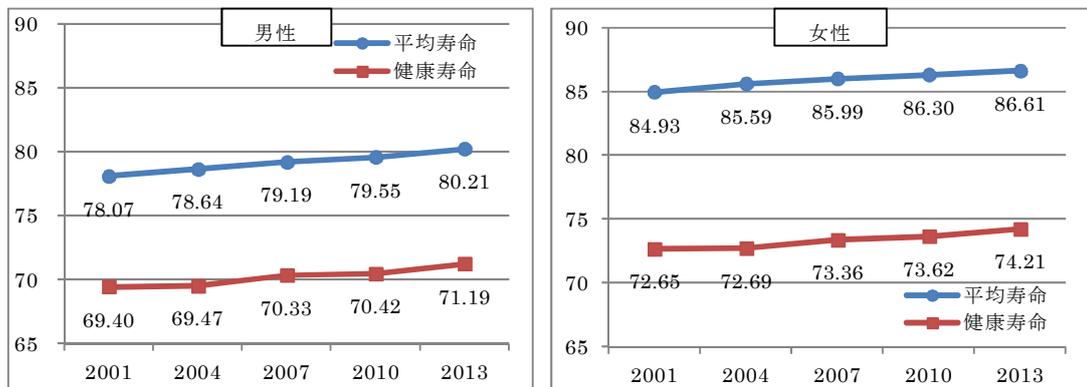
平均寿命が生存期間の平均を表しているのに対し、健康寿命は健康な状態を維持できる生存期間の平均である。WHO が 2000 年に提唱し、各国の健康寿命を作成、比較している。

WHO の健康の定義は「病気でないとか、弱っていないということではなく、肉体的にも、精神的にも、そして社会的にも、すべてが満たされた状態」、健康寿命の定義は「病気やけがのために健康状態に満たない年数を考慮して、完全な健康状態で生活することが期待できる平均年数」となっている。我が国においては、厚生労働省が 2010 年度より独自に健康寿命を作成し公表している⁵。

⁴ 厚生労働省 (2012c)では平均寿命と健康寿命の差を「不健康な期間」と定義し、2020 年までの予測を試みているが、長期的な将来の不健康な期間を示した研究とはなっていない。

⁵ 厚生労働省 (2012a)、(2012b)、(2014)、橋本 (2012)

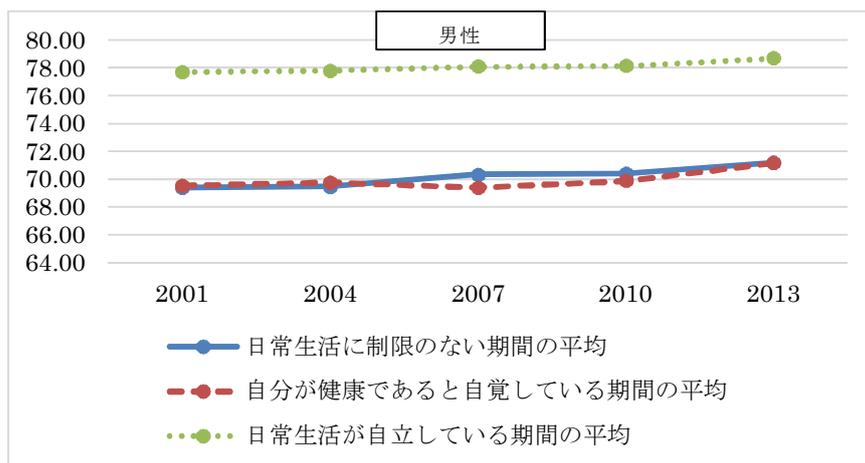
図 2-1 日本の平均寿命と健康寿命の推移(健康寿命は「日常生活に制限のない期間の平均」)

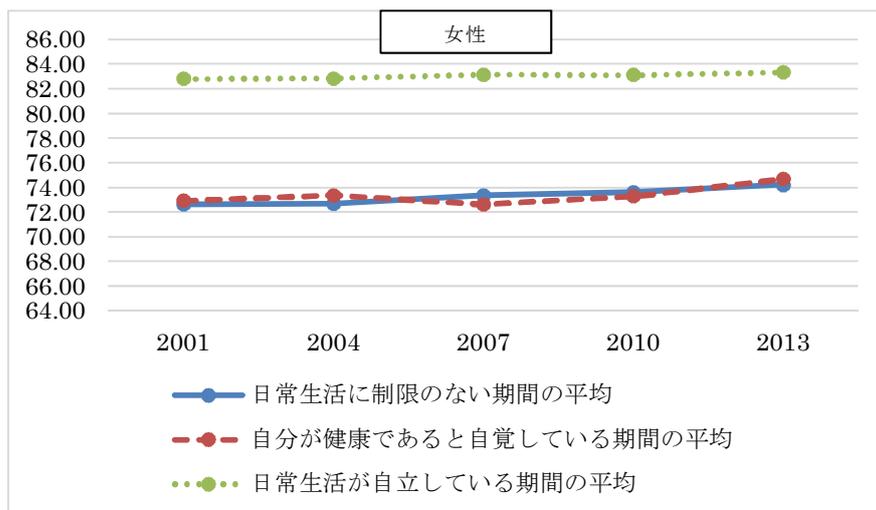


(出典: 厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会第2回健康日本21(第2次)推進専門委員会 配付資料(2014.10.01))

厚生労働省が主導する算定方法の指針では、健康寿命を「日常生活に制限のない期間の平均」、「自分が健康であると自覚している期間の平均」、「日常生活動作が自立している期間の平均」の3種類の健康寿命を算定している。それぞれの健康寿命は図 2-2 のとおりである。「日常生活に制限のない期間の平均」、「自分が健康であると自覚している期間の平均」の水準は近いが、「日常生活動作が自立している期間の平均」は、他の2つの健康寿命と比べると8~12年の差異が存在する。

図 2-2 日本の健康寿命の推移





(出典:「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」(橋本)、「健康寿命の指標化に関する研究」(橋本)より著者作成)

定義が異なることに対応して、それぞれの基礎データも異なる。「日常生活に制限のない期間の平均」と「自分が健康であると自覚している期間の平均」は国民生活基礎調査に準じた調査データを用いて作成されており、「日常生活動作が自立している期間の平均」は介護保険事業状況報告(厚生労働省)と介護給付費実態調査月報(厚生労働省)のデータを用いている。調査データの内容も「日常生活に制限のない期間の平均」は健康状態の規定は客観的であるが測定は自己申告に基づいている。また、「自分が健康であると自覚している期間の平均」は健康状態の規定が主観的で測定も自己申告に基づいている。これに対し「日常生活動作が自立している期間の平均」は、介護保険において要介護2以上の認定を受けていない人を対象にしているので、規定が客観的で測定も客観的である。

我が国における健康寿命の先行研究を概観すると、国民生活審議会調査部会(1974)が、健康の指標化の必要性を主張し、傷病と身体機能の平均期間の推定を行っている。小泉(1985)は厚生労働省の患者調査の受療率と、国民生活基礎調査の有病率、および保健衛生基礎調査を用い、健康・生存数曲線の作成と分析を試みている。齋藤(2001)は厚生労働省の国民生活基礎調査と社会福祉施設等調査報告をもとに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。

これらの我が国の研究は、その多くが厚生労働省の国民生活基礎調査の健康状態に関する質問項目を用いているが、齋藤(2001)や別府(2015)が指摘しているように、同調査では施設が調査対象となっていないなど、分析上の課題もある。

統計データの不足を補うために特定の地域で収集したデータに基づき分析したのものとしては、ダイヤ高齢社会研究財団(2010)の報告書「保険者における介護予防評価の効率的運営に関する研究」がある。この報告書では、千葉県松戸市と市川市の要支援・要介護者約20,000人を対象に、要介護度別の死亡状況を調査して

いる。また、三徳和子ほか（2011）の「中山間地域 A 市における要介護（支援）高齢者の要介護度、寝たきり度及び認知症度と死亡の関連」では、中山間地域の要支援・要介護者約 2,000 人を対象に、要介護度別の死亡状況が調査されている。

一方、不健康な期間は「健康日本21（第2次）の推進に関する参考資料」で定義され、平均寿命と健康寿命との差を日常生活に制限のある不健康な期間と説明されている。同資料において、2010 年の不健康な期間は、男性 9.13 年、女性 12.68 年となっている。不健康な期間を短縮することができれば、個人の生活の質の低下を防ぐとともに、持続可能な社会保障制度にも資することから、厚生労働大臣は「国民の健康の増進の総合的な推進を図るための基本的な方針」の中で「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」を 2022 年までの目標として掲げている。

学術研究としては、那須・斎藤（2006）は 65 歳以上を対象に、平均余命から健康余命の差を不健康余命と呼び、咀嚼能力の差により、平均余命と不健康余命に差はみられない一方で、健康余命には有意な差があったことを示している。また、山口・梯（2001）は 65 歳以上を対象に、平均自立期間および要介護期間をサリバン法で算定し、要介護期間は平均自立期間や平均余命との相関は強くなく、がん検診の受診率が高いほど平均自立期間が長いことなどを明らかにしている。

1.3. 健康寿命と不健康な期間の算定方法

1.3.1. 健康の定義および健康寿命、不健康な期間の算定に用いる手法

健康寿命と不健康な期間の算定方法を詳述するにあたって、まず本稿における健康と不健康を定義づける。本稿では、厚生省の指針にある 3 種類の健康の定義のうち「日常生活動作が自立している状態」に着目し、要介護状態にないことを健康とした。すなわち、公的介護保険での給付対象者を「不健康な人」と、誕生から死亡または要介護状態に該当するまでの平均年数を「健康寿命」と、要介護状態にとどまっている期間の平均（平均要介護期間）を「不健康な期間」と定義する。

公的介護保険の要介護者に係る統計資料を基礎とすることで、過去から統一された基準で⁶日本国民すべてを対象とした統計データに基づいた健康寿命と不健康な期間を算定することが可能になる。これにより社会保障財源との対応関係が付きやすくなり、将来の社会保障財源への影響を把握しやすくなると考える。

「健康寿命の算定方法の指針」では「不健康な人」を要介護2以上の人と定義しているが、本稿では介護保険サービスの受給対象となっている要支援1以上の人も併せて算定し、両者を比較する。また、分析を単純化するため、第2号被保険者（40歳から64歳まで）は対象外とし、第1号被保険者（65歳以上）のみを対象とする。

次に、健康寿命、不健康な期間の算定に用いる手法について述べる。健康寿命の算定には、我が国で広く用いられているサリバン法を用いる。サリバン法は生命表に

⁶ 要介護度の認定基準は 2009 年に変更されており、三宅（2011）では変更前の 2006 年と変更後の 2009 年とでは一致率が低いことが述べられている。

(1－不健康割合(＝要介護者割合))を乗じて健常者の生命表を作成し、健常者の生命表により健常者の平均寿命である健康寿命を求める方法である。

また、不健康な期間は、本稿で静的手法、動的手法と称する 2 種類の方法で算定する。静的手法とは平均寿命から健康寿命を控除した値を不健康な期間とする手法である。健康寿命はサリバン法で算出した値を使用する。これに対し、動的手法とは、ある年齢で要介護状態になった者に着目し、その集団が要介護状態にとどまる平均期間を求める手法である。

ロジャース法は、年齢階級毎の死亡率、要介護者発生率、要介護者死亡率および回復率をもとに多相生命表を作成し、この多相生命表の一部である健常者の生命表をもとに健康寿命を算定する手法である。サリバン法では要介護状態になった後の情報を必要としないが、ロジャース法は死亡に至るまでの状態遷移に係るすべての情報をもとに健康寿命を算定している。

動的手法では、ロジャース法で健康寿命を算定する際に必要とする要介護者発生率、要介護者死亡率および要介護者回復率をもとに平均要介護期間を算定する。

なお、以下本稿において、明記する必要がない限り「不健康な人」「不健康な期間」という用語は使用せず、それぞれ「要介護者」「平均要介護期間」と称する。

1.3.2. 健康寿命と静的手法による平均要介護期間の算定

健康寿命と静的手法による平均要介護期間は次のステップを踏んで算定する。

- ① 生命表の選択
- ② 要介護者割合の補整
- ③ 健常者の生命表の作成
- ④ 健康寿命および平均要介護期間の算定

1.3.2.1. 使用する生命表

使用する生命表は、2015 年国勢調査にもとづく生命表である第 22 回完全生命表を用いた。

1.3.2.2. 要介護者割合の補整

要介護者割合については、介護給付等実態調査の 2015 年 10 月審査分を用い、男女別年齢階級別に作成した。各年齢および高年齢における介護割合については、付録1－1に記した考え方に基づきロジスティック曲線により平滑化と補外をしている。

1.3.2.3. 健常者の生命表の作成

生命表に(1－要介護者割合)を乗じることで、健常者の生命表を作成する。

1.3.2.4. 健康寿命および平均要介護期間の算定

健常者の生命表を用い、以下の算式により健康寿命および平均要介護期間を算出する。

$$\text{健康寿命} = \frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{0+t}(1-K_{0+t})}{l_0} + 0.5, \quad K_x : x \text{ 歳における要介護者の割合} \quad (3.1)$$

平均要介護期間 = 平均寿命 - 健康寿命

$$= \left(\frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{0+t}}{l_0} + 0.5 \right) - \left(\frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{0+t}(1-K_{0+t})}{l_0} + 0.5 \right) \quad (3.2)$$

x 歳における健康余命、平均要介護期間は、それぞれ(3.1)式、(3.2)式中 0 とあるのを x と置き換えることによって求める。

1.3.3. 動的手法による平均要介護期間の算定

要介護者の回復率は、厚生労働省の介護給付等実態調査からある程度は把握できる。要介護者の死亡率については、全国規模で要介護者の死亡率を調査したものは存在しないので、特定の地域で収集したデータに基づき分析したものを参考に推計する⁷。要介護者発生率についても管見の限り公表されているデータはないので、要介護者割合、要介護者死亡率および要介護者回復率から推定する。

すなわち、平均要介護期間は次のステップを踏んで算定する。

- ① 生命表の選択
- ② 要介護者割合の補整
- ③ 要介護者死亡率の推定
- ④ 要介護者の回復率の推定
- ⑤ 要介護者発生率の推定

なお、①の生命表と②の要介護者割合は、サリバン法で求めたものと同一とする。

1.3.3.1. 要介護者死亡率の推定

要介護者死亡率は、要介護者の同年齢全体に対する死亡率の倍率(超過死亡指数)を推定することにより求める。各年齢の死亡率は、各年齢の要介護度割合と超過死亡指数、年齢全体死亡率の積を合算したものと一致するため、各年齢における要介護度別の人数割合と超過死亡指数を把握できれば、正確な要介護者死亡率は算定できる。

本稿では、超過死亡指数は要介護度が高くなるにつれ、直線的に大きくなると仮定する。超過死亡指数は、直線より指数関数の方が適合度は高いが、直線でも p 値は 0.000332 と小さく、適合度は十分高い(付録1-2参照)。そこで、簡便的にどの要介護度についてもランク上昇数と死亡指数の上昇幅が同じであると仮定する。ここで、

⁷ 本稿では、ダイヤ高齢社会研究財団(2010)による千葉県市川市、松戸市在住の要介護者の追跡調査を活用した。

付録1-2の検定は、調査対象年齢を合算して行っていることに注意する。年齢によっては直線的な関係にならない場合も想定され、その年齢では要介護者死亡率の推定は実態との乖離が大きくなる可能性もある。また、厚生労働省の統計データでは、要介護者割合は5歳毎の階級で集計されているため、超過死亡指数についても本稿では5歳階級毎(代表年齢)で算定する。そのため、各年齢での超過死亡指数が採用した代表年齢の超過死亡指数と乖離する可能性がある。

以下、具体的に求める。

$$\text{超過死亡指数} = a + bj$$

(a, b は定数、 j は1~7(1:非要介護、2:要支援、3:要介護1、4:要介護2、5:要介護3、6:要介護4、7:要介護5))とすると、

$y_{x,t}$: 年齢階級 x の t 年度死亡率は

(x は5歳毎の 65~69 歳、70~74 歳、75~79 歳、80~84 歳、85~89 歳、90~94 歳、95 歳以上)

$$y_{x,t} = \sum_{j=1}^7 \alpha_{x,j,t} \cdot y_{x,t} (a + bj)$$

(t は 2009~2015 年、 $\alpha_{x,j,t}$ は t 年度の要介護度 j の割合 ($\sum_{j=1}^7 \alpha_{x,j,t} = 1$))

