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

健康寿命の年次推移、地域分布と関連要因の評価に関する研究

平成 22 年度　総括・分担研究報告書

研究代表者　　橋本　修二

平成 23（2011）年３月

平成 22 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
「健康寿命の年次推移、地域分布と関連要因の評価に関する研究班」
構成員名簿

研究代表者	橋本修二	藤田保健衛生大学医学部衛生学講座・教授
研究分担者	辻　一郎	東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野・教授
	尾島俊之	浜松医科大学健康社会医学講座・教授
研究協力者	加藤昌弘	愛知県津島保健所・所長
	林　正幸	福島県立医科大学看護学部情報科学・教授
	村上義孝	滋賀医科大学社会医学講座医療統計学部門・准教授
	野田龍也	浜松医科大学健康社会医学講座・助教
	世古留美	藤田保健衛生大学医療科学部看護学科・講師
	永井雅人	東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野
	川戸美由紀	藤田保健衛生大学医学部衛生学講座・講師

目　次

Ⅰ．総括研究報告
健康寿命の年次推移、地域分布と関連要因の評価に関する研究　……　1
橋本修二

Ⅱ．分担研究報告
１．健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価　……　10
辻　一郎、永井雅人、川戸美由紀

２．健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価　……　16
尾島俊之、野田龍也

Ⅲ．研究報告
１．健康寿命の年次推移と地域分布の評価　……　28
―平均自立期間の検討結果―
世古留美、川戸美由紀、村上義孝、林　正幸、加藤昌弘、橋本修二

２．健康寿命の年次推移と地域分布の評価　……　35
―平均自立期間以外の指標の検討結果―
橋本修二、川戸美由紀、世古留美、村上義孝、林　正幸、加藤昌弘

３．同一年次における異なる算定方法による平均自立期間の関連性　……　43
加藤昌弘、橋本修二

４．健康寿命に対する傷病の影響評価　……　53
橋本修二、尾島俊之、川戸美由紀、世古留美、野田龍也

５．健康寿命の年次推移と地域分布に対する関連要因の影響評価　……　62
―喫煙の評価モデルに基づく試算―
橋本修二、辻　一郎、尾島俊之、川戸美由紀、世古留美、永井雅人、
野田龍也、村上義孝

Ⅳ．研究成果の刊行に関する一覧表　……　68

Ⅴ．研究成果の刊行物・別刷　……　69

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）
総括研究報告書

健康寿命の年次推移、地域分布と関連要因の評価に関する研究

研究代表者　　橋本　修二　　藤田保健衛生大学医学部衛生学講座教授

研究要旨　保健医療福祉において、健康寿命は最も重要な概念の1つであり、現在、その取り組みの計画・評価への適用が進められつつある。研究目的としては、健康寿命の年次推移と地域分布を評価するとともに、健康寿命の関連要因をミクロ面とマクロ面から評価することである。3つの分担研究課題とその他の研究課題を設定し、有機的な連携を図りつつ各々の研究課題の検討を進めるとともに、それらの研究結果を総括した。分担研究課題の「①健康寿命の年次推移と地域分布の評価」では平均自立期間などの近年の延長と都道府県間差の大きさを示した。「②健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価」では、追跡調査の情報に基づいて、平均自立期間に対する喫煙と体格の影響を実証的に評価した。「③健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価」では、統計情報（個票を含む）に基づいて、生活習慣などの状況の年次推移と都道府県分布を観察した。その他の研究課題の「同一年次における異なる算定方法による平均自立期間の関連性」では平均自立期間の算定方法による相違を示し、「健康寿命に対する傷病の影響評価」では傷病を除去した場合の日常生活に制限のない平均期間の延びを試算した。「健康寿命の年次推移と地域分布に対する関連要因の影響評価―喫煙の評価モデルに基づく試算―」では、喫煙を例として、平均自立期間の近年の延長と都道府県間差に対する影響程度を評価モデルによって試算した。健康寿命のホームページ（http://toukei.umin.jp/kenkoujyumyou/）を整備し、研究成果の公表を進めた。これらの研究成果により、当初の研究目的をおおよそ達成したと考えられた。

研究分担者氏名・所属機関名及び所属施設における職名

辻　一郎	東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野・教授
尾島俊之	浜松医科大学健康社会医学講座・教授

研究協力者氏名・所属機関名及び所属施設における職名

加藤昌弘	愛知県津島保健所・所長
林　正幸	福島県立医科大学看護学部情報科学・教授
村上義孝	滋賀医科大学社会医学講座医療統計学部門・准教授
野田龍也	浜松医科大学健康社会医学講座・助教
世古留美	藤田保健衛生大学医療科学部看護学科・講師
永井雅人	東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野
川戸美由紀	藤田保健衛生大学医学部衛生学講座・講師

Ａ．研究目的

保健医療福祉において、健康寿命は最も重要な概念の１つであり、現在、その取り組みの計画・評価への適用が進められつつある。とくに、都道府県健康増進計画では、生活習慣病の発症予防・重症化予防の流れの中で、最終的なアウトカム評価の目標項目として平均自立期間が挙げられている。平均自立期間とは日常生活が要介護でなく、自立して暮らせる生存期間の平均を指す。

平成 19・20 年度の厚生労働科学研究費補助金（循環器疾患等生活習慣病対策総合研究事業）による「健康寿命の地域指標算定の標準化に関する研究」において、我々の研究グループでは、平均自立期間をはじめ、いくつかの健康寿命の指標について算定方法を提案した。とくに平均自立期間については、算定方法の説明書・マニュアルとして「平均自立期間の算定方法の指針」を、算定方法の簡易なプログラムとして「平均自立期間の算定プログラム」を作成・刊行・公開した。

本研究の目的は、先に提案した算定方法を用いて、健康寿命の年次推移と地域分布を評価するとともに、健康寿命の関連要因をミクロ面とマクロ面から評価することである。そのために、3 つの分担研究課題とその他の研究課題を設定した。分担研究課題の「①健康寿命の年次推移と地域分布の評価」では、健康寿命の年次推移と地域分布を評価した。とくに、平均自立期間では、都道府県ごとに 2005～2009 年の 5 年間の推移を観察した。「②健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価」では、健康寿命の関連要因を個人単位の観察により評価・検討を行った。関連要因として喫煙と体格を対象とした。「③健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価」では、健康寿命の関連要因を集団単位の観察により評価・検討を行った。関連要因としては、都道府県健康増進計画の目標項目を考慮しつつ、統計情報の得られる要因を取り上げた。その他の研究課題としては、「同一年次における異なる算定方法による平均自立期間の関連性」、「健康寿命に対する傷病の影響評価」、「健康寿命の年次推移と地域分布に対する関連要因の影響評価―喫煙の評価モデルに基づく試算―」を検討した。さらに、研究成果の公表を進めるために、健康寿命のホームページを整備した。

本研究は 2 年計画である。昨年度は 2 年計画の初年度として、資料と方法の準備をおおよそ完了した。本年度は最終年度として、3 つの分担研究課題とその他の研究課題の研究を完了するとともに、それらの研究結果を総括し、研究目的の達成を目指した。

Ｂ．研究方法

研究の体制としては、「①健康寿命の年次推移と地域分布の評価」、「②健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価」、「③健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価」の 3 分担研究課題について、それぞれ、研究代表者と 2 人の研究分担者が担当し、7 人の研究協力者が協力した。その他の研究課題は研究代表者、研究分担者と研究協力者が担当・協力して実施した。これらの研究結果の議論と総括は研究班構成員全員によって実施した。

研究の進め方としては、第 1 回研究班会議を平成 22 年 5 月に開催し、本年度の研究計画を具体化するとともに、研究課題に関する意見交換を行った。その後、各研究者が互いに連携しつつ研究を進め、必要に応じて会議を随時開催した。10 月末に、①～③の分担研究課題の進捗状況を確認した。第 2 回研究班会議を平成 22 年 12 月に開催し、①～③の分担研究結果とその他の研究結果を議論した。その議論を踏まえて、各研究結果をまとめるとともに、これらの研究結果を総括した。

なお、各研究課題の研究方法の詳細は、2 つの分担研究報告書と 5 つの研究報告書を参照されたい。

（倫理面への配慮）

本研究では集団単位データと個人単位データを利用した。集団単位データは既存の統計資料

であり、「疫学研究に関する倫理指針」の適用範囲でないが、基礎資料の利用や管理など、その倫理指針の原則を遵守した。個人単位データは東北大学大学院医学系研究科倫理委員会で承認を受けた研究によって既に収集されたものであり、利用にあたって「疫学研究に関する倫理指針」を遵守した。

C．研究結果

図1に、2年間の研究の流れ図を示す。この流れに沿って、本年度は「①健康寿命の年次推移と地域分布の評価」、「②健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価」、「③健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価」の3分担研究課題およびその他の研究課題を検討した。

以下、これらの研究結果の概要を示す。なお、各研究課題の研究結果の詳細は、2つの分担研究報告書と5つの研究報告書を参照されたい。

１．健康寿命の年次推移と地域分布の評価

本分担研究課題の目的は、健康寿命の年次推移と地域分布を評価することである。健康寿命としては、平均自立期間とそれ以外の指標を取り上げた。

平均自立期間について、年次推移と地域分布を評価した。算定方法としては、先に提案した方法（介護保険の要介護2以上を基準）を用いた。2005～2009年の年次推移をみると、平均自立期間（65歳時点）は男性が16.66～17.24年と女性が20.13～20.48年であり、それぞれ1年あたり延伸は0.14年と0.09年であった。平均要介護期間も延びており、平均余命に占める平均自立期間の割合は男女ともやや低下傾向であった。都道府県分布をみると、2009年で男性が15.34～17.94年と女性が19.33～21.38年であり、都道府県間差が大きく、また、2005～2009年でやや拡大傾向であった。

健康寿命の指標として、日常生活に制限のない平均期間と自覚的に健康な平均期間について、年次推移と地域分布を評価した。基礎資料としては国民生活基礎調査と患者調査などの統計調査の調査票情報を利用し、算定方法としては先に提案した方法を用いた。1995～2007年の年次推移をみると、日常生活に制限のない平均期間は男が68.49～70.74年と女が72.12～74.11年で、自覚的に健康な平均期間は男が68.54～69.72歳と女が72.00～72.93年であり、いずれの指標も延伸傾向であった。2007年の都道府県分布をみると、日常生活に制限のない平均期間は男が68.95～72.53年と女が72.83～75.96年で、自覚的に健康な平均期間は男が67.43～71.31年と女が71.36～74.90年であり、いずれの指標も都道府県間差が大きい傾向であった。

２．健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価

本分担研究課題の目的は、個人単位の観察によるミクロ面から健康寿命の関連要因について明らかにすることである。関連要因として喫煙と体格を対象とした。

健康寿命の関連要因について明らかにするために、大崎コホート研究2006の参加者16,255人（男性；7,162人、女性；9,093人）の追跡データから得られた要介護2以上の要介護発生率を用いて喫煙習慣別、体格別に平均自立期間を多相生命表より算出した。喫煙習慣別の平均自立期間は非喫煙が現在喫煙よりも長く、その差は男女それぞれ4.44年、4.02年であった。体格別では肥満の平均自立期間が正常よりも長かったものの、平均要介護期間も長くその差は男女それぞれ1.14年、0.49年であった。本研究より健康寿命の関連要因と考えられる喫煙習慣および体格と平均自立期間の関連が試算された。これより、健康寿命に対する生活習慣病対策の効果評価モデルが構築可能となったので、今後は他の健康寿命の関連要因に対しても試算することが生活習慣病対策を考える上で有用と思われる。

３．健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価

本分担研究課題の目的は、集団単位の観察によるマクロ面から健康寿命の関連要因について

明らかにすることである。関連要因としては、都道府県健康増進計画の目標項目を考慮しつつ、統計情報の得られる要因を取り上げた。

前年度に整理を行った種々の指標について、実際の数値により検討を行った。具体的には、健康寿命の規定要因となりうると考えられる、日頃の生活習慣、境界領域期・有病期、重症化・合併症、健康増進事業等の実施状況・保健医療体制、環境・地域要因について、国民生活基礎調査、患者調査、地域保健・老人保健事業報告、医師・歯科医師・薬剤師調査、医療施設調査・病院報告、人口動態統計、社会生活統計指標等の様々な統計情報を利用した。目的変数である健康寿命等については、平均自立期間、平均余命、要介護期間、要介護割合、及びそれらの2005年から2009年の差を用いた。分析の結果、平均自立期間との相関係数は、日頃の生活習慣では、喫煙が男で-0.30、女で-0.09、適度な運動が男で0.51と女で0.31などであった。

４．その他の研究課題

その他の研究課題として、「同一年次における異なる算定方法による平均自立期間の関連性」、「健康寿命に対する傷病の影響評価」、「健康寿命の年次推移と地域分布に対する関連要因の影響評価―喫煙の評価モデルに基づく試算―」を検討した。また、健康寿命のホームページを整備した。

（１）同一年次における異なる算定方法による平均自立期間の関連性

「生活の場」別に推定した要介護者数、及び介護保険の要介護度に基づく要介護者数より求めた要介護者割合に基づき算定した高齢者の平均自立期間について、2004年と2007年の同一年次において、男女別、年齢別にその算定値を比較検討した。結果、男女とも2004年から2007年にかけて平均自立期間の平均値は、65歳、75歳いずれも延長していたが、平均余命に対する平均自立期間の割合は、両者の間では、その推移に異なる傾向が認められた。また、男女とも2004年、2007年の両年次とも、異なる方法による算定値の間には明らかな関連が認められた。これらのことから、異なる算定方法に基づく連続した算定値の解釈については、十分な注意を払う必要があると考えられた。

（２）健康寿命に対する傷病の影響評価

健康寿命に対する傷病の影響を評価するために、国民生活基礎調査、患者調査、介護サービス施設・事業所調査などの統計情報を用いて、傷病を除去した場合の日常生活に制限のない平均期間の延びを試算した。日常生活に制限のない平均期間は悪性新生物、虚血性心疾患と脳血管疾患を除去した場合に0.4～2.8年の延びとなり、認知症、肩こり・腰痛症と骨折を除去した場合に0.2～0.8年の延びとなった。日常生活に制限のある平均期間は悪性新生物を除去した場合に延び、虚血性心疾患と脳血管疾患を除去した場合に大きな変化がなく、認知症、肩こり・腰痛症と骨折を除去した場合に短縮した。ADL制限のある平均期間は認知症、骨折と脳血管疾患を除去した場合に短縮した。傷病を除去した場合の健康寿命の延びの試算結果は、傷病対策の立案などで重要な参考資料となると考えられた。

（３）健康寿命の年次推移と地域分布に対する関連要因の影響評価―喫煙の評価モデルに基づく試算―

平均自立期間の年次推移と地域分布における喫煙の年次変化と地域間差の影響について、3つの分担研究課題の検討結果を応用して試算した。分担研究課題の「①健康寿命の年次推移と地域分布の評価」から平均自立期間の年次推移と地域分布を、「②健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価」から平均自立期間に対する喫煙の効果評価モデルを、「③健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価」から喫煙の年次推移と地域分布を得た。男の65歳の平均自立期間において、喫煙率の2001～2007年の低下は1年あたり0.03年の延伸に相当し、実際の年次

による平均自立期間の延伸の22%と見積もられた。喫煙率の2007年の都道府県間差（最大と最小の差）は平均自立期間0.42年の差に相当し、実際の都道府県間差の19%と見積もられた。

（4）健康寿命のホームページ

図2に、健康寿命のホームページの画面を示す。アドレスは下記の通りである。ホームページには「平均自立期間の算定方法の指針」、「平均自立期間の算定プログラム」、研究報告書などを掲載した。

http://toukei.umin.jp/kenkoujyumyou/

D．考察

本研究は3つの分担研究課題とその他の研究課題で構成される。分担研究課題としては「①健康寿命の年次推移と地域分布の評価」、「②健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価」と「③健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価」である。その他の研究課題としては「同一年次における異なる算定方法による平均自立期間の関連性」、「健康寿命に対する傷病の影響評価」と「健康寿命の年次推移と地域分布に対する関連要因の影響評価―喫煙の評価モデルに基づく試算―」であり、また、健康寿命のホームページを整備した。これら研究課題は有機的な連携を図りながら進めるとともに、保健医療福祉の取り組みの計画・評価における健康寿命の適用拡大に向けて、研究結果全体を総括した。これらの研究成果により、当初の研究目的をおおよそ達成したと考えられた。