と書ける。上の算式において $y_{x,t}$ は各年齢階級の中央年齢の死亡率を、 $\alpha_{x,j,t}$ は②で求めた要介護者割合を用い、最小二乗法にて a, b を求めた。結果は以下のとおりである。計算結果は 2009~2015 年の 7 年分について得られるが、7 年間で大きな差がなかったため、7 年平均を記載している。

表 3-1 超過死亡指数

	年齢階級	超過死亡指数(2009~2015年の平均値)						
		健全者	要支援	要介護1	要介護2	要介護3	要介護4	要介護5
男性	65~69 歳	91%	183%	274%	365%	456%	548%	639%
	70~74 歳	85%	171%	256%	342%	427%	513%	598%
	75~79 歳	74%	148%	221%	295%	369%	443%	517%
	80~84 歳	60%	120%	180%	240%	300%	360%	420%
	85~89 歳	46%	93%	139%	186%	232%	279%	325%
	90~94 歳	35%	70%	105%	140%	175%	210%	245%
	95 歳以上	27%	55%	82%	110%	137%	164%	192%
女性	65~69 歳	90%	180%	270%	360%	450%	540%	630%
	70~74 歳	86%	171%	257%	343%	429%	514%	600%
	75~79 歳	71%	143%	214%	286%	357%	429%	500%
	80~84 歳	53%	106%	159%	212%	265%	318%	371%
	85~89 歳	38%	76%	113%	151%	189%	227%	264%
	90~94 歳	28%	56%	84%	111%	139%	167%	195%
	95 歳以上	22%	43%	65%	87%	108%	130%	152%

この超過死亡指数を用いて、各年齢での要介護者死亡率 q_x^i は、

$$q_x^i = \frac{\sum_{j=2}^7 \alpha_{x,j,t} \cdot y_{x,t} (a+bj)}{\sum_{j=2}^7 \alpha_{x,j,t}} \quad (3.3)$$

で算定できる。

なお、各年齢での健常者死亡率 q_x^{aa} は同様に、

$$q_x^{aa} = \alpha_{x,1,t} \cdot y_{x,t} (a+b) \quad (3.4)$$

で算定できる。

1.3.3.2. 要介護者の回復率の推定

要介護者の回復率については、基礎データとして2009～2015年の介護給付等実態調査の統計第6表「年間継続受給者数、性・要介護(要支援)状態区分別」を用いた。この基礎データは、年始に要支援・要介護状態であった者の各要介護度が年末にどの要介護度に遷移したかを示したものである。ただし、本稿で必要としているのは健常状態にまで回復した者の割合であるが、これは基礎データにおいて集計対象外となっている。そこで、各要介護度の改善ランク(1～6)を求め、例えば要介護2であればランクが3つ上がれば、要介護2→要介護1→要支援→健常と、健常状態にまで回復したものと見なすことにした。具体的な算式は次のとおりである

$$\text{ランクが } k \text{ 上昇する率 } r(k) = \frac{\sum_{t=2009}^{2015} \sum_{j=1}^{7-k} l_{t+1}^{ii(j)}}{\sum_{t=2009}^{2015} \sum_{j=1}^{7-k} l_t^{ii(j+1)}} \quad (k=1,2,\dots,6) \quad (3.5)$$

ここに、 $l_t^{ii(j)}$ は t 年度の要介護度 j の人数である。(j は 1～7 (1:非要介護、2:要支援、3:要介護1、4:要介護2、5:要介護3、6:要介護4、7:要介護5))

要介護者の回復率 $q_x^{(r)}$ は次の算式で求めることとし、

$$q_x^{(r)} = \frac{\sum_{j=2}^7 \sum_{k \geq j} \alpha_{x,j,t} \cdot r(k-1)}{\sum_{j=2}^7 \alpha_{x,j,t}} \quad (3.6)$$

よって、2015年度の回復率は下表のとおり結果が得られる。

表 3-2 回復率(補正前)

年齢階級	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85～89歳	90～94歳	95歳以上
男性	1.5%	1.5%	1.5%	1.6%	1.5%	1.3%	0.9%
女性	1.7%	1.8%	1.9%	1.7%	1.4%	0.9%	0.4%

男性 80～84 歳は 1.6%となっているが前後の年齢階級が 1.5%であるため、80～84 歳についても 1.5%と平滑化する。また、年齢が高くなるにつれ、回復率は低減するものと思われ、95 歳を 0.9%とし、それ以降は直線的に減少するものとする。女性 65～84 歳は 1.7%～1.9%となっているが、65～69 歳が 1.7%であり 80～84 歳が 1.7%であるので、その間の 70～79 歳も 1.7%と平滑化する。また、95 歳を 0.4%とし、それ以降は直線的に減少するものとする。

表 3-3 回復率(補正後)

年齢階級	65～84 歳	85～89 歳	90～94 歳	95 歳	96 歳	97 歳	98 歳～
男性	1.5%	1.5%	1.3%	0.9%	0.5%	0.1%	0.0%
女性	1.7%	1.4%	0.9%	0.4%	0.0%	0.0%	0.0%

1.3.3.3. 要介護者発生率の推定

前述のとおり、我が国における要介護者発生率を調査した統計データは現時点(2017 年 10 月)では存在しない。介護給付等実態調査(厚生労働省)では認定者数について調査されており、これによりある時点における要介護者割合は作成できるが、要介護者割合は調査時点以前から継続して要介護者である者も含んでおり、ある年に新規に要介護状態となった者の数、すなわち要介護者発生率は把握できない。厚生労働省の興味の対象は公的介護サービスの受給者総数であり、新規要介護者の発生率についての調査は優先度が低いということであろう。

そこで本稿では、要介護者発生率を作成するにあたり、サリバン法＝ロジャース法となることを仮定する。サリバン法＝ロジャース法であるとは、サリバン法での t 年度 $x+1$ 歳の要介護者数と、ロジャース法での $t+1$ 年度 $x+1$ 歳の要介護者数が一致することを意味しており、 x 歳の要介護者発生率、要介護者死亡率、回復率が毎年同じである、すなわちコーホート効果がないことを意味している。

具体的には、要介護者割合 K_x 、要介護者死亡率 q_x^i 、要介護者の回復率 $q_x^{(r)}$ を用いて、要介護者発生率 $q_x^{(i)}$ は次の算式で求まる。

$$q_x^{(i)} = \frac{K_{x+1}(1-q_x) - K_x \left\{ 1 - q_x^i \left(1 - \frac{1}{2} q_x^{(r)} \right) - q_x^{(r)} \right\}}{(1-K_x) \left(1 - \frac{1}{2} q_x^i \right)} \quad (3.7)$$

この算式は、 $l_{x+1}^{ii} = l_x^{ii} - d_x^{ii} + i_x - r_x$ をサリバン法＝ロジャース法という条件下で次のように変形した

$$K_{x+1}(1-q_x)l_x = K_x l_x - \left\{ K_x l_x + \frac{1}{2} (1-K_x) l_x q_x^{(i)} - \frac{1}{2} K_x l_x q_x^{(r)} \right\} q_x^i + (1-K_x) l_x q_x^{(i)} - K_x l_x q_x^{(r)}$$

を $q_x^{(i)}$ について解くことで得られる。

ここに、

l_x^{aa} : x 歳の健常者数 ($l_x^{aa} = (1 - K_x)l_x$)

l_x^{ii} : x 歳の要介護者数 ($l_x^{ii} = K_x l_x$)

l_x : x 歳の生存者数 ($l_x = l_x^{aa} + l_x^{ii}$)

i_x : x 歳と $x+1$ 歳の間で健常者が要介護となる数

r_x : x 歳と $x+1$ 歳の間で要介護者が回復する数

d_x^{aa} : x 歳と $x+1$ 歳の間での健常者の死亡者数

d_x^{ii} : x 歳と $x+1$ 歳の間での要介護者の死亡者数 ($d_x = d_x^{aa} + d_x^{ii}$)

q_x^i : x 歳の要介護者の死亡率 ($d_x^{ii} = (l_x^{ii} + \frac{l_x}{2} - \frac{r_x}{2})q_x^i$)

q_x^{aa} : x 歳の健常者の死亡率 ($d_x^{aa} = (l_x^{aa} - \frac{l_x}{2} + \frac{r_x}{2})q_x^{aa}$)

$q_x^{(i)}$: x 歳の要介護発生率 ($i_x = l_x^{aa} q_x^{(i)}$)

$q_x^{(r)}$: x 歳の回復率 ($r_x = l_x^{ii} q_x^{(r)}$)

である。

1.3.3.4. 平均要介護期間の算定

x 歳における平均要介護期間は、次の算式により求める。

$$\sum_{t=0}^{w-x} i_x \left\{ 1 - \frac{1}{2} q_x^{(r)} \left(1 - \frac{1}{2} q_x^i \right) - \frac{1}{2} q_x^i \left(1 - \frac{1}{2} q_x^{(r)} \right) \right\} \prod_{s=1}^t (1 - q_{x+s}^i) / i_x \quad (3.8)$$

ここに、要介護状態となってからの回復は1年以内としている。

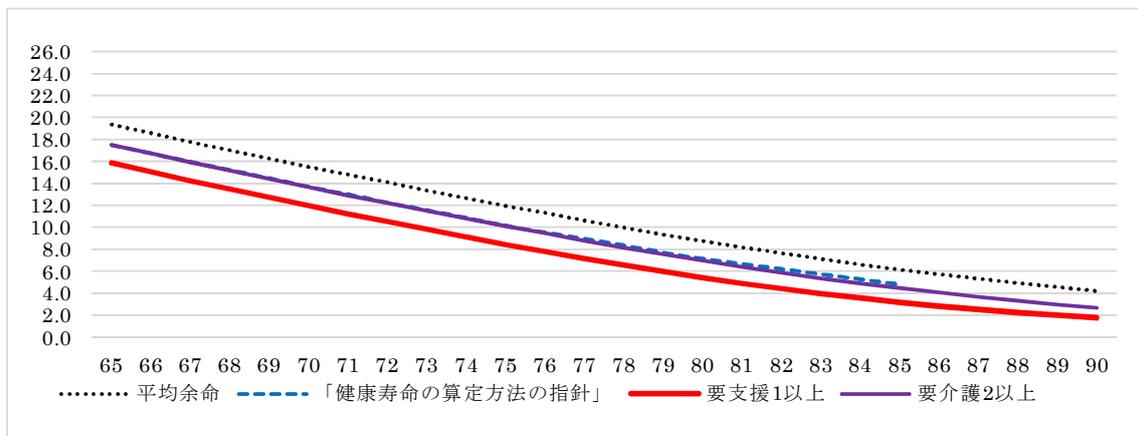
1.4. 健康余命の試算結果の比較

1.4.1. 健康余命の試算結果の比較

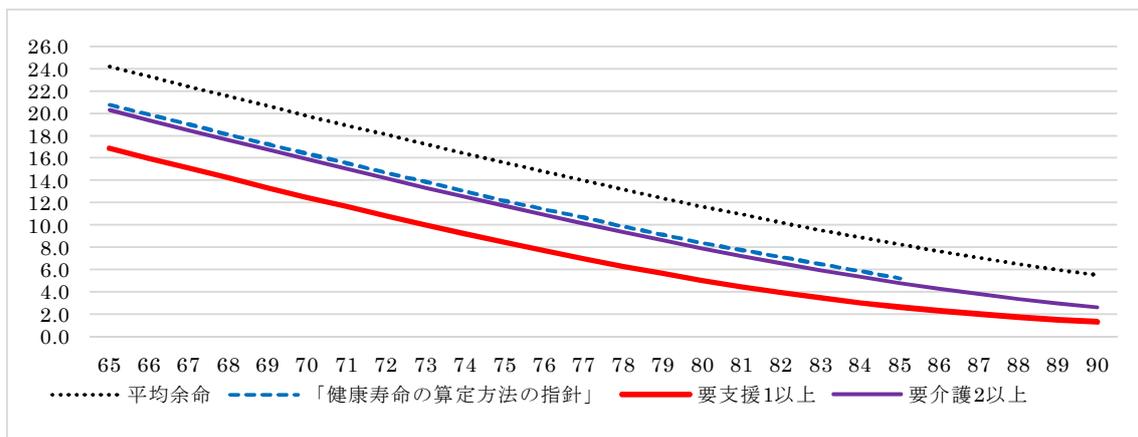
不健康の定義を要支援1以上とした場合と要介護2以上とした場合の健康余命の計算結果は次のとおりである。なお、参考として平均余命と「健康寿命の算定方法の指針」で公表された健康余命(要介護2以上)も記載した。

図 4-1 健康余命の比較

(男性)



(女性)



(注) 縦軸は健康寿命(単位;年)、横軸は年齢(単位;歳)とする

「健康寿命の算定方法の指針」は 2010 年データ、それ以外は 2015 年

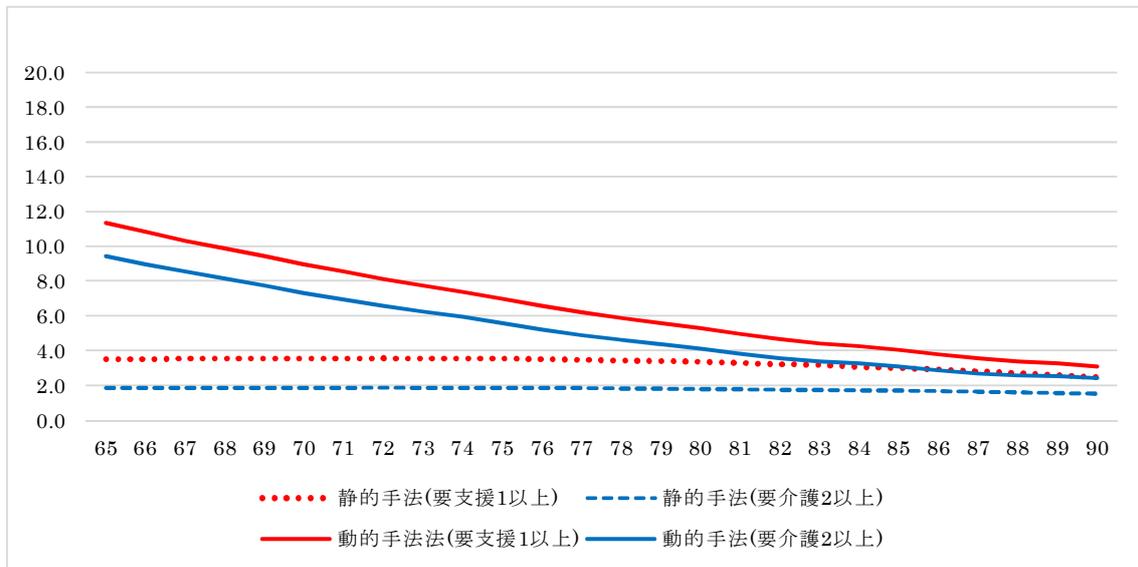
「健康寿命の算定方法の指針」は対象集団の生命表を用いデータがない年齢は前後で直線補間を行った

グラフの形状は男女とも同一の傾向である。4 つのラインとも右肩下がり、80 歳代後半を除くとほぼ並行に推移している。本試算の要介護 2 以上の健康寿命と「健康寿命の算定方法の指針」で公表された健康余命(要介護 2 以上)は、ほぼ同一の値で重なっている。

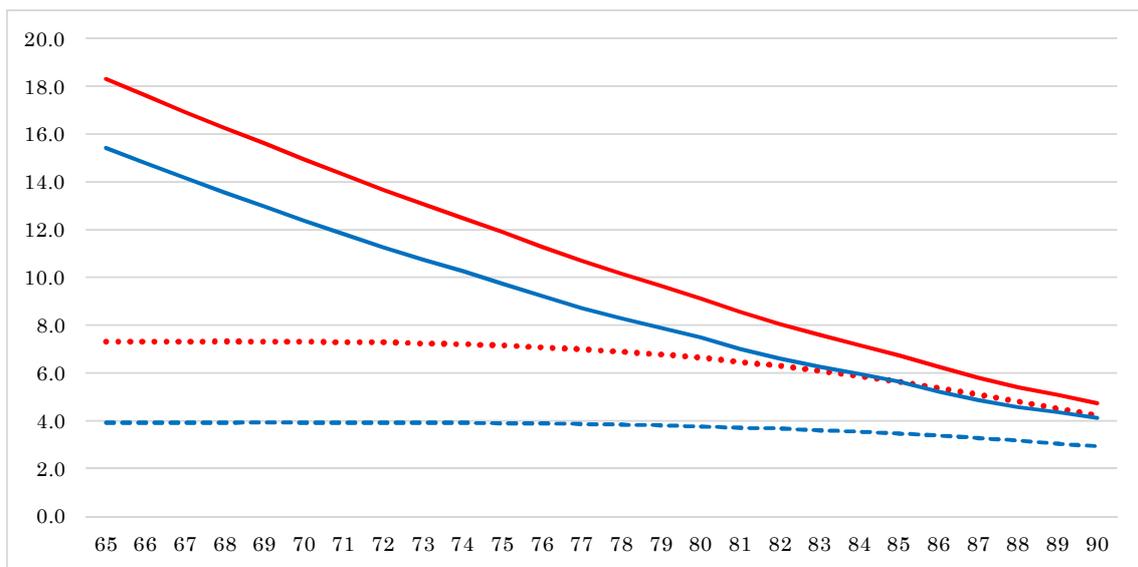
1.4.2. 平均要介護期間の試算結果の比較

次に、平均要介護期間を、不健康の定義を要支援 1 以上と要介護 2 以上とし、静的手法と動的手法でそれぞれ算定した。計算結果は次のとおりである。

図 4-2 平均要介護期間の比較
(男性)



(女性)



(注) 縦軸は平均要介護期間(単位;年)、横軸は年齢(単位;歳)とする

平均要介護期間は男女で傾向の差はみられない。しかし、静的手法と動的手法でグラフの形状は全く異なっている。動的手法では要支援 1 以上、要介護 2 以上とも右肩下がり、80 歳代後半を除くとほぼ並行に推移しているのに対し、静的手法では要支援 1 以上、要介護 2 以上とも 80 歳代後半でやや減少することを除くと、値に変化はなくほぼ水平に推移している。静的手法による平均要介護期間は、平均寿命と健康寿命の差と定義されているので、両者が並行に推移している年齢では、ほぼ同一の水準にとどまることになる。このため、60 歳代後半から 70 歳代での動的手法と静的手法との差は大きい。

直感では平均要介護期間は年齢の上昇に伴い短くなると考えられるので、静的手法の形状は不自然である。このように手法間で大きな差異が生じる理由について、次節で考察する。

1.4.3. 手法の違いによる差の分析

静的手法による 0 歳における平均要介護期間はつぎのとおりに表示される。(証明は付録1-3)

$$\begin{aligned} \text{平均要介護期間} &= \left(\frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{0+t}}{l_0} + 0.5 \right) - \left(\frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{0+t}(1-K_{0+t})}{l_0} + 0.5 \right) \\ &= \frac{\left[\left\{ (i_0 - r_0) \left(1 - \frac{1}{2} q_0^i\right) \right\} + \left\{ (i_0 - r_0) \left(1 - \frac{1}{2} q_0^i\right) (1 - q_1^i) + (i_1 - r_1) \left(1 - \frac{1}{2} q_1^i\right) \right\} \right. \\ &\quad \left. + \left\{ (i_0 - r_0) \left(1 - \frac{1}{2} q_0^i\right) (1 - q_1^i) (1 - q_2^i) + (i_1 - r_1) \left(1 - \frac{1}{2} q_1^i\right) (1 - q_2^i) + (i_2 - r_2) \left(1 - \frac{1}{2} q_2^i\right) \right\} + \dots \right]}{l_0} \end{aligned} \quad (4.1)$$

$l_0^{ii} = 0$ より $l_0 = l_0^{aa}$ であるから、この算式は、「0 歳の健常者が各年齢で要介護状態になる場合のその後の生存期間を求め、それを各年齢の要介護者数で加重平均している」ことを意味する。

またこの計算式は、要介護者の生存期間に変化がなくとも要介護者が増えれば平均要介護期間は長くなること、および要介護割合に変化がなくとも平均寿命が延びれば平均要介護期間は長くなることを意味する。すなわち、現状のように死亡率が改善する一方で要介護割合が変わらない場合、平均要介護期間は長くなる。このため、平均寿命と健康寿命の差が広がり、国民の健康悪化を示す結果となってしまふ。

このような現象を理解するために、わかりやすい例で説明する。まず、要介護者の生存期間に変化がなくとも要介護者が増える場合を示す(表 4-1)。1,000 人誕生し全員 90 歳まで生存し 91 歳までに死亡するという極端な場合で、90 歳のうち 500 人が要介護であるケース(Case1)と、90 歳のうち 900 人が要介護であるケース(Case2)とを比較する。平均寿命はともに 90.5 年であるが、健康寿命はそれぞれ 90 年と 89.6 年であり、平均寿命と健康寿命の差で算定される平均要介護期間はそれぞれ 0.5 年と 0.9 年となる。

表 4-1 静的手法のケース表 1

	Case1			Case2			Case2- Case1
	生存者	健常者	要介護者	生存者	健常者	要介護者	
0~89 歳	1,000	1,000	0	1,000	1,000	0	
90 歳	1,000	500	500	1,000	100	900	
91 歳	0	0	0	0	0	0	
平均寿命	90.5			90.5			0
健康寿命	90			89.6			-0.4
平均要介護期間	0.5			0.9			0.4

Case1: 要介護割合 $K_{90} = 0.5$ 、要介護者死亡率 $q_{89}^i = 0$ 、 $q_{90}^i = 1$

Case2: 要介護割合 $K_{90} = 0.9$ 、要介護者死亡率 $q_{89}^i = 0$ 、 $q_{90}^i = 1$

次に、要介護割合に変化がなくとも平均寿命が延びるケースを考察する(表 4-2)。1,000 人誕生し全員 89 歳まで生存した後に 800 人が 90 歳までに死亡し 200 人が 91 歳までに死亡する場合(Case3)から、死亡率が改善して(Case1)90 歳まで 1,000 人全員が生存し 91 歳までに死亡する場合へと変改したという前提で比較する。ともに 90 歳で半分の人が要介護であると仮定すると要介護割合は 50%で同一である。平均寿命はそれぞれ 89.7 年、90.5 年と 0.8 年の差があるが、一方で健康寿命は 89.6 年、90.0 年と 0.4 年の差しかない。平均要介護期間についても 0.1 年、0.5 年と 0.4 年の差である。つまり、要介護割合が同じという状況下においては、平均寿命が延びても健康寿命は平均寿命と同程度には延びなく、平均要介護期間も短くなってしまふ。

表 4-2 静的手法のケース表 2

	Case3			Case1			Case1- Case3
	生存者	健常者	要介護者	生存者	健常者	要介護者	
0~89 歳	1,000	1,000	0	1,000	1,000	0	
90 歳	200	100	100	1,000	500	500	
91 歳	0	0	0	0	0	0	
平均寿命	89.7			90.5			0.8
健康寿命	89.6			90.0			0.4
平均要介護期間	0.1			0.5			0.4

Case1: 死亡率 $q_{89} = 0$ 、要介護割合 $K_{90} = 0.5$ 、要介護者死亡率 $q_{89}^i = 0$ 、 $q_{90}^i = 1$

Case3: 死亡率 $q_{89} = 0.8$ 、要介護割合 $K_{90} = 0.5$ 、要介護者死亡率 $q_{89}^i = 0$ 、 $q_{90}^i = 1$

また、 x 歳における平均要介護期間を算定するために、0 歳の平均要介護期間の算式を準用すると、以下の結果が得られる。(証明は付録1-4)

$$x \text{ 歳における平均要介護期間} = \left(\frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{x+t}}{l_x} + 0.5 \right) - \left(\frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{x+t}^{aa}}{l_x} + 0.5 \right)$$

$$= \frac{\left[\left(l_x^{ii} (1 - q_x^i) + (i_x - r_x) \left(1 - \frac{1}{2} q_x^i \right) \right) + \left(l_x^{ii} (1 - q_x^i) (1 - q_{x+1}^i) + (i_x - r_x) \left(1 - \frac{1}{2} q_x^i \right) (1 - q_{x+1}^i) + (i_{x+1} - r_{x+1}) \left(1 - \frac{1}{2} q_{x+1}^i \right) \right) + \dots \right]}{l_x^{aa} + l_x^{ii}} \quad (4.2)$$

これは x 歳時点で既に要支援・要介護状態であった l_x^{ii} を分母・分子に含んでしまっており、必要としている「 x 歳で要支援・要介護状態になった者の平均要介護期間」の算定には適していない。すなわち、静的手法による平均要介護期間の算定は、0 歳については意味を持つが、それ以外の年齢については意味を持たないことがわかる。

よって、ある年齢の要介護者の平均要介護期間を求めるためには、その年齢で要介護状態になった者に着目し、その後の要介護者死亡率および回復率をもとに平均要介護期間を求める動的手法でなければ、字義通りの意味合いでの平均要介護期間を求めることはできない。

1.4.4. 要介護寿命の提案

動的手法によって求めた平均要介護期間はある一定の年齢で介護を必要とする状態となった人の介護期間の平均を示す指標として有用である。そして、2015 年における 75 歳の平均要介護期間は男性 7.0 年、女性 11.9 年というように、75 歳の平均余命と同様に使用することができる。しかしながら、平均寿命、健康寿命のように年齢によらない指標が存在しないと時系列や国ごとの比較の際に使い勝手が良くない。

そこで、対象となる期間に新たに要介護状態になった人の要介護期間の平均を示す指標として要介護寿命を提案する。要介護寿命は、年齢に依らず対象期間中に新たに介護を必要とする状態となった人を対象とするため、算出方法としては各年齢で新たに要介護状態になった人数で要介護期間を加重平均して求めるものとする。

$$\text{要介護寿命} = \frac{\sum_{x=0}^{\omega} i_x \cdot T_x}{\sum_{x=0}^{\omega} i_x} \quad (4.3)$$

ここに T_x は (3.8) 式で求めた動的手法による x 歳の平均要介護期間である。

表 4-3 は、要介護寿命と静的手法による 0 歳の平均要介護期間(=不健康な期間)を比較したものである。算定結果は男女とも要介護寿命が静的手法による 0 歳の平均要介護期間を上回っている。

表 4-3 要介護寿命の比較

		要支援 1 以上	要介護 2 以上
要介護寿命	男性	5.1	3.5
	女性	8.3	5.5
静的手法による 平均要介護期間	男性	3.2	1.7
	女性	6.9	3.7

この差異を説明するために、生涯要介護発生率という概念を提示する。生涯要介護発生率とは、0 歳の健常者のうち死亡以前に少なくとも 1 回は要介護状態に該当した人の割合を示すもので、次の計算式で示される。

$$\text{生涯要介護発生率} = \frac{\sum_{x=0}^{\omega} i_x}{l_0} \quad (4.4)$$

静的手法による平均要介護期間の増減は、要介護寿命と生涯要介護発生率の要因に分解可能である。すなわち、

静的手法による 0 歳の平均要介護期間 = 要介護寿命 × 生涯要介護発生率と表される。実際、要支援 1 以上の生涯要介護発生率は男性 59%、女性 85%であり、要介護寿命 × 生涯要介護発生率は男性で 5.1 年 × 59% = 3.0 年、女性で 8.3 × 85% = 7.1 年と、静的手法による 0 歳の平均要介護期間(男性 3.2 年、女性 6.9 年)に近い数値となっている。

次に、要介護寿命の推計結果の妥当性を確認する。「生命保険文化センター」が行った調査⁸で、過去 3 年間に介護経験のある人に介護期間をヒアリングして、平均 4 年 11 か月(4.9 年)という結果を得ている。本調査では、介護経験の長さを尋ねているが、要介護者の状態は確認していない。しかし、介護を行っている実感との整合を考慮すると、要介護者は比較的重度の要介護状態が想定される。生命保険文化センター調査の 4.9 年に対し、要介護 2 以上の要介護寿命男性 3.5 年、女性 5.5 年、男女平均 4.7 年を較べると両者の数値は極めて近い。よって、要介護寿命の水準は妥当であると考えられる。

1.5. まとめと今後の課題

平均寿命が延伸し超高齢化社会を迎えるなか、健康な状態を維持できる生存期間の平均である健康寿命の測定は重要である。健康状態を維持している人口についての将来推計や社会保障に係る財源試算の基礎資料として健康寿命を使用する場合には、健康の定義は客観性の高いものでなくてはならない。そして、健康寿命はその定義に沿って継続的に収集された統計データによって算定される必要がある。しかし

⁸ 「生命保険文化センター」(2015)

ながら、人々が健康に暮らしているという自覚は主観に基づく要素が多々あり、幸福調査と同様に健康に関する調査も主観的な情報を収集する意味合いは大きい。このことから、多様な健康の定義と指標が存在し、それぞれに関し情報を提供することは重要である。

本稿では、異なる定義と手法によって算定した平均要介護期間の差異が意味することを考察し、次のような知見を得ることができた

静的手法で得られた平均要介護期間と動的手法によるものとの差異は大きい。そして、静的手法では、要介護割合が不変であっても平均寿命が延びれば、平均寿命と健康寿命の差が広がり国民の健康悪化を示す結果となってしまう。

一般に平均要介護期間という言葉から連想されるものは、「ある年齢で要介護状態となった者の要介護期間の平均」であるが、静的手法による平均要介護期間が表しているものは「出生数(0歳の健常者数)を分母にして要介護状態になった人の生存期間の加重平均」である。分母の違いにより、静的手法で求めた平均要介護期間は、動的手法により算定したものに比べ常に短くなる。

要介護状態にある期間の平均である要介護寿命や平均要介護期間を求めるためには、その年齢で要介護状態になった者に着目し、その後の要介護者死亡率および回復率をもとに平均要介護期間を求める動的手法の方が望ましい。しかし、動的手法による要介護寿命は健康寿命と合算しても平均寿命と等しくならないので、使用にあたりその特性を理解する必要がある。

一方、平均寿命と健康寿命の差という不健康な期間の定義はわかりやすく算出も容易である。また、不健康な期間という名称は比較的漠然としており、明確にある状態を連想させるものではない。このため、多くの執行機関にとって使いやすい指標であり、地域別の比較等クロスセッションには有効である。しかしながら、静的手法は健康施策の効果等を測定する時系列の分析には不適であることに留意が必要である。

また、動的手法による平均要介護期間の算定にあたって必要な要介護者発生率、要介護者の死亡率・回復率は、現状のデータ取得の制約下では信頼度の高いデータを得ることができない。このため、これらを推計することが平均要介護期間算定の重要なプロセスとなっており、仮定が実態とかい離れた場合は、平均要介護期間の推定も大きく異なるものになる。このような現状では、要介護者割合のみから算定できるサリバン法で得られる指標をもとに要介護状態に係る調査分析を行わざるを得ないと思料する。

このような課題は残るものの、本稿の分析により健康寿命や不健康な期間に関する一部不正確な理解に対し是正することができたと思料する。現在公表されている「不健康な期間」では、介護保険の財源確認や、介護休業制度の妥当性の確認、あるいは民間生命保険会社が提供する要介護者が生存している間に支払う年金額の算定等に適切な情報を提供しているか疑問が残る。これらのニーズに応えるためには要介護者発生率、要介護者の死亡率・回復率のデータを収集することは喫緊の課題であると考えられる。

2. 健康寿命および要介護者数の将来推計

2.1. はじめに

2017年3月に公表された第22回完全生命表における0歳の平均余命(平均寿命)は、男性80.75年、女性86.99年である。また、同年に発表された国立社会保障・人口問題研究所(以下、「社人研」という)の将来人口推計によると、全人口に占める75歳以上の割合は、2040年には20.2%、2065年には25.5%となり、さらなる高齢化社会の進行が推計されている。

超高齢化社会を迎えるなか、高齢者が健康状態を維持しつつ天寿を全うできるのか、それとも不健康な状態で延命するのか、社会保障財源等の観点から関心が高まっている。健康状態の維持を示した指標としては、WHOが提唱した健康寿命がある。そして、不健康な状態を示した指標としては、平均寿命と健康寿命との差により定義した不健康な期間がある。「健康日本21(第2次)の推進に関する参考資料」⁹(2012)によると、健康寿命は男性70.42年、女性73.62年であり、不健康な期間は男性9.13年、女性12.68年となっている。

健康寿命が延伸し不健康な期間が短縮するほど社会保障費用の負担を軽減できるため、政府は健康寿命の延伸を目指し様々な施策を講じている¹⁰。一方で、健康寿命の将来推計手法に係る議論や検討が十分行われているとはいえない¹¹。また、統計データ収集の拡大・変更を前提とした場合の算定手法の妥当性についての議論も行われていない。そのため、25年後50年後の超高齢化社会では、どのくらいの割合の人が要介護状態なのか不明である。そして、要介護者数、要介護状態の遷移について一定の精度のもとに推計することができない。

本稿の目的は、現在利用できるデータの制約のもとで健康寿命と要介護者数の将来推計を行うことである。具体的には、社人研の将来人口推計、および人口推計のために開発されたRのパッケージであるStMoMoを要介護者割合の推計に活用して健康寿命と要介護者数の将来推定を行う。