以下、研究成果の意義と今後の発展について、考察する。なお、各研究課題の研究結果についての考察は、2つの分担研究報告書と5つの研究報告書を参照されたい。

健康寿命の指標として、平均自立期間は都道府県健康増進計画のアウトカム評価の目標項目の1つと位置づけられている。本研究成果により、平均自立期間について、現在の水準、最近の延びと各都道府県の動きが、具体的な数値として示された。日常生活に制限のない平均期間と自覚的に健康な平均期間について、国際間の比較性に検討の余地があるものの、その長期に渡る推移が示された。今後の健康寿命の動向を評価する上で、比較対照の基礎を与えるものとなろう。

喫煙と体格について、状態間移行率（要介護発生率、要介護回復率、自立者死亡率、要介護者死亡率）への関与がコホート研究で実証的に評価されるとともに、平均自立期間への影響が試算された。これより、様々な生活習慣やその組み合わせを対象として、健康寿命に対する生活習慣病対策の効果評価モデルが構築可能であることが示唆される。

また、様々な要因（生活習慣を含む）の状況について、年次変化と都道府県間差および平均自立期間との関連性を観察した。今後の生活習慣等についての変化の見通しや生活習慣病対策による効果の見積もりを考える上で、重要な参考資料を与えるものであろう。さらに、喫煙を例として、平均自立期間の年次推移と都道府県分布に対する影響程度を試算した。これより、健康寿命に対する評価モデルを構築し、生活習慣病の対策シナリオを与えれば、その効果の見積もりが可能であることが示唆される。

このように、健康寿命の将来予測、それへの生活習慣病対策の効果評価とともに、生活習慣病対策の費用を考慮すれば、対策の費用対効果の見積もりにもつながることになろう。健康寿命の延伸は生活習慣病対策の主要目標の一つである。「健康寿命が5年後・10年後に何歳になるか？」、「生活習慣病対策によって何年延びるか？」、「対策の費用対効果はどれだけか？」という3つの疑問に対して、本研究成果を基礎とし、さらに研究を強化発展させることによって、具体的な一定の回答を与えることが期待される。

E．結論

保健医療福祉において、健康寿命は最も重要な概念の1つであり、現在、その取り組みの計

画・評価への適用が進められつつある。研究目的としては、健康寿命の年次推移と地域分布を評価するとともに、健康寿命の関連要因をミクロ面とマクロ面から評価することである。3つの分担研究課題とその他の研究課題を設定し、有機的な連携を図りつつ各々の研究課題の検討を進めるとともに、それらの研究結果を総括した。分担研究課題の「①健康寿命の年次推移と地域分布の評価」では平均自立期間などの近年の延長と都道府県間差の大きさを示した。「②健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価」では、追跡調査の情報に基づいて、平均自立期間に対する喫煙と体格の影響を実証的に評価した。「③健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価」では、統計情報（個票を含む）に基づいて、生活習慣などの状況の年次推移と都道府県分布を観察した。その他の研究課題の「同一年次における異なる算定方法による平均自立期間の関連性」では平均自立期間の算定方法による相違を示し、「健康寿命に対する傷病の影響評価」では傷病を除去した場合の日常生活に制限のない平均期間の延びを試算した。「健康寿命の年次推移と地域分布に対する関連要因の影響評価―喫煙の評価モデルに基づく試算―」では、喫煙を例として、平均自立期間の近年の延長と都道府県間差に対する影響程度を評価モデルによって試算した。健康寿命のホームページ（http://toukei.umin.jp/kenkoujyumyou/）を整備し、研究成果の公表を進めた。これらの研究成果により、当初の研究目的をおおよそ達成したと考えられた。

F．健康危機情報

なし。

G．研究発表

１．論文発表

1）Hashimoto S, Kawado M, Seko R, Murakami Y, Hayashi M, Kato M, Noda T, Ojima T, Nagai M, Tsuji I. Trends in disability-free life expectancy in Japan, 1995-2004. J Epidemiol 2010;20:308-312.

2）世古留美，川戸美由紀，橋本修二，林　正幸，加藤昌弘，渡辺晃紀，野田龍也，尾島俊之，辻　一郎．介護保険に基づく平均自立期間の算定方法の適切性に関する調査．厚生の指標，2010;57(2):31-34.

3）加藤昌弘，世古留美，川戸美由紀，橋本修二，林　正幸，渡辺晃紀，野田龍也，尾島俊之，辻　一郎．要介護認定者数に基づく平均自立期間の小地域への適用．厚生の指標，2010;57(4):14-19.

２．学会発表

1）橋本修二，川戸美由紀，世古留美，加藤昌弘，林　正幸，村上義孝，野田龍也，尾島俊之，永井雅人，辻　一郎．健康寿命に関する基礎的検討　第１報　日常生活に制限のない平均寿命の年次推移．日本公衆衛生雑誌，2010;57（特別付録）:190.

2）加藤昌弘，世古留美，川戸美由紀，橋本修二，林　正幸，村上義孝，野田龍也，尾島俊之，永井雅人，辻　一郎．健康寿命に関する基礎的検討　第２報　異なる算定方法による平均自立期間の関連性．日本公衆衛生雑誌，2010;57（特別付録）:190.

3）世古留美，川戸美由紀，橋本修二．平均自立期間の地域分布に関する検討．第42回藤田学園医学会，藤田学園医学会誌，2010:34(suppl);50.

4）尾島俊之，野田龍也，橋本修二，川戸美由紀，世古留美，加藤昌弘，村田千代栄，早坂信哉，林　正幸，村上義孝，永井雅人，辻　一郎．健康寿命と要介護割合・平均寿命及び健康指標との関連．日本疫学会，2011;21（Supple 1）:319.

5）野田龍也，尾島俊之，橋本修二，川戸美由紀，世古留美，加藤昌弘，村田千代栄，早坂信哉，林　正幸，村上義孝，永井雅人，辻　一郎．健康寿命の経年変化と社会経済・環境因子の相関．日本疫学会，2011;21（Supple 1）:320.

H．知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

１．特許取得

なし。

２．実用新案登録

なし。

３．その他

なし。

図１．２年計画の研究の流れ

目的:
健康寿命の年次推移と地域分布について評価する。
健康寿命の関連要因について、集団単位の観察によるマクロ面、
個人単位の観察によるミクロ面から評価・検討する。

↓

方法:
健康寿命は平均自立期間などの指標を、関連要因は生活習慣などを取り上げる。
基礎資料は集団単位データと個人単位データを利用する。
1年目：平均自立期間の2005～2007年の年次推移と都道府県分布を検討、
関連要因の評価では、基礎資料の整理、解析方法の検討、基礎的な解析を実施。
2年目：平均自立期間の2005～2009年とそれ以外の指標の年次推移と都道府県分布を検討。
健康寿命に対する生活習慣などの要因の関連性評価を実施。

↓

期待される効果:
保健医療福祉の取り組みの計画・評価における健康寿命の適用拡大が期待される。
（都道府県健康増進計画における平均自立期間の延伸の中間評価など）
それを通して、保健医療福祉の取り組みの強化拡充に資する。

図 2. 健康寿命のホームページ

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）
分担研究報告書

健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価

研究分担者　辻　一郎　東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野教授
研究協力者　永井　雅人　東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野
川戸　美由紀　藤田保健衛生大学医学部衛生学講座講師

研究要旨　健康寿命の関連要因について明らかにするために、大崎コホート研究2006の参加者16,255人（男性；7,162人、女性；9,093人）の追跡データから得られた要介護２以上の要介護発生率を用いて喫煙習慣別、体格別に平均自立期間を多相生命表より算出した。喫煙習慣別の平均自立期間は非喫煙が現在喫煙よりも長く、その差は男女それぞれ4.44年、4.02年であった。体格別では肥満の平均自立期間が正常よりも長かったものの、平均要介護期間も長くその差は男女それぞれ1.14年、0.49年であった。本研究より健康寿命の関連要因と考えられる喫煙習慣および体格と平均自立期間の関連が試算された。これより、健康寿命に対する生活習慣病対策の効果評価モデルが構築可能となったので、今後は他の健康寿命の関連要因に対しても試算することが生活習慣病対策を考える上で有用と思われる。

Ａ．研究目的

本研究の目的は、約５万人の住民の生存状況と介護保険利用状況を追跡している大崎コホート研究 2006 を用いて、個人単位の観察によるミクロ面から健康寿命の関連要因について明らかにすることである。前年度は健康寿命の関連要因と考えられる喫煙習慣および体格別に対象者の状態間移行率（要介護２以上の有病率、要介護発生率、要介護回復率、自立者死亡率、要介護者死亡率）、および有病率を用いた平均余命および平均自立期間、平均要介護期間を算出した。その結果、①高齢者ほど要介護発生率、自立者死亡率、要介護者死亡率が高いこと、②罹患者数に比し回復者数が少なく、有病率が年次とともに上昇すること、③対象集団は平均余命、平均自立期間、平均要介護期間が全国のそれよりも長いという特徴を持っていることが明らかとなった。

本年度は３年間追跡したデータから得られた要介護２以上の要介護発生率を用いて喫煙習慣別、体格別に 65 歳における平均余命と平均自立期間・平均要介護期間の算出を行うとともに、健康寿命の関連要因について状態間移行率への関与を解析し、平均自立期間への影響を試算した。

Ｂ．研究方法

１．研究デザイン

大崎コホート研究 2006 では、2006 年 12 月に性・年齢・身長・体重などの基本的情報、病歴、基本チェックリスト、ソーシャルサポート、食習慣などの生活習慣に関する自記式アンケート調査を行い、その後の生存死亡と転居および介護保険利用状況の情報を追跡している。

調査対象者は宮城県大崎市内に居住する 40 歳以上の住民全員 78,101 名であり、全員にアンケートを配布し 49,854 名(64.6%)の有効回答を得ている。追跡は住民基本台帳および介護保険受給者に関する情報の閲覧より、現在 2009 年 12 月の情報まで得ている。

２．本研究における解析対象者

本研究の対象となる 65 歳以上の者は 23,091 名であった。このうち 16,739 名が介護保険利

用状況の提供に同意している。これより喫煙習慣と Body Mass Index（BMI）の情報の欠損者、2006 年中の死亡者・異動者を除外した 16,255 名（男性；7,162 人、女性；9,093 人）が解析対象者である。

３．分析方法

自己回答によるベースライン調査の結果から対象者の喫煙習慣と体格を評価した。喫煙習慣は現在喫煙、過去喫煙、生涯非喫煙に３区分した。体格は身長、体重から BMI=体重(kg)/身長^2（m^2）の式より算出し、日本肥満学会 の定義にしたがって、<18.5 kg/ m^2（やせ）、18.5-24.9 kg/m^2（正常）、≥ 25.0 kg/m^2（肥満）に３区分した。

65 歳における平均自立期間は性・５歳年齢階級別の要介護発生率、要介護回復率、自立者死亡率、要介護者死亡率、自立者人年、要介護者人年から多相生命表を用いて 65 歳における平均余命・平均要介護期間とともに算出した。

喫煙習慣および体格と健康寿命の関連については、非喫煙に対する現在喫煙、過去喫煙、正常に対する肥満、やせの状態間移行率比をポアソン回帰により年齢を調整して算出した。

（倫理面への配慮）

介護保険利用状況に関する情報は、対象者の同意に基づいて大崎市より提供されている。また、厚生労働省等「疫学研究に関する倫理指針」を遵守するとともに、個人情報の厳重な保護と対象者の人権尊重を最大限に行うべく、必要な措置を講じている。本研究は東北大学医学部倫理委員会の承認のもとに行われている。

Ｃ．研究結果

１．65 歳の平均自立期間・要介護期間（表１）

男性は女性に比し 65 歳の平均余命・平均自立期間・平均要介護期間が短かった。平均余命の差は 5.79 年で、男女それぞれ 20.43 年、26.22 年、平均自立期間の差は 3.72 年で、男女それぞれ 19.08 年、22.80 年、平均要介護期間の差は 2.08 年で、男女それぞれ 1.35 年、3.42 年であった。

表１　対象者の平均余命・平均自立期間・平均要介護期間

	男性	女性
平均余命（年）	20.43	26.22
平均自立期間（年）	19.08	22.80
平均要介護期間（年）	1.35	3.42

２．喫煙習慣別、体格別の平均自立期間・平均要介護期間（表２）

喫煙習慣別の 65 歳の平均自立期間は、非喫煙が現在喫煙より長く、男性の非喫煙が 22.29 年、現在喫煙が 17.85 年でその差は 4.44 年であった。女性では非喫煙が 23.02 年、現在喫煙が 19.00 年でその差は 4.02 年であった。一方、平均余命に占める平均自立期間の割合は、非喫煙が現在喫煙よりも低く、男性の非喫煙が 93.2%、現在喫煙が 94.8%、女性の非喫煙が 87.1%、現在喫煙が 89.2%であった。また、平均余命から平均自立期間を引いた平均要介護期間は、非喫煙が現在喫煙よりも長く、男性の非喫煙が 1.63 年、現在喫煙が 0.97 年でその差は 0.66 年であった。女性では非喫煙が 3.40 年、現在喫煙が 2.31 年でその差は 1.09 年であった。

体格別の 65 歳の平均自立期間は、正常が肥満より短く、男性の正常が 19.66 年、肥満が 23.48 年でその差は 3.82 年であった。女性では正常が 23.92 年、肥満が 26.67 年でその差は 2.75 年であった。一方、平均余命に占める平均自立期間の割合は、正常が肥満よりも高く、男性の正常が 94.1%、肥満が 90.8%、女性の正常が 87.5%、肥満が 87.2%であった。また、平均余命から平均自立期間を引いた平均要介護期間は、正常が肥満よりも短く、男性の正常が 1.23 年、肥満が 2.37 年でその差は 1.14 年であった。女性では正常が 3.43 年、肥満が 3.92 年でその差は 0.49 年であった。

３．年齢調整状態間移行率比（表３）

喫煙習慣別では、非喫煙に対する現在喫煙の年齢調整状態間移行率比は男性の自立者死亡率比、要介護者死亡率比、女性の要介護発生率比で有意に上昇した。また、喫煙の影響は男性に比し女性で強く、女性の要介護発生率比、要介護回復率比、要介護死亡率比は男性よりも高かった。男性の要介護発生率比は1.33倍、要介護回復率比は1.22倍、自立者死亡率比は1.83倍、要介護者死亡率比は1.81倍、女性の要介護発生率比は1.72倍、要介護回復率比は2.01倍、自立者死亡率比は1.69倍、要介護者死亡率比は1.89倍であった。

体格別では、正常に対する肥満の年齢調整状態間移行率比は男性の自立者死亡率比、要介護者死亡率比で有意に減少した。また、肥満の影響は男性に比し女性で弱く、男性の要介護回復率比、自立者死亡率比、要介護死亡率比は女性よりも低かった。男性の要介護発生率比は0.95倍、要介護回復率比は0.61倍、自立者死亡率比は0.58倍、要介護者死亡率比は0.55倍、女性の要介護発生率比は0.83倍、要介護回復率比は1.13倍、自立者死亡率比は0.83倍、要介護者死亡率比は0.74倍であった。

Ｄ．考察

２年計画の最終年度において、①喫煙習慣別および体格別に要介護２以上を要介護発生とした時の状態間移行率から、多相生命表を用いて65歳における平均自立期間および平均余命・平均要介護期間の試算、②非喫煙に対する現在喫煙、過去喫煙、正常に対する肥満、やせの年齢調整状態間移行率比から健康寿命の関連要因の検討を行った。

喫煙習慣別の平均自立期間は男女ともに非喫煙が最も長く、平均余命に占める平均自立期間の割合は現在喫煙が最も高いという結果であった。現在喫煙は非喫煙に対する要介護発生率比を有意に上昇させるものの、自立者死亡率比だけでなく要介護者死亡率比も有意に上昇させることから、高い死亡率であることが伺える。従って、現在喫煙はこの高い死亡率のため平均余命および平均自立期間が短くなり、平均要介護期間も男性で0.66年、女性で1.09年短縮したと考えられる。