これ以降の構成は次のとおりである。第2章では先行研究等をもとに、健康寿命の概念と現在広く用いられている将来人口推計手法を明らかにする。つぎに、第3章において、本稿で採用する健康寿命の将来推計手法を詳述したうえで、将来推計を実施しその結果を分析する。第4章で社人研による将来人口推計と健康寿命の将来推計をもとに、要介護者数の将来推計を行い、年齢区分ごとの試算結果を分析する。最後に、分析の結果得られた知見をまとめたうえで、残された課題を整理する。

⁹ 厚生労働省(2012a)

¹⁰ 厚生労働省(2012c)

¹¹ 厚生労働省(2012d)では平均寿命と健康寿命の差を「不健康な期間」と定義し、2020年までの予測を試みているが、長期的な将来の不健康な期間を示した研究とはなっていない。

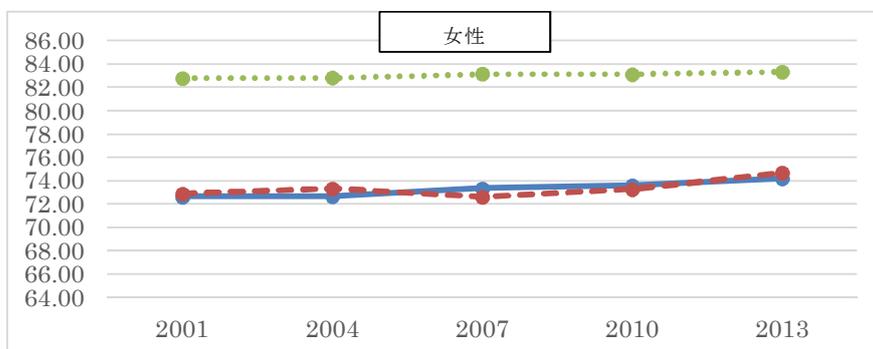
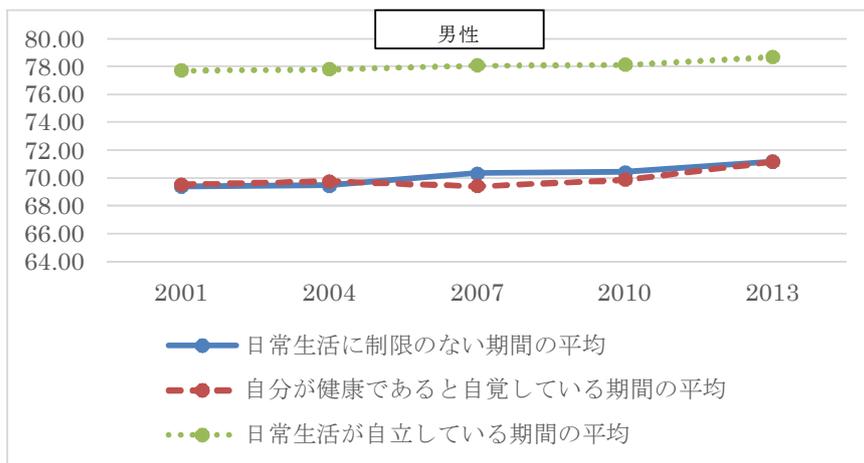
2. 2. 健康寿命の概念、人口などの将来推計、およびそれらの先行研究

2. 2. 1. 健康寿命の概念と先行研究

平均寿命が生存期間の平均を表しているのに対し、健康寿命は健康な状態を維持できる生存期間の平均である。WHO が 2000 年に提唱し、各国の健康寿命を作成、比較している。我が国においては、厚生労働省が 2010 年度より独自に健康寿命を作成し公表している¹²。

厚生労働省が主導する算定方法の指針では、「日常生活に制限のない期間の平均」、「自分が健康であると自覚している期間の平均」、「日常生活動作が自立している期間の平均」の 3 種類の健康寿命を算定している¹³。それぞれの健康寿命は図 2-2 のとおりである。「日常生活に制限のない期間の平均」、「自分が健康であると自覚している期間の平均」の水準は近いが、「日常生活動作が自立している期間の平均」は、他の 2 つの健康寿命と比べると 8~12 年の差異が存在する。

図 2-1 日本の健康寿命の推移



(出典:「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

¹² 厚生労働省 (2012a)、(2012b)、(2014)、橋本 (2012)

¹³ 厚生労働省 (2012d)

究 平成 24 年度 総括・分担研究報告書」(橋本)、「健康寿命の指標化に関する研究」(橋本) (2015/3)より著者作成)

定義が異なることに対応して、それぞれの基礎データも異なる。「日常生活に制限のない期間の平均」と「自分が健康であると自覚している期間の平均」は国民生活基礎調査による調査データを用いて作成されており、「日常生活動作が自立している期間の平均」は介護保険事業状況報告(厚生労働省)と介護給付費実態調査月報(厚生労働省)のデータを用いている。調査データの内容も「日常生活に制限のない期間の平均」は健康状態の規定は客観的であるが測定は自己申告に基づいている。また、「自分が健康であると自覚している期間の平均」は健康状態の規定が主観的で測定も自己申告に基づいている。これに対し「日常生活動作が自立している期間の平均」は、介護保険において要介護2以上の認定を受けていない人を対象にしているので、規定が客観的で測定も客観的である。

不健康な期間は「健康日本21(第2次)の推進に関する参考資料」で定義され、平均寿命と健康寿命との差を日常生活に制限のある不健康な期間と説明されている。不健康な期間を短縮することができれば、個人の生活の質の低下を防ぐとともに、持続可能な社会保障制度にも資することから、厚生労働省は「国民の健康の増進の総合的な推進を図るための基本的な方針」の中で「平均寿命の増加分を上回る健康寿命の増加」を2022年までの目標として掲げている。

我が国における健康寿命の先行研究を概観すると、国民生活審議会調査部会(1974)が、健康の指標化の必要性を主張し、傷病と身体機能の平均期間の推定を行っている。小泉(1985)は厚生労働省の患者調査の受療率と、国民生活基礎調査の有病率、および保健衛生基礎調査を用い、健康・生存数曲線の作成と分析を試みている。齋藤(2001)は厚生労働省の国民生活基礎調査と社会福祉施設等調査報告をもとに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。

不健康な期間の先行研究として、山口・梯(2001)は65歳以上を対象に、平均自立期間および要介護期間をサリバン法で算定し、要介護期間は平均自立期間や平均余命との相関は強くなく、がん検診の受診率が高いほど平均自立期間が長いことなどを明らかにしている。そして、那須・斎藤(2006)は、平均余命から健康余命の差を不健康余命と命名し、咀嚼能力の差により、平均余命と不健康余命に差はみられないが健康余命には有意な差があったことを示している。

2.2.2. 人口と要介護者の将来推計

将来人口の推計を行うためには死亡率を予測する必要がある。死亡率を予測するモデルとしては、Lee と Carter によって開発された Lee-Carter モデル¹⁴が

¹⁴ Lee and Carter(1992)

国際的に標準的な方法として広く活用されている。このモデルは、死亡率を年齢成分と時代成分の組み合わせに分解したものであり、時代成分は死亡率予測のトレンドとして扱われる。また、Lee-Carter モデルは、変形や拡張が数多く行われている。例えば、Brouhns 他(2002)は Lee-Carter モデルをポアソン回帰モデルへの組み込みを提案した。この他、Renshaw and Haberman(2006)は Lee-Carter モデルにコーホート成分を追加することを提案している。Cairns らによって導入された CBD モデル(Cairns, Blakea and Dawd(2006))は、Lee-Carter モデルの最も顕著な変形の 1 つであり、高齢での死亡率をロジットで表現したものとなっている。Plat(2009)は CBD モデルと Lee-Carter モデルの特徴を組み合わせて、各年齢層に適したモデルの作成を行った。

このような確率論的死亡率モデルの急速な広がりを考慮して、モデル間の共通点を見つけるための試みが行われた。Currie(2016)は多くの死亡率モデルが一般化線形モデルまたは一般化非線形モデルの観点から表現できることを示している。Currie が整理した確率論的死亡率モデルのファミリー(GAPC(Generalized Age-Period Cohort))は、Villegas 他(2017)によって、R のパッケージ StMoMo の開発・導入に至った。

我が国の将来人口の推計にあたって使用されている死亡率予測モデルは、2002 年は Lee-Carter モデル、2006 年は Lee-Carter モデルに近年の死亡遅延を反映した年齢シフトモデル、2012 年は年齢シフトモデルを全年齢に一般化した TVF モデル(Tangent Vector Field)となっている。

一方で、将来の要介護者の推計を示した先行研究はほとんど存在しない。厚生労働省の介護保険部会による審議会(2016 年 2 月)の資料「介護分野の最近の動向」で、将来においても 2014 年 10 月の性・年齢階級別の要介護者認定率が変わらないものと仮定して、2060 年までの要介護者数を推計しているが、要介護者認定率の将来予測は行っていない。

2.3. 健康寿命の将来推計

本稿における健康の定義は、「日常生活動作が自立している状態」に着目し、要介護状態にないこととする。すなわち、公的介護保険での給付対象者を「不健康な人」と、誕生から死亡または要介護状態に該当するまでの平均年数を「健康寿命」と定義する。

「健康寿命の算定方法の指針」では「不健康な人」を要介護2以上の人と定義しているが、本稿では介護保険サービスの受給対象となっている要支援1以上の人すべてを対象とする。また、分析を単純化するため、第 2 号被保険者(40 歳から 64 歳まで)は対象外とし、第1号被保険者(65 歳以上)のみを対象とする。

このように公的介護保険の要介護者に係る統計資料を基礎とすることで、客観的な定義と客観的な測定手法に基づき収集されたデータで健康寿命を算定することができる。さらに、過去から統一された基準で日本国民すべてを対象とした統計データに基づくことにより、安定的で信頼性の高い将来予測を実施することが可能になるという

利点がある。

健康寿命の算定で一般に使用されているのはサリバン法とロジャース法である。我が国の健康寿命は、「平成 24 年度厚生労働科学研究費補助金による「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」」において算定されているが、算出手法はサリバン法が採用されている。本稿でもサリバン法を用いて健康寿命の将来推計を行う。サリバン法によって健康寿命を算定する手法は付録2-1に記載した。

将来推計の手順は次のとおりである。

- ① 確率論的モデル StMoMo を用いて、将来の要介護者割合を予測する。
- ② 2017 年推計の社人研の将来生命表の中位仮定(以下、「社人研将来推定死亡率」という)と①で作成した要介護者割合を用いて、健常者の将来生命表を作成する。
- ③ (付 1.1.1)式より、将来の健康寿命を算定する。

2.3.1. 要介護者割合の将来推計モデル

将来の要介護者割合は、確率論的死亡率予測モデルのファミリー (GAPC (Generalized Age-Period Cohort)) に属するモデルにより推計する¹⁵。具体的には GAPC が実装された R のパッケージ StMoMo を使用して推計する。GAPC は以下の構造を有する。

1.(random component) $D_{xt} \sim \text{Poisson}(E_{xt}^c \mu_{xt})$ または $D_{xt} \sim \text{Binomial}(E_{xt}^0, q_{xt})$

2.(systematic component) $\eta_{xt} = \alpha_x + \sum_{i=1}^N \beta_x^{(i)} \kappa_t^{(i)} + \beta_x^{(0)} \gamma_{t-x}$

3.(link function: g) $g\left(E\left[\frac{D_{xt}}{E_{xt}^c}\right]\right) = \eta_{xt}$

リンク関数 g は、例えば D_{xt} がポアソン分布に従うならログリンク関数を、 D_{xt} が二項分布に従うならロジットリンク関数を用いる。

4.(a set of parameter constraints) $\theta = (\alpha_x, \beta_x^{(i)}, \gamma_{t-x})$ が一意に決まるための制約

ここに、

D_{xt} : t年x歳の死亡数

E_{xt}^c : t年x歳のリスクエクスポージャーの中央値

E_{xt}^0 : t年x歳のリスクエクスポージャーの年初値

$E(D_{xt} / E_{xt}^c) = \mu_{x+t}$ 、 $E(D_{xt} / E_{xt}^0) = q_{x+t}$

¹⁵ StMoMo では「死亡数」がポアソン分布または二項分布に従うものとしている。同様に、「新規に要支援・要介護となる者の数」はポアソン分布に従うと考えられる。要支援・要介護である者の数は新規の要支援・要介護者の累計であるので、ポアソン分布の再生性により累計もまたポアソン分布に従う。よって、StMoMo は要介護者割合の将来推計に対しても使用可能であると考えられる。

表 3-1 StMoMo のモデル

モデル	予測式
LC	$\eta_{xt} = \alpha_x + \beta_x^{(1)} \kappa_t^{(1)}$
CBD	$\eta_{xt} = \kappa_t^{(1)} + (x - \bar{x}) \kappa_t^{(2)}$
APC	$\eta_{xt} = \alpha_x + \kappa_t^{(1)} + \gamma_{t-x}$
RH	$\eta_{xt} = \alpha_x + \beta_x^{(1)} \kappa_t^{(1)} + \gamma_{t-x}$
M7	$\eta_{xt} = \kappa_t^{(1)} + (x - \bar{x}) \kappa_t^{(2)} + ((x - \bar{x})^2 - \hat{\sigma}_x^2) \kappa_t^{(3)} + \gamma_{t-x}$
PLAT	$\eta_{xt} = \alpha_x + \kappa_t^{(1)} + (\bar{x} - x) \kappa_t^{(2)} + \gamma_{t-x}$

ここに、

LC: Lee-Carter モデル

CBD: CBD モデル

APC: Age-Period-Cohort モデル

RH: Renshaw and Haberman モデル

M7: コーホート項付き二次 CBD モデル

PLAT: PLAT モデル

を意味する。なお、それぞれのモデルの概要は、付録2-2に記載する。

各予測式において、

- α_x は年齢による死亡率の一般的な形を把握する静的な年齢関数である。
- $\kappa_t^{(i)}$ は死亡率トレンドを意味し、 $\beta_x^{(i)}$ は年齢に応じた効果の調整項である。
- γ_{t-x} はコーホート効果を意味する。

2.3.2. 要介護者割合の推計結果

各モデルの要介護者割合の推計精度を示す AIC、BIC の結果は表 3-2 のとおりである。AIC、BIC がともに小さい RH モデルが最も適合している。次に LC モデル、PLAT モデル、APC モデルが続く。CBD モデル、M7 モデルは適合度が極端に悪いので、検討対象から外す。

表 3-2 各モデルの AIC と BIC

男性	LC	CBD	APC	RH	M7	PLAT
AIC	3,967	82,054	4,929	3,648	73,526	4,716
BIC	4,226	82,103	5,184	4,020	73,709	4,989

女性	LC	CBD	APC	RH	M7	PLAT
AIC	6,255	235,402	17,248	6,234	187,998	16,109
BIC	6,514	235,450	17,503	6,607	188,180	16,382

次に、RH モデル、LC モデル、PLAT モデル、APC モデルを用いて、要支援・要介護度別の将来の要介護者割合を予測した。(図 3-1)はそれらを視覚化したものであ

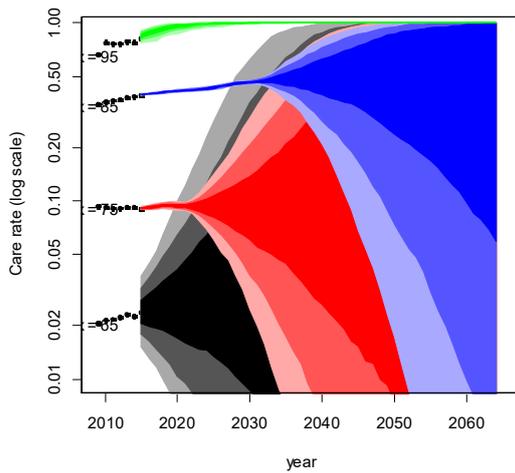
る。推計結果では、RH モデルは将来の不確実性が大きく出ている。また、LC モデルは将来要介護者割合が 1 を超える予測となっており、さらに 65 歳と 75 歳の介護割合が逆転する。このため、RH モデルと LC モデルはモデルとしては適当でないと判断し、検討対象から除外した。

一方、PLAT モデル、APC モデルの推計結果は比較的合理的な値を示している。PLAT モデルと APC モデルの差異は、65 歳の将来推計が PLAT モデルは減少を示しているのに対し、APC モデルは増加を示している点である。また、PLAT モデルは女性の 65～69 歳の介護割合が大幅に減少する将来推計となっている。

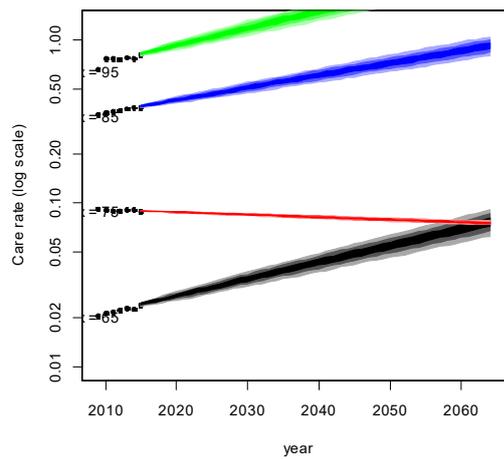
図 3-1 RH モデル、LC モデル、PLAT モデル、APC モデルによる要介護者割合の将来推計

男性

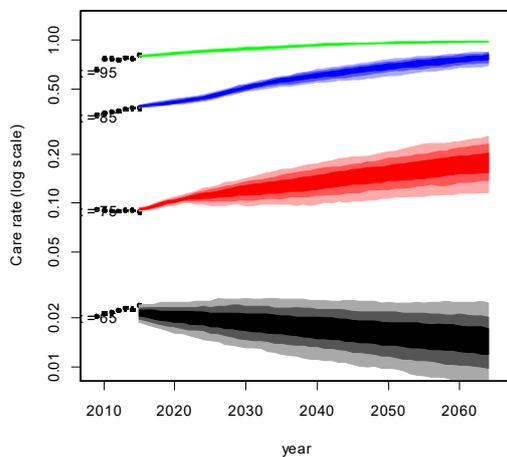
<RH モデル>



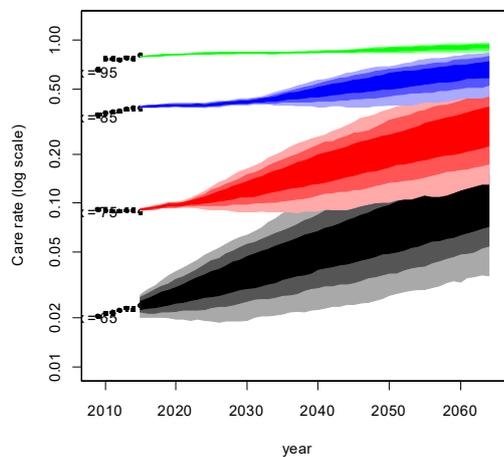
<LC モデル>



<PLAT モデル>

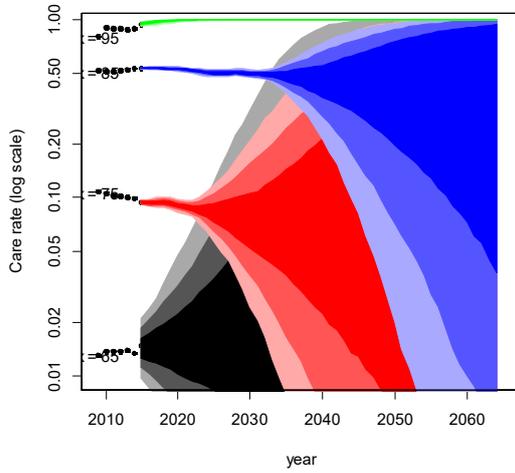


<APC モデル>

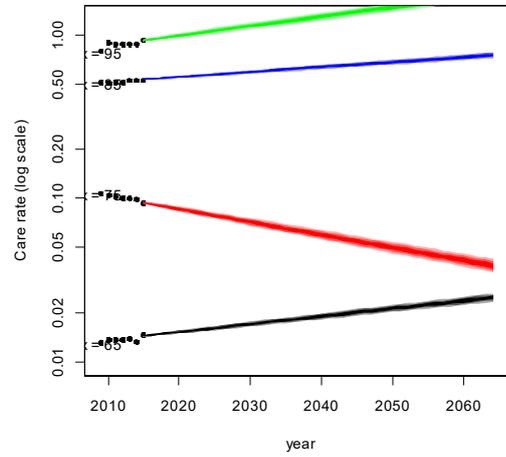


女性

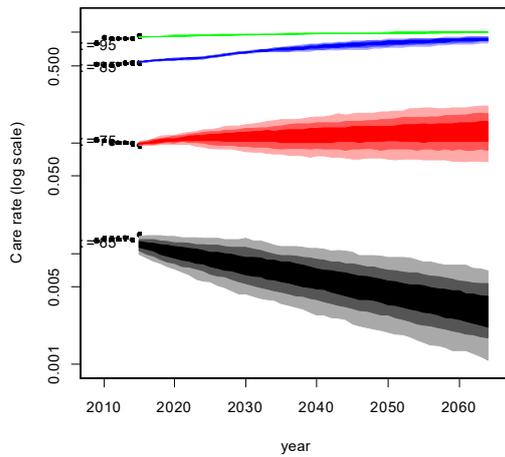
<RH モデル>



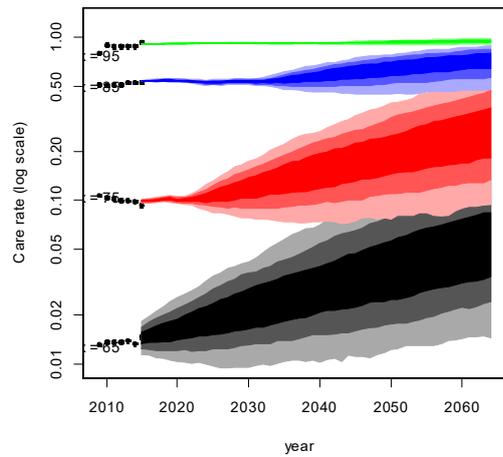
<LC モデル>



<PLAT モデル>

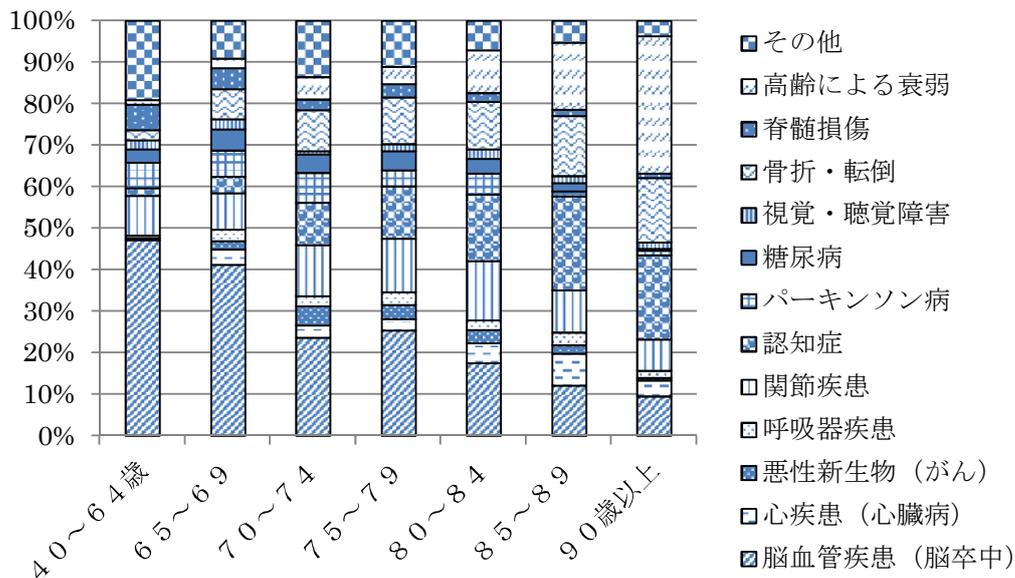


<APC モデル>



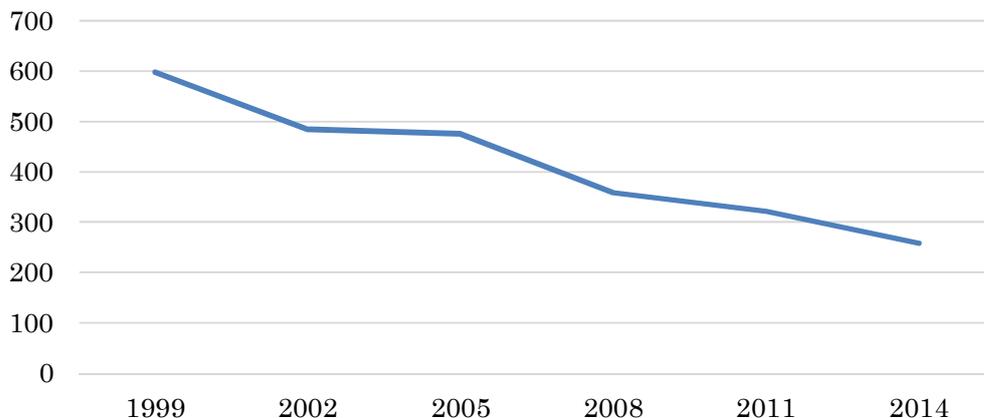
65～69 歳の要介護者の主な原因が脳血管疾患であり(図 3-2 参照)、脳血管疾患の過去の実績は図 3-3 のとおり下降トレンドであるため、65 歳の将来の要介護者割合は下降することが想定される。よって、これが表現されている PLAT モデルを採用する。

図 3-2 介護が必要となった主な原因



(出典:平成 25 年国民生活基礎調査(厚生労働省))

図 3-3 脳血管疾患の受療率(人口10万対)の推移



(出典:患者調査(厚生労働省))

2.3.3. 健康寿命の将来推計

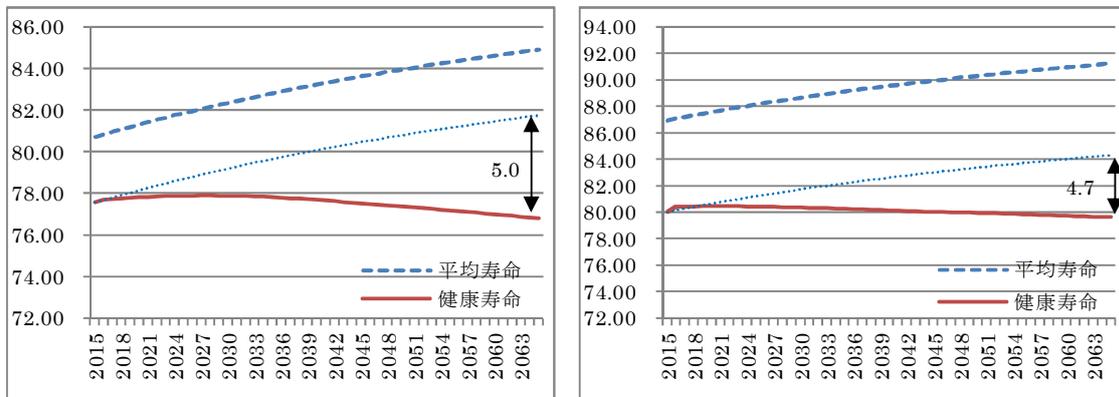
2.3.2.で得られた要介護者割合の将来推計を用いて、サリバン法により健康寿命を算定した結果を図 3-4 に示す。ただし、要介護者割合は StMoMo を実行して得られた数値をそのまま用いるのではなく、年齢に関してロジスティック曲線による平滑化を行った。

推計結果は、図 3-4 に示すように男女のいずれにおいても、平均寿命の伸びにもかかわらず健康寿命は短縮するという結果になっている。さらに、健康寿命は将来のある時点から現在より短くなるといった結果も示している。

図 3-4 健康寿命の将来推計(その 1)

男性

女性



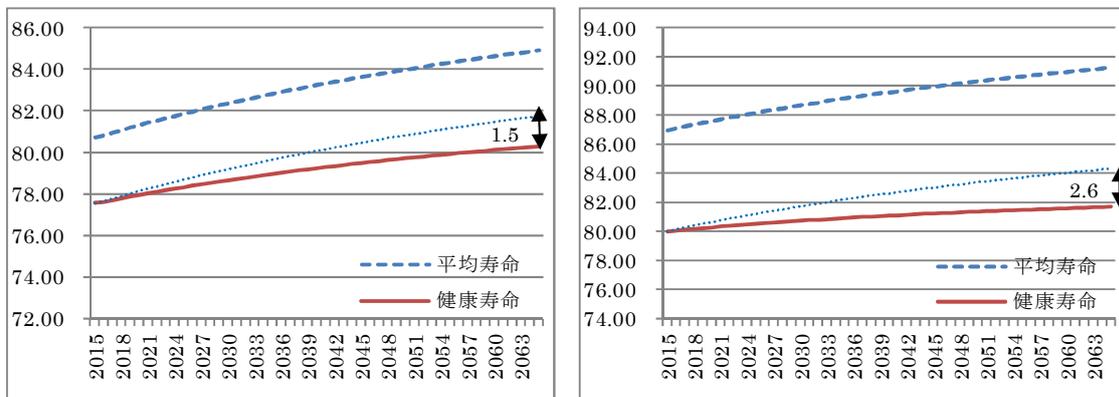
つぎに、これらの結果を分析するために、死亡率改善による影響と要介護者割合の増加による影響とに分解することを試みる。図 3-5 で要介護者割合は、2016 年度以降も変化することなく 2015 年度と同一の値が続くと仮定して再計算する。すなわち、死亡率の改善による平均寿命の伸びだけを勘案して健康寿命を推計する。

図 3-5 健康寿命の将来推計(その 2)

2016 年度以降の要介護者割合は 2015 年度と同一とする

男性

女性



男女とも平均寿命は延伸しているが、健康寿命は平均寿命ほど延伸しない。2015 年から 2065 年にかけて、男性では 1.5 年、女性では 2.6 年ほど平均寿命と健康寿命の差が広がっている。

さらに、平均寿命の延伸が健康寿命の延伸に与える影響を除外するために、図 3-6 で死亡率改善をゼロとし基準年の人口構成を用いて要介護者の増減を観測する。すなわち、死亡率の改善による平均寿命の伸びの影響を除外し、要介護者割合の変化だけを勘案して健康寿命を推計する。その結果、健康寿命は男女ともに著しく減少する結果となった。2015 年から 2065 年にかけて健康寿命は、男性 2.5 年、女性で

1.5 年減少している。

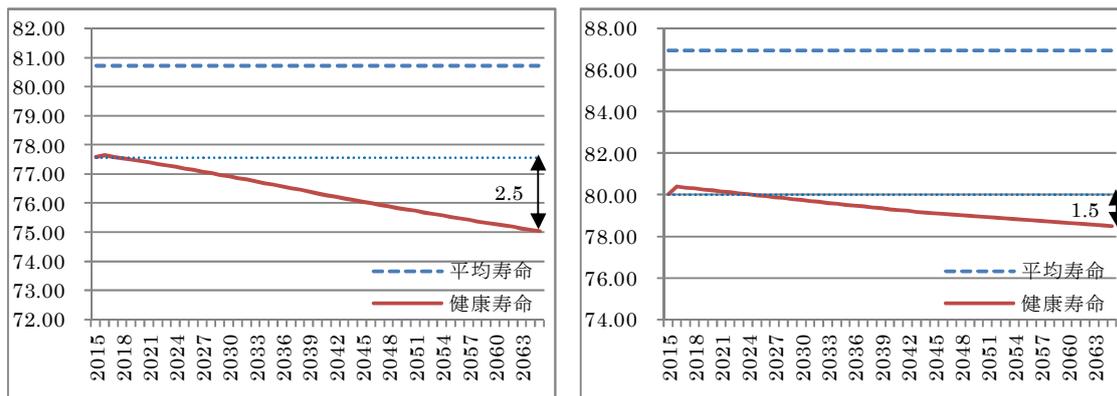
以上から、男性では要介護者割合の増加による健康寿命の短縮への影響が大きく、女性では平均寿命の延伸による健康寿命の短縮への影響が大きいと言える。

図 3-6 健康寿命の将来推計(その 3)