体格別にみると、肥満は平均自立期間が正常よりも長いものの、平均余命に占める平均自立期間の割合が低かった。肥満は正常に対する要介護発生率比と有意な関連はなく、自立者死亡率比、要介護者死亡率比を有意に低下させることから、正常と同程度の要介護発生率にもかかわらず低い死亡率のため、平均余命および平均自立期間は長くなり、平均余命に占める平均自立期間の割合が低くなったと考える。

本研究と同様の結果はアメリカ人を対象とした先行研究からも報告があり、activities of daily living (ADL)障害なし平均余命は非喫煙、過体重（BMI:25～29.9 kg/ m²）が最も長く、ADL障害期間は男女ともに現在喫煙では非喫煙に比べ1.3～1.4年短く、過体重及び肥満では正常に比べそれぞれ0.4～2.1年、2.0～3.2年長くなると示されている。[1)]

本研究より健康寿命の関連要因と考えられる喫煙および肥満と状態間移行率の関連がコホート研究で実証的に評価され、平均自立期間への影響が試算された。これより様々な生活習慣やその組み合わせを対象として、健康寿命に対する生活習慣病対策の効果評価モデルが構築可能となった。今後は他の健康寿命の関連要因に対しても試算することが生活習慣病対策を考える上で有用と思われる。

参考文献

1) Reuser M, Bonneux LG, Willekens FJ. Smoking kills, obesity disables: a multistate approach of the US Health and Retirement Survey. Obesity 2009;17: 783-789.

Ｅ．結論

２年計画の最終年度は、健康寿命に対する関連要因の評価に関して、喫煙習慣別、体格別に65歳における平均自立期間および平均余命・平均要介護期間とそれに与える影響を算出した。喫煙は自立者死亡率、要介護者死亡率ともに上昇させるため、平均余命に占める平均自立期間の割合は上昇したものの平均自立期間は短縮した。肥満は要介護発生率に影響を与えず、自立者死亡率、要介護者死亡率を低下させるため、平均余命に占める平均自立期間の割合は低下した。

Ｆ．研究発表

１．論文発表

なし。

２．学会発表

なし。

Ｇ．知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

１．特許取得

なし。

２．実用新案登録

なし。

３．その他

なし。

表２　65 歳における喫煙習慣別、体格別の平均余命・平均自立期間・平均要介護期間

喫煙習慣別

性別	喫煙習慣	平均余命（年）	平均自立期間（年）	割合（%）	平均要介護期間（年）	割合（%）	平均自立期間の差（年）	平均要介護期間の差（年）
男性	現在喫煙	18.82	17.85	94.8	0.97	5.2	4.44	0.66
	過去喫煙	19.81	18.51	93.5	1.30	6.5	3.78	0.33
	非喫煙	23.92	22.29	93.2	1.63	6.8		
女性	現在喫煙	21.31	19.00	89.2	2.31	10.8	4.02	1.09
	過去喫煙	22.02	18.50	84.0	3.52	16.0	4.52	-0.12
	非喫煙	26.42	23.02	87.1	3.40	12.9		

体格別

性別	体格	平均余命（年）	平均自立期間（年）	割合（%）	平均要介護期間（年）	割合（%）	平均自立期間の差（年）	平均要介護期間の差（年）
男性	やせ	13.94	13.09	93.9	0.85	6.1	6.58	0.38
	正常	20.89	19.66	94.1	1.23	5.9		
	肥満	25.85	23.48	90.8	2.37	9.2	-3.82	-1.14
女性	やせ	21.41	18.69	87.3	2.72	12.7	5.23	0.71
	正常	27.35	23.92	87.5	3.43	12.5		
	肥満	30.59	26.67	87.2	3.92	12.8	-2.75	-0.49

表３　喫煙習慣別、体格別の年齢調整状態間移行率比

喫煙習慣別

	男性		女性	
	現在喫煙／非喫煙	過去喫煙／非喫煙	現在喫煙／非喫煙	過去喫煙／非喫煙
要介護発生率比	1.33	1.30	1.72	1.50
p 値	0.0651	0.0408	0.0148	0.0254
要介護回復率比	1.22	1.44	2.01	0.71
p 値	0.6630	0.2696	0.2383	0.5629
自立者死亡率比	1.83	1.69	1.69	1.94
p 値	<.0001	<.0001	0.1069	0.0068
要介護者死亡率比	1.81	1.89	1.89	1.06
p 値	0.0054	0.0982	0.0982	0.8400

体格別

	男性		女性	
	やせ／正常	肥満／正常	やせ／正常	肥満／正常
要介護発生率比	1.47	0.95	1.50	0.83
p 値	0.0586	0.6901	0.0033	0.0776
要介護回復率比	0.98	0.61	0.81	1.13
p 値	0.9564	0.1910	0.5558	0.6408
自立者死亡率比	2.79	0.58	2.10	0.83
p 値	<.0001	<.0001	0.0002	0.2569
要介護者死亡率比	1.14	0.55	1.42	0.74
p 値	0.5158	0.0061	0.0462	0.1232

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）
分担研究報告書

健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価

研究分担者　尾島　俊之　浜松医科大学健康社会医学講座教授
研究協力者　野田　龍也　浜松医科大学健康社会医学講座助教

研究要旨　我が国の都道府県を単位としてマクロ的に見た場合に、健康寿命等を規定する因子を明らかにすることが目的である。前年度に整理を行った種々の指標について、実際の数値により検討を行った。具体的には、健康寿命の規定要因となりうると考えられる、日頃の生活習慣、境界領域期・有病期、重症化・合併症、健康増進事業等の実施状況・保健医療体制、環境・地域要因について、国民生活基礎調査、患者調査、地域保健・老人保健事業報告、医師・歯科医師・薬剤師調査、医療施設調査・病院報告、人口動態統計、社会生活統計指標等の様々な統計情報を利用した。目的変数である健康寿命等については、平均自立期間、平均余命、要介護期間、要介護割合、及びそれらの2005年から2009年の差を用いた。分析の結果、平均自立期間との相関係数は、日頃の生活習慣では、喫煙が男で-0.30、女で-0.09、適度な運動が男で0.51と女で0.31などであった。

Ａ．研究目的

健康寿命を向上させる方策を明らかにするためには、個々人を単位とした検討と共に、地域の状況や政策の違いなどによるマクロ的な視点からの研究も重要である。この分担研究班では、前年度に、健康寿命の規定要因となりうると考えられる日頃の生活習慣、境界領域期・有病期、重症化・合併症、健康増進事業等の実施状況・保健医療体制、環境・地域要因の年次推移と地域分布について、具体的に検討可能であると考えられる指標について列挙し、その情報利用可能性等の基礎的な性質を検討して整理を行った。

今年度の研究では、前年度に整理を行ったそれらの指標について実際の数値により検討を行うことにより、我が国の都道府県を単位としてマクロ的に見た場合に、健康寿命等を規定する因子を明らかにすることを目的とした。

Ｂ．研究方法

１．健康寿命等の整理

本研究では、健康寿命として、平均自立期間を用いた。その算定においては、平成 19 年度厚生労働科学研究費補助金による「健康寿命の地域指標算定の標準化に関する研究班」によるエクセルシートを利用した。2005 年及び 2009 年の、65 歳時点での平均余命、介護保険認定による要介護 2～5 を健康でない状態とみなした平均自立期間、平均要介護期間（要介護期間）について、男女別、都道府県別に算定した。算定に当たっては、それぞれの年の総務省による 10 月 1 日現在の推計総人口、厚生労働省人口動態統計による 1 月から 12 月の死亡数、厚生労働省介護給付費実態調査月報 10 月審査分の要介護 2～5 の認定者数を用いた。また、65 歳以上における人口 5 歳階級別の要介護 2～5 の要介護割合について、間接法で年齢調整した標準化比を算定した（85 歳以上丸め）。

各項目は、男女別の検討に加えて、男女全体での検討を行った。その際は、男女の重みを等しくするように算術平均した指標を用いた（次項以降の関連指標についても同様）。

２．平均自立期間等と関連指標との相関

全国の都道府県を単位とした生態学的研究と

して、2009年の平均自立期間、平均余命、要介護期間、要介護割合と2005年または直近年次の関連する指標との相関分析を行い、ピアソンの相関係数を算定した。更に、これらの2005年から2009年の差と関連指標との相関を分析した。

関連指標としては、健康寿命の規定要因となりうると考えられる、重症化・合併症、境界領域期・有病期、健康に関連する生活習慣・行動、保健医療体制および健康増進事業、環境・経済要因（表１）について検討した。算定に際しては、国民生活基礎調査、患者調査、地域保健・老人保健事業報告、医師・歯科医師・薬剤師調査、医療施設調査・病院報告、人口動態統計、社会生活統計指標（気象庁年報、地方財政統計年報、国勢調査）の統計情報を利用した。全国における人口５歳階級別の該当者数を参照可能な指標については、標準化比を算出したものを用いた。

３．要介護割合等との関連

平均自立期間は平均余命と要介護割合の関数である。そこで、要介護割合と平均余命の相関を観察した。また、平均自立期間を目的変数、要介護割合と平均余命を説明変数とした重回帰分析を行った。

更に、平均余命、平均自立期間、要介護期間、要介護割合について、2005年の値と、2005年から2009年の差との相関を観察した。

４．ホームページの整備

本研究班の成果等を社会に還元するためのホームページを整備した。アドレスは下記の通りである。

http://toukei.umin.jp/kenkoujyumyou/

（倫理面への配慮）

本研究では、連結不可能匿名化された既存の統計資料のみを用いるため、個人情報保護に関係する問題は生じない。「疫学研究に関する倫理指針」の適用範囲ではないが、資料の利用や管理など、その倫理指針の原則を遵守した。

Ｃ．研究結果

１．健康寿命等の整理

平均余命、平均自立期間、要介護期間、要介護割合について、2009年の状況及び2005年から2009年の差についての都道府県別の値を付表１～付表６に示す。2009年の男女全体での平均自立期間は、熊本県、長野県、大分県で長く、青森県、秋田県、和歌山県で短かった（付表１）。2005年から2009年の男女全体での平均自立期間の延びは、大分県、東京都、兵庫県で長く、岡山県、青森県、鳥取県で短かった（付表２）。

２．平均自立期間等と関連指標との相関

平均自立期間（2009年）等と関連する指標との相関分析の結果を表２に示す。男女全体で見た場合、平均余命は、死亡（総死亡 SMR r=-0.91）、生活習慣（適度に運動 r=0.50）など比較的多数の項目と相関が強く、要介護割合は、受療（脳血管疾患の外来患者 r=0.34）、気象（年間快晴日数 r=-0.49）などと関連が見られた。平均自立期間はそれらの両者の指標と関連が見られた。

平均自立期間等の2005年から2009年の差（増加量）について、平均自立期間は平均で0.40年増加しており、男性では平均0.51年増加、女性では平均0.29年増加した。平均自立期間等の差（2009年－2005年）と関連する指標との相関分析の結果を表３に示す。平均自立期間の差に対して有意かつ比較的大きな相関を示した項目を相関係数とともに示すと、健康習慣のある者のうち「バランスのとれた食事をしている」者の割合（0.50）、同「食べ過ぎないようにしている」者の割合（0.47）、同「適度に運動をするか身体を動かしている」者の割合（0.47）、財政力指数（0.45）、１人あたり県民所得（0.42）、第３次産業就業者比率（0.33）、年間降雨日数（-0.40）、年間降雪日数（-0.30）が挙げられる。

３．要介護割合等との関連

要介護割合と平均余命とは関連があるものの比較的独立していた（相関係数 r=-0.27；図１）。平均余命、平均自立期間、要介護期間、要介護割合についての 2005 年の値と 2005 年から 2009 年の差との相関分析では明確な関連性は認められなかった（図 2-1～図 2-4）。平均自立期間を目的変数、要介護割合と平均余命を説明変数とした重回帰分析では、標準化回帰係数が平均余命 0.73 で、要介護割合-0.51 より絶対値が若干高く、全体での決定係数は 0.996 であった。

Ｄ．考察

平均自立期間は、要介護割合と平均余命の両者を含んだ総合指標である。平均余命は、死亡、生活習慣などとの相関が強いのに対し、要介護割合は、脳血管疾患等の受療、年間快晴日数等の気象などと関連が見られ、関連する指標について特徴が見られた。平均自立期間はそれらの両者の指標と関連が見られ、総合指標としての意義が再確認された。

平均自立期間等の変化は、各地域における中長期的な社会経済・環境状態や健康関連の風土を反映すると考えられる。本研究は生態学的観察であり結果の解釈には留意すべき点があるが、県民の健康習慣や所得・財政の状況、気象風土といった中長期的な因子が平均自立期間の変化量と大きく相関していることが示された。また、食事・運動に係る健康習慣が健康寿命を延伸しうることを示唆している。今後の健康寿命の延伸のために、今回関連性が見られた介入可能な指標についてはその向上の努力をするとともに、介入不能な指標については、そのような地域特性を踏まえた評価や対策の検討を行うことが重要であろう。

平均自立期間を目的変数、要介護割合と平均余命を説明変数とした重回帰分析では、かなり高い決定係数が得られた。このことから、特に小規模の市町村等で、平均自立期間の状況を知りたい場合に活用することができると考えられる。

Ｅ．結論

平均自立期間について、喫煙、適度な運動等の喫煙習慣、脳血管疾患の外来受療率等で関連が認められた。健康寿命の向上のためには、これらの因子に対する対策が重要であると考えられる。

Ｆ．研究発表

１．論文発表

なし。

２．学会発表

１）尾島俊之、野田龍也、橋本修二、他．健康寿命と要介護割合・平均寿命及び健康指標との関連．第 21 回日本疫学会学術総会（J Epidemiol 2011; 21(1 suppl): 319.）

２）野田龍也、尾島俊之、橋本修二、他．健康寿命の経年変化と社会経済・環境因子の相関．第 21 回日本疫学会学術総会（J Epidemiol 2011; 21(1 suppl): 320.）

Ｇ．知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

１．特許取得

なし。

２．実用新案登録

なし。

３．その他

なし

図1. 要介護割合(2009 年)と平均余命(2009 年)

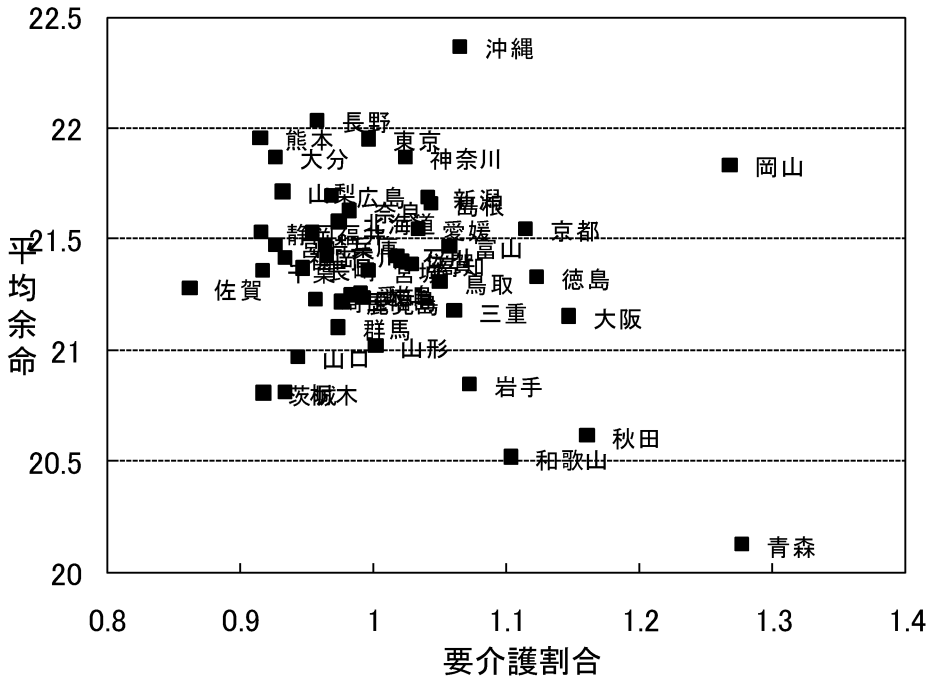


図2－1. 平均余命(2005 年)と平均余命の差(2009 年－2005 年)