2016 年度以降の死亡率を 2015 年度と同一とする

男性

女性



2. 4. 要介護者数の将来推計

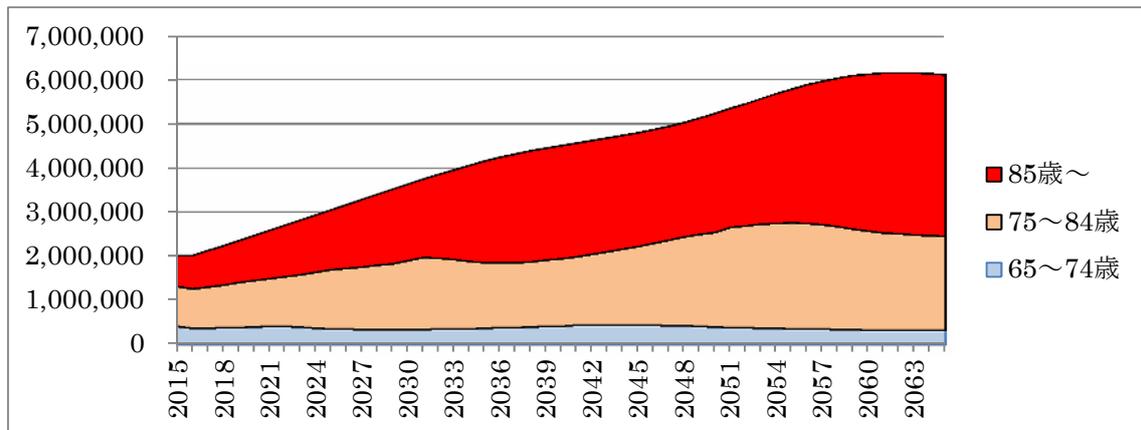
2. 4. 1. 要介護者数の将来推計

本節では、要介護者数の将来推計を行う。社人研の将来人口推計に、前章で推計した要介護者割合を乗じることで、将来の要介護者数を算定することができる(図 4-1 参照)。この結果、65 歳以上の要介護者数は、2015 年時点男性で 200 万人、女性で 450 万人ほどであるが、2040 年には男性で 450 万人、女性で 790 万人、2065 年には男性で 610 万人、女性で 915 万人と 2015 年の男性 3.0 倍、女性 2.0 倍になることが見込まれる。

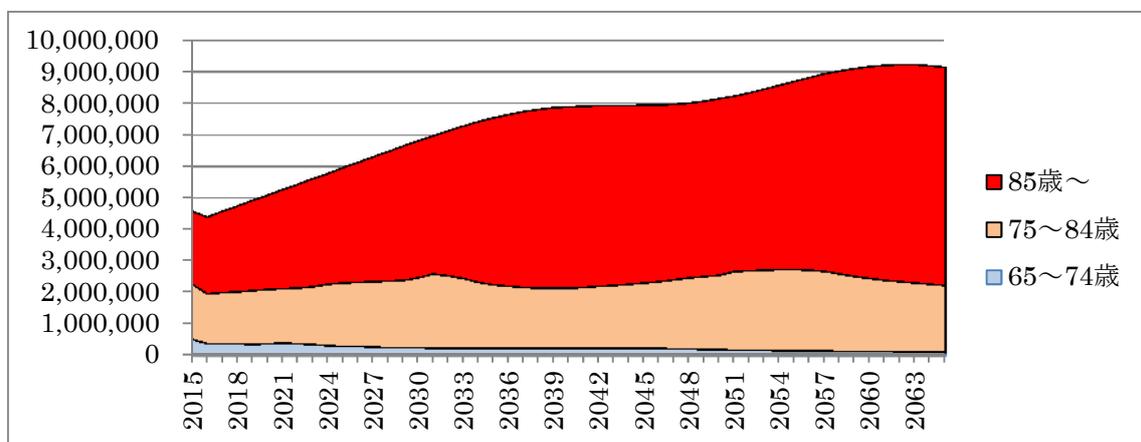
特に、85 歳以上での要介護者の増加は著しい。2015 年時点男性で 70 万人、女性で 232 万人ほどであったのが、2040 年には男性で 257 万人、女性で 577 万人、2065 年には男性で 366 万人、女性で 693 万人と 2015 年の男性 5.3 倍、女性 3.0 倍に増加することが見込まれる

図 4-1 要介護者数の将来推計

男性



女性

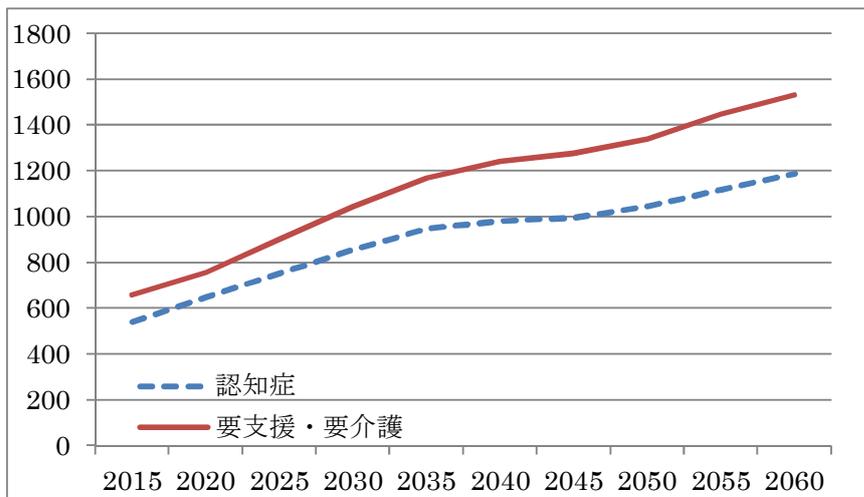


2.4.2. 将来推計の妥当性

本節では、前節で算定した要介護者数の推計結果が妥当であるか確認する。二宮(2014)は、認知症のリスクファクターを調査し、糖尿病の頻度との相関が強いことを明らかにした後、ポアソン一般化線形混合モデルを用いて将来の認知症患者数を推計している。糖尿病患者が増加するという前提のものと認知症の推計結果と、要介護者割合が PLAT モデルに従うとした推計結果を比較した(図 4-2 参照)。

推計結果より、認知症患者数、要介護者数とも顕著な伸びを示している。増加割合は要介護者数の方が認知症患者数より大きく、両者の比率(認知症患者数÷(要介護者数))は、2015年の82%から2060年78%と減少する。要支援者と要介護1といった比較的軽度の要介護者の増加が、両者の比率が低下する理由であると推察される。これにより、本稿の要介護者数の将来推計結果と先行研究の認知症患者数の将来推計結果が整合していることが確認できる。

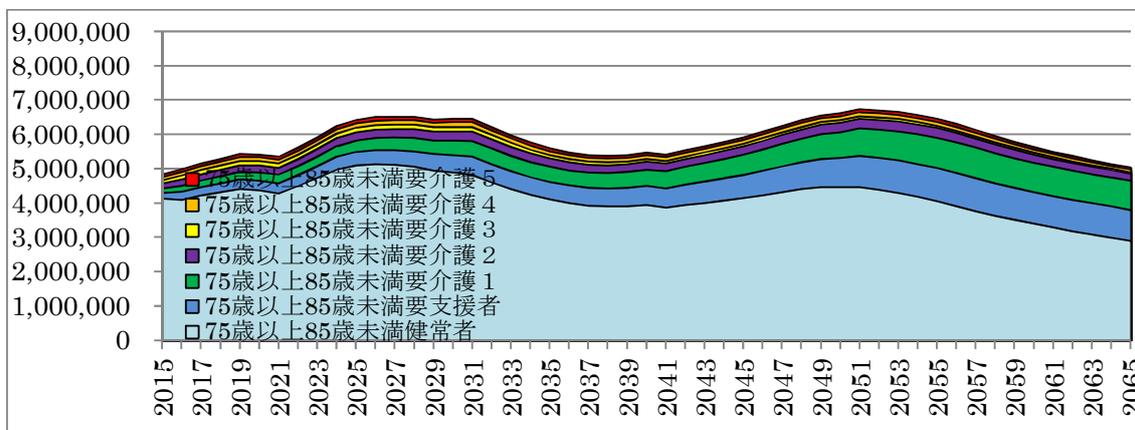
図 4-2 認知症患者数、要介護者数の将来推計



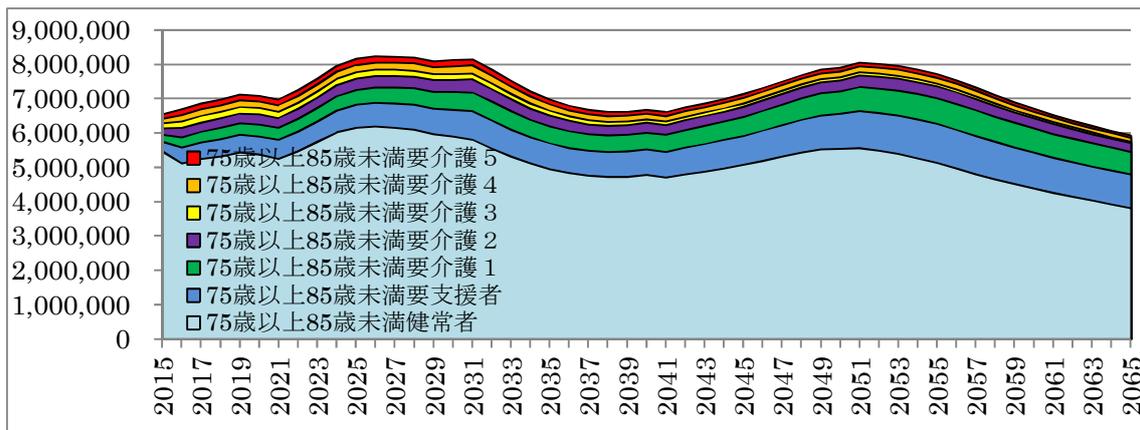
2.4.3. 要支援・要介護度別の要介護者数の将来推計

75歳以上85歳未満の要支援・要介護度別の人数を示したのが図4-3である。要介護者数の75歳以上85歳未満の人口に占める割合は、2015年に男性で14.4%、女性で16.5%であるが、2040年には男性で28.0%、女性で28.5%、2065年には男性で42.2%、女性で35.6%となる。75歳以上85歳未満の人口は2027年以降増加の速度は弱まり横ばいとなるなかで、男性の要介護者数は増加し健常者が減少する。一方で、女性の要介護者数は微増にとどまる。また、要介護者数の内訳をみると要支援者と要介護1に該当する人が増加する一方、要介護2以上の人は横ばいであることが特徴的である。

図 4-3 75歳以上85歳未満の要支援・要介護度別の要介護者数の将来推計
男性



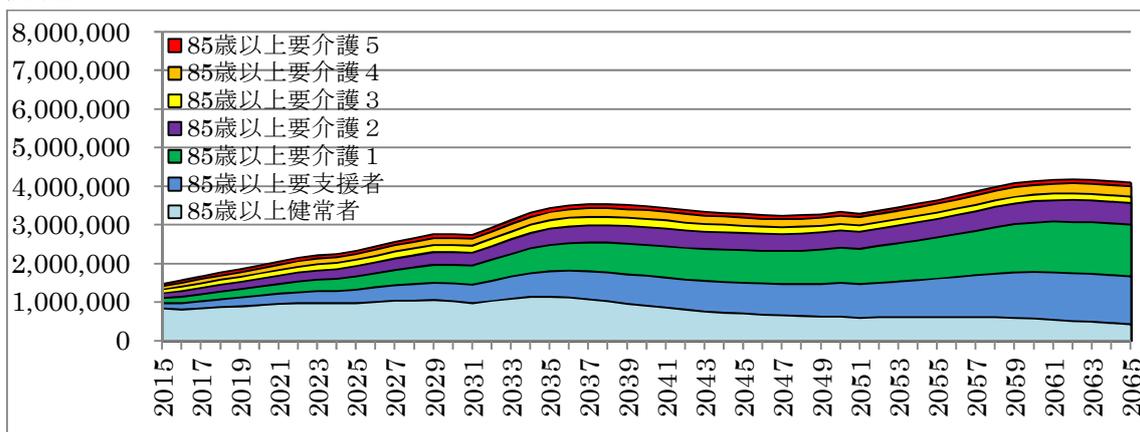
女性



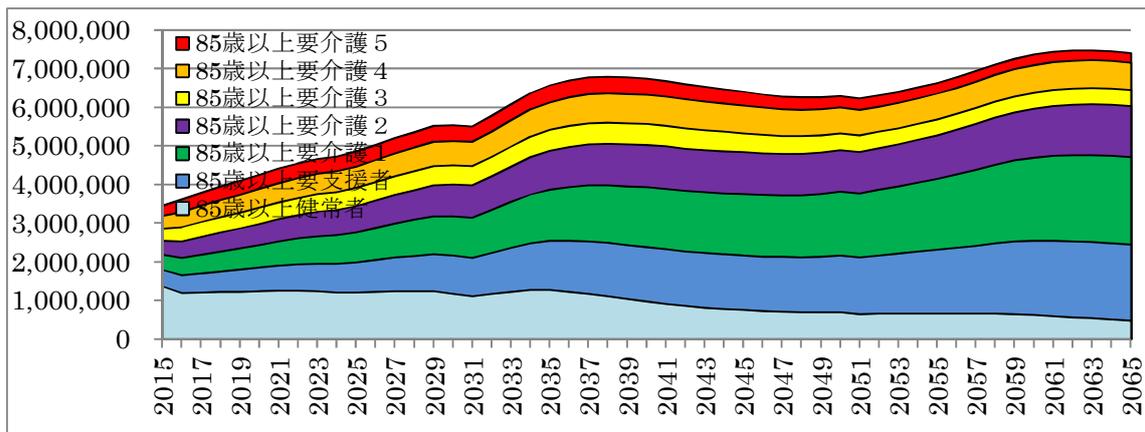
さらに、85歳以上の要支援・要介護度別の人数を示したのが図4-4である。75歳以上人口と異なり、85歳以上では大幅な人口増加が見込まれる。2015年時点男性で148万人、女性で347万人の人口が、2040年には男性で349万人、女性で675万人、2065年には男性で410万人、女性で742万人と見込まれる。しかしながら、85歳以上の健常者数はむしろ減少しており、85歳以上の人口増加は、要介護者数の増加によってなされている。そして、その内訳をみると要支援者と要介護1に該当する人が増加し人口の太宗を占める一方で、要介護2の人は微増、要介護3以上の人は横ばいという推計結果になっている。

図4-4 85歳以上の要支援・要介護度別の要介護者数の将来推計

男性



女性



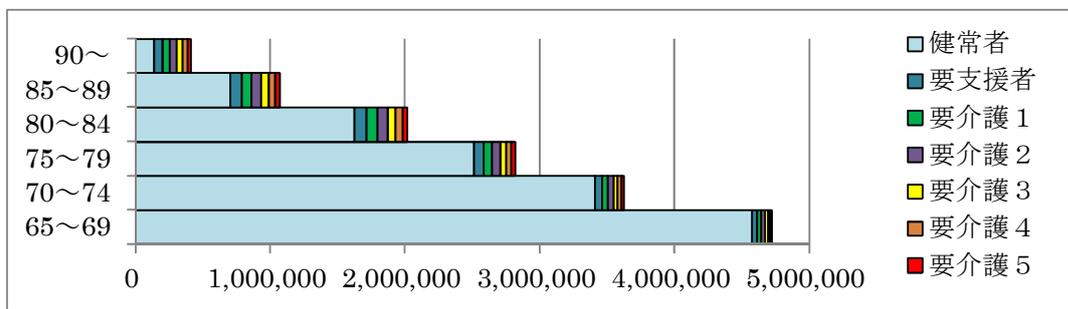
2.4.4. 人口ピラミッドの推移

本節では、前節の推計結果を人口ピラミッドで表し、年次推移を分析する。なお、健常者と要介護者を合算した人口の推計値は、社人研の将来人口推計によるものである。

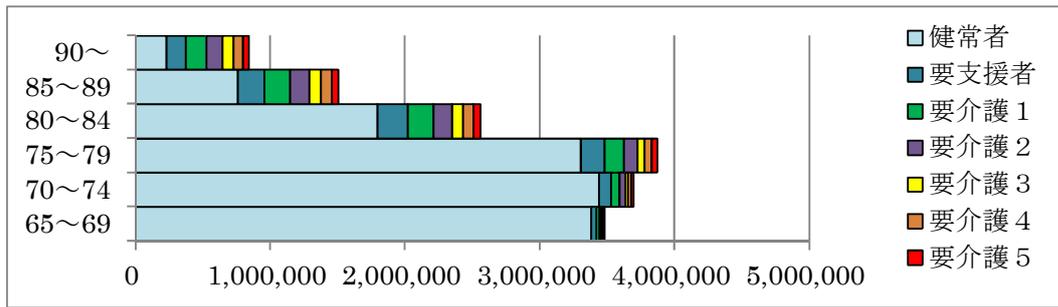
将来に向かって要介護者の割合が増加するのは、男女とも年齢の高い層であることが人口ピラミッドの形状からわかる。74歳以下では将来にわたって要介護者の割合に大きな変化は見られない一方で、90歳以上では要介護者の割合が著増する。特に女性は顕著である。これは女性の90歳以上の人口増加を反映しているわけだが、併せて彼女らのほとんどが要介護状態であることを示している。実際、2065年における女性90歳以上の要介護者の割合は98.3%であり、このうち要支援・要介護1の割合は55.1%となっている。