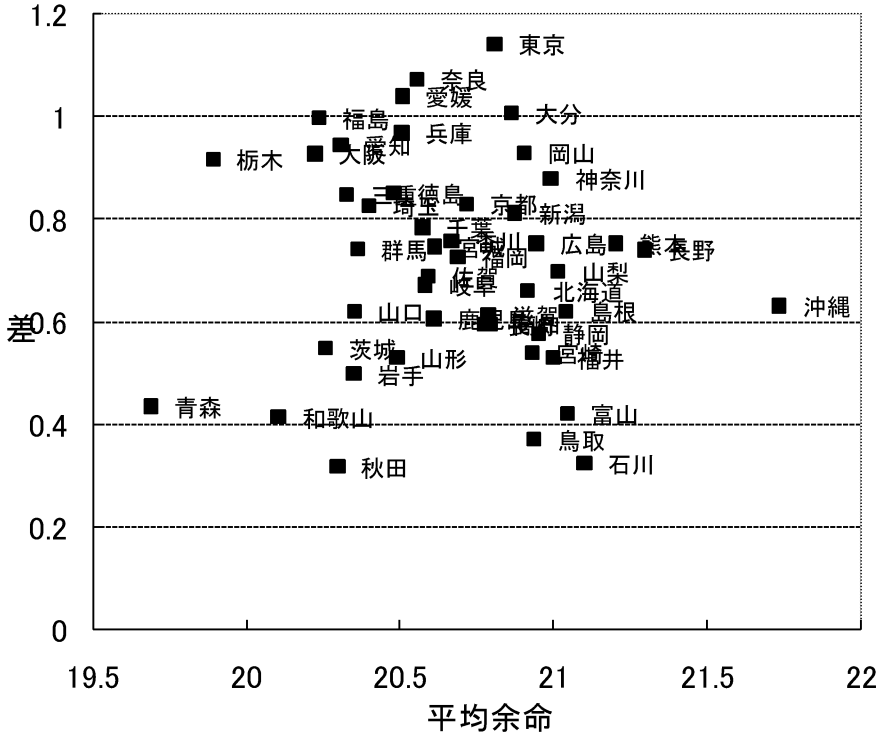


図2－2. 平均自立期間(2005 年)と平均自立期間の差(2009 年－2005 年)

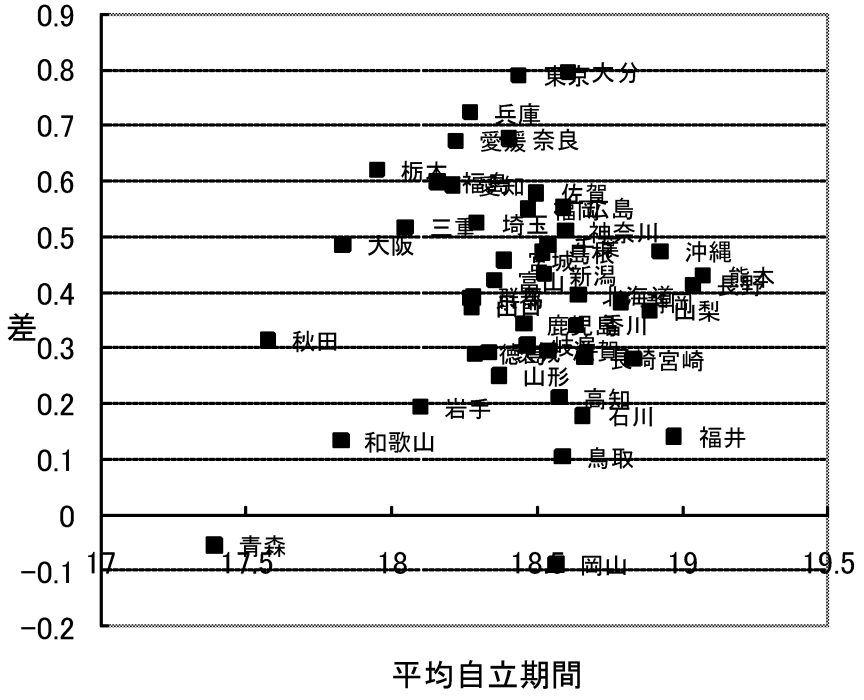


図2－3. 要介護期間(2005 年)と要介護期間の差(2009 年－2005 年)

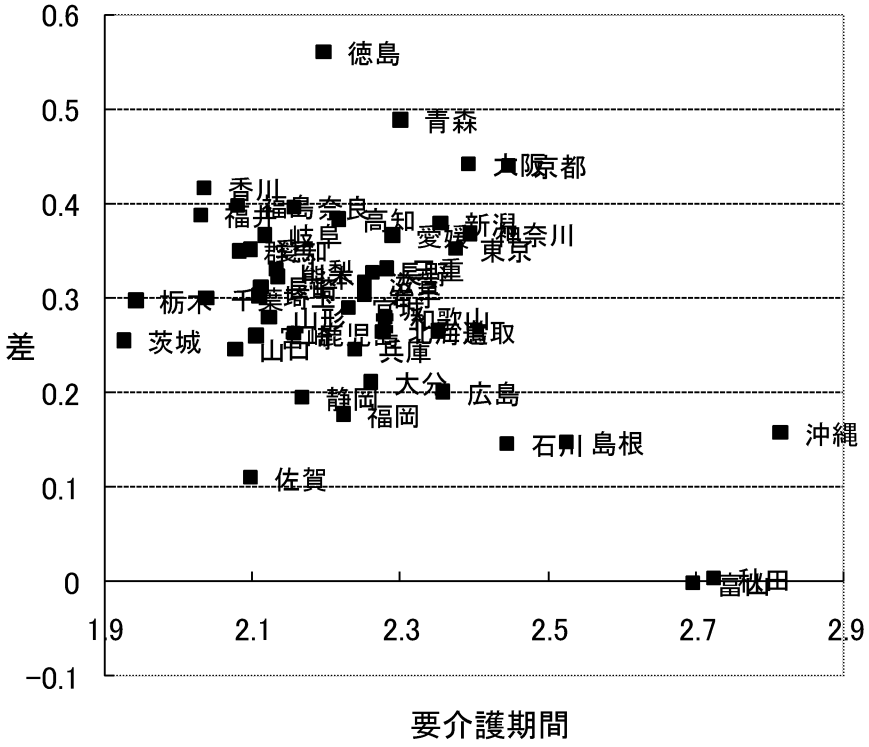
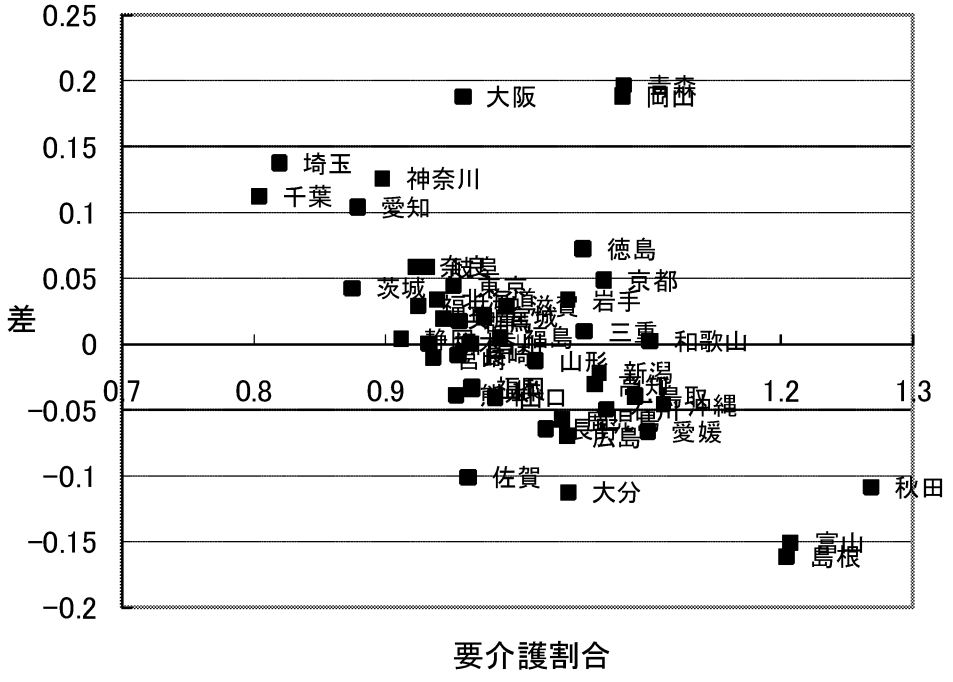