図4-5 人口ピラミッドの推移

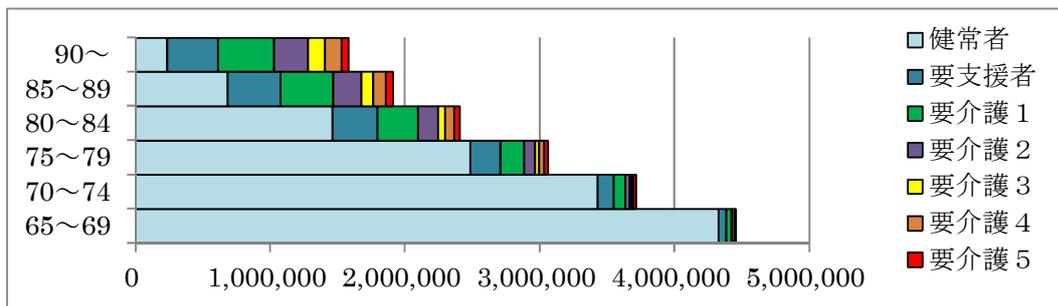
男性 2015年



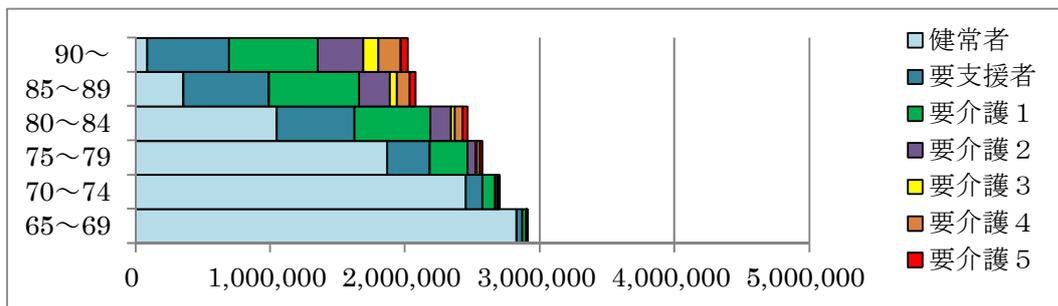
男性 2025 年



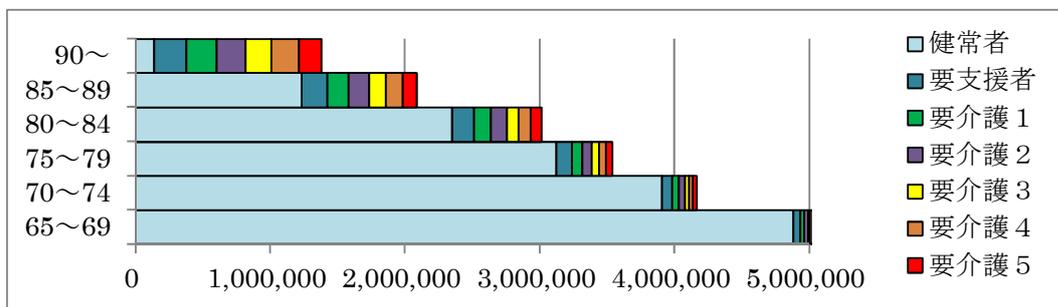
男性 2040 年



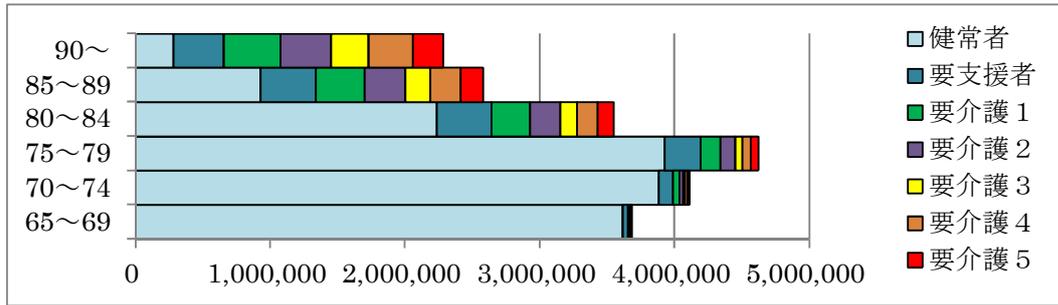
男性 2065 年



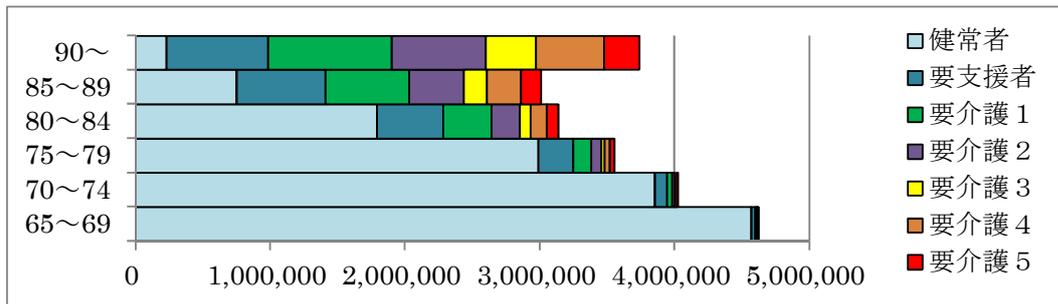
女性 2015 年



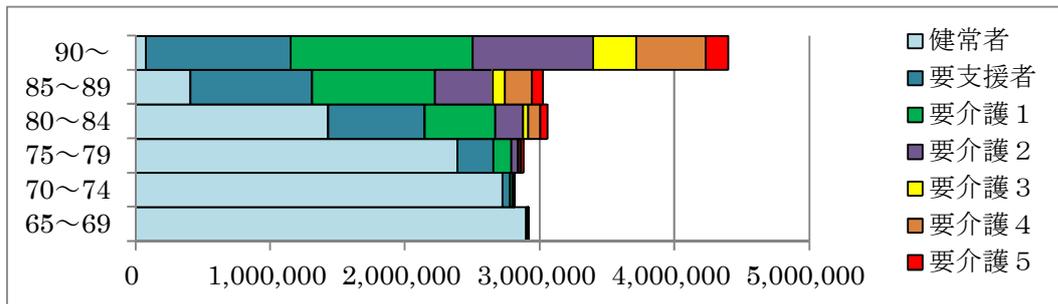
女性 2025 年



女性 2040 年



女性 2065 年



2.5. まとめと今後の検討課題

本稿では健康寿命と要介護者数の将来推計を行った結果、次のような知見を得ることができた。

政府が健康寿命の延伸を目指し様々な施策を講じているにもかかわらず、本稿の推計によると健康寿命は男女のいずれにおいても平均寿命ほど延伸しない。2015 年から 2065 年にかけて、男性では 5.0 年、女性では 4.7 年ほど平均寿命と健康寿命の差が広がっている。さらに、健康寿命は将来のある時点から現在より短くなるといった結果も示している。健康寿命が平均寿命ほど延伸しない理由は男女で異なっている。男性では要介護者割合の増加による影響が大きく、女性では平均寿命の延伸による影響が大きい。

この結果をもとに、要介護者数の将来推計を行うと 65 歳以上の要介護者数は、2065 年には 2015 年の男性は約 3 倍、女性は 2 倍になることが見込まれる。要介護

者数が増加する要因は、85歳以上の人口の大幅な増加にあると見込まれる。

要介護者数の推移を年齢区分別にみると74歳以下では要介護者の割合に大きな変化はない。また、75歳以上85歳未満では、人口は2027年以降増加の速度は弱まり横ばいとなるなかで、男性の要介護者数は増加し健常者が減少する。一方で、女性の要介護者数は微増にとどまる。ところが、85歳以上では、人口が大幅に増加するうえに要介護者の割合も増加する。特に、90歳以上では要介護者の割合が著増する。女性の90歳以上の人口は大幅な増加が見込まれているが、彼女らのほとんどが要介護状態であると推計される。

すなわち、これから訪れる超高齢化社会とは、健常者より要介護者の方が多い社会となることを意味している。もっとも増加する要介護者の多くは比較的軽度の要支援と要介護1に該当する人で、比較的重度の要介護2以上の人は横ばいという推計結果になっている。

しかしながら、これらの知見のもととなる将来推計は現在利用できるデータの制約のもとで行っており、前提に誤りがある場合推計結果も異なったものになることに留意する必要がある。要介護者に係るデータは2009～2015年の7年間分であるため、これらを外挿した将来予測モデルの精度は高いとはいえず、コーホート効果を確認するにはいたっていない。今後データを十分蓄積し再検証する必要があると考える。

また、介護給付実態調査月報等の例外はあるものの、多くの統計データは80歳超または90歳超は分類することなく1つの年齢区分になっている。従来は100歳超の人口はわずかであったため問題となることはなかったが、今後100歳超の人たちが多く暮らす社会を迎えるにあたって、センテナリアンたちの生活実態や人口動態を調査・分析するためにははなはだ不都合である。

介護保険の財源確認や介護休業制度の妥当性の確認、あるいは民間生命保険会社が提供する要介護者が生存している間に支払う年金額の算定等に適切な情報を提供するために、適切な年齢区分に基づく超高齢者の要介護状態の遷移に係るデータを収集することは喫緊の課題であるといえる。社会保険制度や介護休業制度のあり方を検討するために、一定程度の蓋然性のもとで見込まれる将来推計値を提供できるプラットフォームを構築することが必要であると思料する。

付録 1-1

日本アクチュアリー会会報第41号「介護保障の数理」(斎藤誉志郎)より、要介護者

割合 K_x は、 $\frac{1}{K_x} \cdot \frac{dK_x}{dx} = a_x(1 - K_x) - q_x^i$ の微分方程式で表現でき、 a_x を定数、要介護

者死亡率 q_x^i を0とすれば、 $K_x = \frac{1}{1 + e^{-ax+b}}$ と解け、要介護者割合 K_x は年齢に関してロ

ジスティック曲線で近似できると考えられる。

付録 1-2

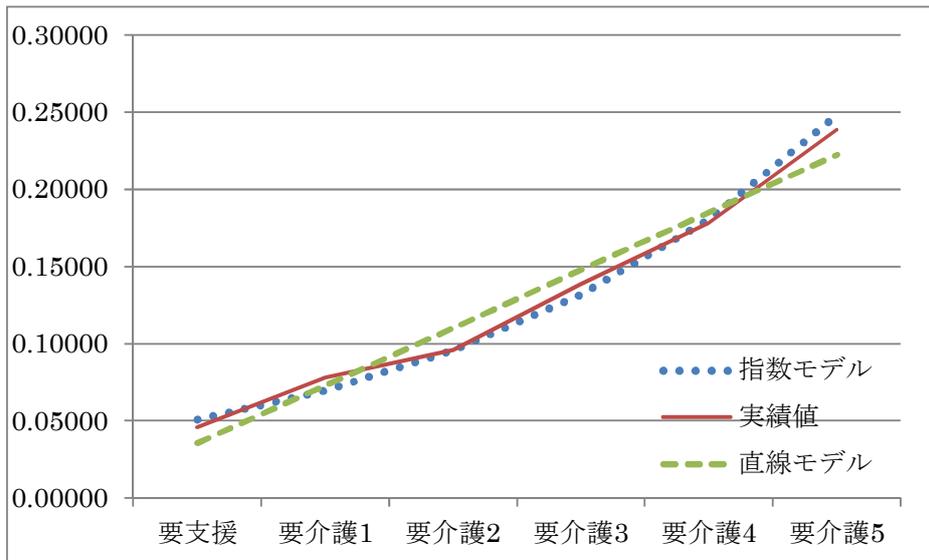
「保険者における介護予防評価の効率的運営に関する研究 報告書Ⅱ(ダイヤ高齢社会研究財団)」によると、千葉県市川市、松戸市の追跡調査は以下のとおりである。

状態	2008年4月から1年			2007年4月から2年					
	市川市			松戸市				松戸市1年後の状態	
	人数	平均年齢	死亡率(1年後)	人数	平均年齢	死亡率(1年後)	死亡率(2年後)	1年後の人数	1年後から1年間の死亡率
要支援1	983	79.3	0.02500	1,044	79.6	0.03900	0.09300	1,003	0.05619
要支援2	1,506	79.7	0.03500	1,874	79.6	0.04600	0.10400	1,788	0.06080
要介護1	1,827	80.9	0.08400	1,421	80.6	0.08200	0.14600	1,304	0.06972
要介護2	1,918	81.0	0.10500	2,247	80.3	0.08200	0.16200	2,063	0.08715
要介護3	1,720	81.5	0.14900	2,345	81.6	0.12000	0.23400	2,064	0.12955
要介護4	1,413	81.9	0.21600	1,751	82.6	0.15600	0.27600	1,478	0.14218
要介護5	1,217	82.0	0.28000	1,471	82.9	0.20400	0.36000	1,171	0.19598

状態	市川市+松戸市			当該年齢 全国死亡率	超過死亡指数
	人数	死亡率	死亡率		
要支援1	1,986	0.04075	0.04590	0.03691	110.4%
要支援2	3,294	0.04900			
要介護1	3,131	0.07805	0.07805	0.04372	178.5%
要介護2	3,981	0.09575	0.09575	0.04425	216.4%
要介護3	3,784	0.13839	0.13839	0.04703	294.3%
要介護4	2,891	0.17826	0.17826	0.04925	361.9%
要介護5	2,388	0.23880	0.23880	0.04981	479.4%

(注)「全国死亡率」は男女合算値。「超過死亡指数」は市川市・松戸市の男女比が全国と同一として算定している。

2008年度の要支援・要介護度別の超過死亡数について考察すると、要介護度が進むにつれ増加していることがわかり、さらにその傾きは、直線より指数曲線がより適合していることがわかる。



	傾き(a)	切片(b)	算式(y:超過死亡指数)
直線モデル	0.0373652	-0.001587	$y = ax + b$
指数モデル	0.3169125	-3.294535	$\log y = ax + b$

	実績値	直線モデル	指数モデル	直線モデルの の2乗	指数モデルの 残差の2乗
要支援	0.04590	0.03578	0.05091	0.00010	0.00003
要介護1	0.07805	0.07314	0.06990	0.00002	0.00007
要介護2	0.09575	0.11051	0.09596	0.00022	0.00000
要介護3	0.13839	0.14787	0.13175	0.00009	0.00004
要介護4	0.17826	0.18524	0.18087	0.00005	0.00001
要介護5	0.23880	0.22260	0.24831	0.00026	0.00009
合計				0.00075	0.00023
p 値				0.000332	0.000087

付録 1-3 平均要介護期間

$$\begin{aligned}
 &= \left(\frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{0+t}}{l_0} + 0.5 \right) - \left(\frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{0+t}(1 - K_{0+t})}{l_0} + 0.5 \right) \\
 &= \frac{\sum_{t=1}^{\omega} K_{0+t} l_{0+t}}{l_0} = \frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{0+t}^{ii}}{l_0} \\
 &= \frac{(l_0^{ii} - d_0^{ii} + i_0 - r_0) + (l_1^{ii} - d_1^{ii} + i_1 - r_1) + (l_2^{ii} - d_2^{ii} + i_2 - r_2) + \dots}{l_0}
 \end{aligned}$$

ここで $l_0^{ii} = 0$ より

$$\begin{aligned}
 &= \frac{\left(-\left(\frac{i_0}{2} - \frac{r_0}{2}\right)q_0^i + i_0 - r_0 \right) + \left(l_1^{ii}(1 - q_1^i) - \left(\frac{i_1}{2} - \frac{r_1}{2}\right)q_1^i + i_1 - r_1 \right) + \left(l_2^{ii}(1 - q_2^i) - \left(\frac{i_2}{2} - \frac{r_2}{2}\right)q_2^i + i_2 - r_2 \right) + \dots}{l_0} \\
 &= \frac{\left[\left\{ (i_0 - r_0)\left(1 - \frac{1}{2}q_0^i\right) \right\} + \left\{ (i_0 - r_0)\left(1 - \frac{1}{2}q_0^i\right)(1 - q_1^i) + (i_1 - r_1)\left(1 - \frac{1}{2}q_1^i\right) \right\} \right. \\
 &\quad \left. + \left\{ (i_0 - r_0)\left(1 - \frac{1}{2}q_0^i\right)(1 - q_1^i)(1 - q_2^i) + (i_1 - r_1)\left(1 - \frac{1}{2}q_1^i\right)(1 - q_2^i) + (i_2 - r_2)\left(1 - \frac{1}{2}q_2^i\right) \right\} + \dots \right]}{l_0}
 \end{aligned}$$

(証明終)

付録 1-4 x 歳における平均要介護期間

$$\begin{aligned}
 &= \left(\frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{x+t}}{l_x} + 0.5 \right) - \left(\frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{x+t}^{aa}}{l_x} + 0.5 \right) \\
 &= \frac{\sum_{t=1}^{\omega} (l_{x+t}^{aa} + l_{x+t}^{ii})}{l_x^{aa} + l_x^{ii}} - \frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{x+t}^{aa}}{l_x^{aa} + l_x^{ii}} \\
 &= \frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{x+t}^{ii}}{l_x^{aa} + l_x^{ii}} \\
 &= \frac{(l_x^{ii} - d_x^{ii} + i_x - r_x) + (l_{x+1}^{ii} - d_{x+1}^{ii} + i_{x+1} - r_{x+1}) + \dots}{l_x^{aa} + l_x^{ii}} \\
 &= \frac{\left(l_x^{ii}(1 - q_x^i) - \left(\frac{i_x}{2} - \frac{r_x}{2}\right)q_x^i + i_x - r_x \right) + \left(l_{x+1}^{ii}(1 - q_{x+1}^i) - \left(\frac{i_{x+1}}{2} - \frac{r_{x+1}}{2}\right)q_{x+1}^i + i_{x+1} - r_{x+1} \right) + \dots}{l_x^{aa} + l_x^{ii}} \\
 &= \frac{\left[\left(l_x^{ii}(1 - q_x^i) + (i_x - r_x)\left(1 - \frac{1}{2}q_x^i\right) \right) \right. \\
 &\quad \left. + \left(l_x^{ii}(1 - q_x^i)(1 - q_{x+1}^i) + (i_x - r_x)\left(1 - \frac{1}{2}q_x^i\right)(1 - q_{x+1}^i) + (i_{x+1} - r_{x+1})\left(1 - \frac{1}{2}q_{x+1}^i\right) \right) + \dots \right]}{l_x^{aa} + l_x^{ii}}
 \end{aligned}$$

(証明終)

付録 2-1 サリバン法による健康寿命および不健康な期間の算定方法

サリバン法は生命表に(1-不健康割合)を乗じて健常者の生命表を作成し、健常者の生命表により健常者の平均寿命、すなわち健康寿命を求める方法である。

健康寿命は次のステップを踏んで算定する。

(1) 生命表の選択

生命表は、2015 年国勢調査にもとづく生命表である第 22 回国民表を用いた。

(2) 要介護者割合の補整

要介護者割合については、2015 年実績は介護給付等実態調査の 2015 年 10 月審査分を用い、2016 年以降の将来推計は StMoMo を用いて、男女別年齢階級別に作成した。各年齢および高年齢における介護割合については、ロジスティック曲線により平滑化と補外をしている。

(3) 健常者の生命表の作成

生命表に(1-要介護者割合)を乗じることで、健常者の生命表を作成した。

(4) 健康寿命および平均要介護期間の算定

健常者の生命表を用い、以下の算式により健康寿命および平均要介護期間を算出する。

$$\text{健康寿命} = \frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{0+t}(1-K_{0+t})}{l_0} + 0.5, \quad K_x: x \text{ 歳における要介護者の割合 (付 1.1.1)}$$

不健康な期間 = 平均寿命 - 健康寿命

$$= \left(\frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{0+t}}{l_0} + 0.5 \right) - \left(\frac{\sum_{t=1}^{\omega} l_{0+t}(1-K_{0+t})}{l_0} + 0.5 \right) \quad (\text{付 1.1.2})$$

付録 2-2 死亡率予測モデルの概要

LC: Lee-Carter モデル

$$\eta_{xt} = \alpha_x + \beta_x^{(1)} \kappa_t^{(1)}$$

要介護者数はポアソン分布に従うと仮定する。Lee-Carter モデルはコーホート効果を考慮しないモデルである。 μ_{x+t} に関して対数リンク関数を使用する。トレンド項 κ は ARIMA でモデル化を行う。

$$\kappa_t^{(1)} = \delta + \kappa_{t-1}^{(1)} + \xi_t, \quad \xi_t \sim N(0, \sigma_{\kappa}^2) \text{ i.i.d.}$$

次のパラメータ制約を設定すれば、パラメータは同一性を保証できる。

$$\left(\alpha_x, \beta_x^{(1)}, \kappa_t^{(1)} \right) \rightarrow \left(\alpha_x + c_1 \beta_x^{(1)}, \frac{1}{c_2} \beta_x^{(1)}, c_2 (\kappa_t^{(1)} - c_1) \right)$$

$$\sum_x \beta_x^{(1)} = 1, \quad \sum_t \kappa_t^{(1)} = 0$$

RH: Renshaw and Haberman モデル

$$\eta_{xt} = \alpha_x + \beta_x^{(1)} \kappa_t^{(1)} + \beta_x^{(0)} \gamma_{t-x}$$

要介護者数はポアソン分布に従うと仮定する。Lee-Cater モデルにコーホート効果を追加したものである。 μ_{x+t} に関して対数リンク関数を使用する。トレンド項 κ は ARIMA でモデル化を行う。コーホート項 γ は時系列予測、ドリフト付 ARIMA(1,1,0) とする。

次のパラメータ制約を設定すれば、パラメータは同一性を保証できる。

$$\left(\alpha_x, \beta_x^{(1)}, \kappa_t^{(1)}, \beta_x^{(0)}, \gamma_{t-x} \right) \rightarrow \left(\alpha_x + c_1 \beta_x^{(1)} + c_2 \beta_x^{(0)}, \frac{1}{c_3} \beta_x^{(1)}, c_3 (\kappa_t^{(1)} - c_1), \frac{1}{c_4} \beta_x^{(0)}, c_4 (\gamma_{t-x} - c_2) \right)$$

$$\sum_x \beta_x^{(1)} = 1, \quad \sum_t \kappa_t^{(1)} = 0, \quad \sum_x \beta_x^{(0)} = 1, \quad \sum_{c=t_1-x_k}^{t_n-x_1} \gamma_c = 0$$

APC: Age-Period-Cohort モデル

$$\eta_{xt} = \alpha_x + \kappa_t^{(1)} + \gamma_{t-x}$$

RH モデルで $\beta_x^{(1)} = 1$ 、 $\beta_x^{(0)} = 1$ としたモデルである。コーホート項 γ は $t-x$ で回帰分析を行い、ドリフト付 ARIMA(1,1,0) とする。

$$\gamma_{t-x} = \phi_1 + \phi_2(t-x) + \varepsilon_{t-x}, \quad \varepsilon_{t-x} \sim N(0, \sigma^2), \text{ i.i.d.}$$

次のパラメータ制約を設定すれば、パラメータは同一性を保証できる。

$$\left(\alpha_x, \kappa_t^{(1)}, \gamma_{t-x} \right) \rightarrow \left(\alpha_x + \phi_1 - \phi_2 x, \kappa_t^{(1)} + \phi_2 t, \gamma_{t-x} - \phi_1 - \phi_2(t-x) \right)$$

$$\left(\alpha_x, \kappa_t^{(1)}, \gamma_{t-x} \right) \rightarrow \left(\alpha_x + c_1 \kappa_t^{(1)} - c_1, \gamma_{t-x} \right)$$

$$\sum_t \kappa_t^{(1)} = 0, \quad \sum_{c=t_1-x_k}^{t_n-x_1} \gamma_c = 0, \quad \sum_{c=t_1-x_k}^{t_n-x_1} c \gamma_c = 0$$

CBD: CBD モデル

$$\eta_{xt} = \kappa_t^{(1)} + (x - \bar{x}) \kappa_t^{(2)}$$

要介護者数は二項分布に従うと仮定する。 q_{x+t} に関してロジットリンク関数を使用する。年齢項はなく、またコーホート効果もない、2つの年齢・期間の構造を持つモデルである。

2つの期間項 κ はドリフト付の2変量ランダムウォークでモデル化を行う。識別問題はない。

M7: コーホート項付き二次 CBD モデル

$$\eta_{xt} = \kappa_t^{(1)} + (x - \bar{x}) \kappa_t^{(2)} + ((x - \bar{x})^2 - \hat{\sigma}_x^2) \kappa_t^{(3)} + \gamma_{t-x}$$

CBD モデルにコーホート効果と2次年齢効果を追加したモデルとなっている。

コーホート項 γ は $t-x$ と $(t-x)^2$ で回帰分析を行い、切片付 ARIMA(2,0,0) とする。

$$\gamma_{t-x} = \phi_1 + \phi_2(t-x) + \phi_3(t-x)^2 + \varepsilon_{t-x}, \quad \varepsilon_{t-x} \sim N(0, \sigma^2), \text{ i.i.d.}$$

次のパラメータ制約を設定すれば、パラメータは同一性を保証できる。
 $(\kappa_t^{(1)}, \kappa_t^{(2)}, \kappa_t^{(3)}, \gamma_{t-x}) \rightarrow (\kappa_t^{(1)} + \phi_1 + \phi_2(t - \bar{x}) + \phi_3((t - \bar{x})^2 + \hat{\sigma}_x^2), \kappa_t^{(2)} - \phi_2 - 2\phi_3 t(t - \bar{x}),$
 $\kappa_t^{(3)} + \phi_3, \gamma_{t-x} - \phi_1 - \phi_2(t - x) - \phi_3(t - x)^2)$

$$\sum_{c=t_1-x_k}^{t_n-x_1} \gamma_c = 0, \quad \sum_{c=t_1-x_k}^{t_n-x_1} c\gamma_c = 0, \quad \sum_{c=t_1-x_k}^{t_n-x_1} c^2\gamma_c = 0$$

PLAT: PLAT モデル

$$\eta_{xt} = \alpha_x + \kappa_t^{(1)} + (\bar{x} - x)\kappa_t^{(2)} + \max(0, \bar{x} - x)\kappa_t^{(3)} + \gamma_{t-x}$$

要介護者はポアソン分布に従うと仮定する。 μ_{x+t} に関して対数リンク関数を使用する。CBD モデルと Lee-Carter モデルを組み合わせて、全ての年齢層に適するように作成されたモデルである。

コーホート項 γ は、切片付 ARIMA(2,0,0) とする。

$$\gamma_{t-x} = \phi_1 + \phi_2(t - x) + \phi_3(t - x)^2 + \varepsilon_{t-x}, \quad \varepsilon_{t-x} \sim N(0, \sigma^2), \text{ i.i.d.}$$

次のパラメータ制約を設定すれば、パラメータは同一性を保証できる。

$$(\alpha_x, \kappa_t^{(1)}, \kappa_t^{(2)}, \kappa_t^{(3)}, \gamma_{t-x}) \rightarrow (\alpha_x + \phi_1 - \phi_2 x + \phi_3 x^2, \kappa_t^{(1)} + \phi_2 t + \phi_3(t^2 - 2\bar{x}t),$$

$$\kappa_t^{(2)} + 2\phi_3 t, \kappa_t^{(3)}, \gamma_{t-x} - \phi_1 - \phi_2(t - x) - \phi_3(t - x)^2)$$

$$(\alpha_x, \kappa_t^{(1)}, \kappa_t^{(2)}, \kappa_t^{(3)}, \gamma_{t-x}) \rightarrow (\alpha_x + c_1 + c_2(\bar{x} - x) + c_3(\bar{x} - x)^+,$$

$$\kappa_t^{(1)} - c_1, \kappa_t^{(2)} - c_2, \kappa_t^{(3)} - c_3, \gamma_{t-x})$$

$$\sum_t \kappa_t^{(1)} = 0, \quad \sum_t \kappa_t^{(2)} = 0, \quad \sum_t \kappa_t^{(3)} = 0, \quad \sum_{c=t_1-x_k}^{t_n-x_1} \gamma_c = 0, \quad \sum_{c=t_1-x_k}^{t_n-x_1} c\gamma_c = 0, \quad \sum_{c=t_1-x_k}^{t_n-x_1} c^2\gamma_c = 0$$

【参考文献】

[1] 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

[2] 厚生労働省(2012a)「健康日本21(第2次)の推進に関する参考資料」厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会および次期国民健康づくり運動プラン策定専門委員会

Available

at: http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/dl/kenkounippon21_02.pdf

(accessed 30 Sep 2017)

[3] 厚生労働省(2012b)「国民の健康の増進の総合的な推進を図るための基本的な方針」健康日本21(第2次)

Available

at: http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/dl/kenkounippon21_01.pdf

(accessed 30 Sep 2017)

[4] 厚生労働省(2012c)「健康寿命の算定方法の指針」平成24年度厚生労働科学研究費補助金(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)による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班

Available at:

http://toukei.umin.jp/kenkoujyumyou/syuyou/kenkoujyumyou_shishin.pdf

(accessed 30 Sep 2017)

[5] 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2次)推進専門委員会 配付資料(2014.10.01)」

Available at: <http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi2/0000059796.html> (accessed 30 Sep 2017)

[6] 厚生労働省(2016)「第55回社会保障審議会介護保険部会資料」介護分野の最近の動向

Available at: <http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi2/0000112926.html> (accessed 30 Sep 2017)

[7] 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

[8] 国立社会保障・人口問題研究所(2017)「日本の将来推計人口 2016～2065年」『人口問題研究資料』第336号

[9] 斎藤誉志郎(1988)「介護保障の数理」『アクチュアリー会会報』第41号第2分冊 pp.183-216

[10] 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

[11] 生命保険文化センター「生命保険に関する全国実態調査」(2015)

Available at: <http://www.jili.or.jp/lifeplan/lifesecurity/nursing/4.html>

(accessed 30 Sep 2017)

[12] ダイヤ高齢社会研究財団(2010)「保険者における介護予防評価の効率的運営に関する研究 報告書Ⅱ」

Available at: <https://dia.or.jp/evidence/summary/result/reportsample/>

(accessed 30 Sep 2017)

[13] 那須郁夫・斎藤安彦(2006)「全国高齢者における健康状態別余命の推計、とくに咀嚼能力との関連について」『日本公衆衛生雑誌』第53巻6号 pp.411-423

[14] 橋本修二・宮下光令・辻一郎(1999)「健康余命の算定方法の比較—Sullivan法、Katz法、Rogers法—」『厚生指標』第46巻4号 pp.12-16

[15] 橋本修二(編)(2012)「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(平成23～24年度)」『厚生労働科学研究』

Available at: <http://toukei.umin.jp/kenkoujyumyou/houkoku/H23-H24.pdf>

(accessed 30 Sep 2017)

[16] 橋本修二(2013)「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 平成24年度 総括・分担研究報告書」厚生労働科学研究費補助金循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業

Available at: <http://toukei.umin.jp/kenkoujyumyou/houkoku/H24.pdf>

(accessed 30 Sep 2017)

[17] 橋本修二(2015)「健康寿命の指標化に関する研究－健康21(第二次)等の健康寿命の課題」厚生労働科学研究費補助金 循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業

Available at: <http://toukei.umin.jp/kenkoujyumyou/houkoku/H27.pdf>

(accessed 30 Sep 2017)

[18] 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

[19] 三徳和子ほか(2011)「中山間地域 A 市における要介護(支援)高齢者の要介護度、寝たきり度及び認知症度と死亡の関連」『川崎医療福祉学会誌』Vol.20 No.2

[20] 三宅文枝ほか(2011)「要介護認定基準の変更と影響の同期検証 2009年10月版と2006年版一次判定の較差」『人間と科学』県立広島大学保健福祉学部誌 第11巻1号 pp.125-136

[21] 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

[22] Andres M. Villegas, Pietro Millosovich, Vladimir K. Kaishev(2017) "StMoMo: An R Package for Stochastic Mortality Modeling"

Available at: [https://cran.r-](https://cran.r-project.org/web/packages/StMoMo/vignettes/StMoMoVignette.pdf)

[project.org/web/packages/StMoMo/vignettes/StMoMoVignette.pdf](https://cran.r-project.org/web/packages/StMoMo/vignettes/StMoMoVignette.pdf)

(accessed 30 Sep 2017)

[23] Colin D Mathers, Jean-Marie Robine(1997) "How good is Sullivan's method for monitoring changes in population health expectancies" *Journal of Epidemiology and Community Health* Vol.51, No.1 pp.80-86

[24] Lee RD, Carter LR (1992) "Modeling and Forecasting U.S. Mortality" *Journal of the American Statistical Association* Vol.87 No.419 pp.659-671

[25] Sullivan. D.F.(1971)"A single index of mortality and morbidity" *HSMHA Health Reports* Vol.86 No.4 pp.347-354

[26] Yasuhiko Saito, Jean-Marie Robine, Eileen M. Crimmins(2014) "The methods and materials of health expectancy" *Statistical Journal of the IAOS* 30 (2014) pp.209-223

[27] WHO. Definitions and metadata(2006).

Available at:

<http://www.who.int/whosis/whostat2006DefinitionsAndMetadata.pdf>

(accessed 30 Sep 2017).