図2－4. 要介護割合(2005 年)と要介護割合の差(2009 年－2005 年)



付表1　2009 年の状況（男女全体）

	平均余命		平均自立期間		介護期間		要介護割合	
1	沖縄県	22.37	熊本県	19.50	茨城県	2.18	佐賀県	0.86
2	長野県	22.04	長野県	19.45	佐賀県	2.21	熊本県	0.91
3	熊本県	21.96	大分県	19.40	栃木県	2.24	静岡県	0.92
4	東京都	21.95	沖縄県	19.40	山口県	2.32	千葉県	0.92
5	神奈川県	21.87	山梨県	19.25	千葉県	2.34	茨城県	0.92
6	大分県	21.87	東京都	19.22	静岡県	2.36	宮崎県	0.93
7	岡山県	21.84	静岡県	19.17	宮崎県	2.37	大分県	0.93
8	山梨県	21.71	広島県	19.14	福岡県	2.40	山梨県	0.93
9	広島県	21.70	福井県	19.11	山形県	2.40	福岡県	0.93
10	新潟県	21.69	宮崎県	19.11	埼玉県	2.41	栃木県	0.93
11	島根県	21.66	神奈川県	19.11	福井県	2.42	山口県	0.94
12	奈良県	21.63	奈良県	19.08	鹿児島県	2.42	長崎県	0.95
13	北海道	21.58	佐賀県	19.07	長崎県	2.42	福井県	0.95
14	京都府	21.55	北海道	19.04	群馬県	2.43	埼玉県	0.96
15	愛媛県	21.55	千葉県	19.02	愛知県	2.45	長野県	0.96
16	静岡県	21.53	福岡県	19.02	香川県	2.45	兵庫県	0.96
17	福井県	21.53	兵庫県	18.99	熊本県	2.46	香川県	0.96
18	兵庫県	21.48	島根県	18.99	山梨県	2.46	広島県	0.97
19	宮崎県	21.47	香川県	18.98	大分県	2.47	群馬県	0.97
20	富山県	21.47	新潟県	18.96	福島県	2.48	北海道	0.97
21	香川県	21.43	長崎県	18.95	兵庫県	2.48	鹿児島県	0.98
22	石川県	21.43	愛媛県	18.89	岐阜県	2.48	奈良県	0.98
23	福岡県	21.42	宮城県	18.84	宮城県	2.52	愛知県	0.98
24	滋賀県	21.40	石川県	18.84	北海道	2.54	岐阜県	0.99
25	高知県	21.39	滋賀県	18.83	奈良県	2.55	福島県	0.99
26	長崎県	21.37	埼玉県	18.82	岩手県	2.56	東京都	1.00
27	宮城県	21.36	愛知県	18.80	広島県	2.56	宮城県	1.00
28	千葉県	21.36	鹿児島県	18.80	和歌山県	2.56	山形県	1.00
29	徳島県	21.33	高知県	18.79	滋賀県	2.57	石川県	1.02
30	鳥取県	21.31	富山県	18.77	長野県	2.59	滋賀県	1.02
31	佐賀県	21.28	岐阜県	18.77	石川県	2.59	神奈川県	1.02
32	岐阜県	21.25	福島県	18.76	高知県	2.60	高知県	1.03
33	愛知県	21.25	鳥取県	18.69	三重県	2.61	愛媛県	1.03
34	福島県	21.23	群馬県	18.67	鳥取県	2.62	新潟県	1.04
35	埼玉県	21.23	京都府	18.66	愛媛県	2.66	島根県	1.04
36	鹿児島県	21.22	山口県	18.65	島根県	2.67	鳥取県	1.05
37	三重県	21.18	茨城県	18.63	富山県	2.69	富山県	1.06
38	大阪府	21.15	山形県	18.62	秋田県	2.73	三重県	1.06
39	群馬県	21.10	徳島県	18.57	東京都	2.73	沖縄県	1.06
40	山形県	21.02	栃木県	18.57	新潟県	2.73	岩手県	1.07
41	山口県	20.97	三重県	18.56	徳島県	2.76	和歌山県	1.10
42	岩手県	20.85	岡山県	18.47	神奈川県	2.76	京都府	1.11
43	栃木県	20.81	大阪府	18.32	青森県	2.79	徳島県	1.12
44	茨城県	20.81	岩手県	18.29	大阪府	2.83	大阪府	1.15
45	秋田県	20.61	和歌山県	17.96	京都府	2.89	秋田県	1.16
46	和歌山県	20.52	秋田県	17.89	沖縄県	2.97	岡山県	1.27
47	青森県	20.13	青森県	17.34	岡山県	3.36	青森県	1.28

付表2　2009 年と 2005 年の差（男女全体）

	平均余命		平均自立期間		介護期間		要介護割合	
1	東京都	1.14	大分県	0.80	富山県	0.00	島根県	-0.16
2	奈良県	1.07	東京都	0.79	秋田県	0.00	富山県	-0.15
3	愛媛県	1.04	兵庫県	0.72	佐賀県	0.11	大分県	-0.11
4	大分県	1.01	奈良県	0.68	石川県	0.15	秋田県	-0.11
5	福島県	1.00	愛媛県	0.67	島根県	0.15	佐賀県	-0.10
6	兵庫県	0.97	栃木県	0.62	沖縄県	0.16	広島県	-0.07
7	愛知県	0.94	福島県	0.60	福岡県	0.18	愛媛県	-0.07
8	岡山県	0.93	愛知県	0.59	静岡県	0.19	長野県	-0.06
9	大阪府	0.93	佐賀県	0.58	広島県	0.20	鹿児島県	-0.06
10	栃木県	0.92	広島県	0.55	大分県	0.21	石川県	-0.05
11	神奈川県	0.88	福岡県	0.55	兵庫県	0.25	沖縄県	-0.05
12	徳島県	0.85	埼玉県	0.52	山口県	0.25	山口県	-0.04
13	三重県	0.85	三重県	0.52	茨城県	0.25	鳥取県	-0.04
14	京都府	0.83	神奈川県	0.51	宮崎県	0.26	熊本県	-0.04
15	埼玉県	0.83	大阪府	0.49	鹿児島県	0.26	山梨県	-0.03
16	新潟県	0.81	千葉県	0.48	北海道	0.26	福岡県	-0.03
17	千葉県	0.78	沖縄県	0.47	鳥取県	0.27	高知県	-0.03
18	香川県	0.76	島根県	0.47	山形県	0.28	新潟県	-0.02
19	広島県	0.75	宮城県	0.46	和歌山県	0.28	山形県	-0.01
20	熊本県	0.75	新潟県	0.43	宮城県	0.29	宮崎県	-0.01
21	宮城県	0.75	熊本県	0.43	栃木県	0.30	長崎県	-0.01
22	群馬県	0.74	富山県	0.42	千葉県	0.30	栃木県	0.00
23	長野県	0.74	長野県	0.41	埼玉県	0.30	香川県	0.00
24	福岡県	0.73	北海道	0.40	岩手県	0.30	和歌山県	0.00
25	山梨県	0.70	群馬県	0.39	長崎県	0.31	静岡県	0.00
26	佐賀県	0.69	京都府	0.39	滋賀県	0.32	福島県	0.01
27	岐阜県	0.67	静岡県	0.38	熊本県	0.32	三重県	0.01
28	北海道	0.66	山口県	0.37	長野県	0.33	群馬県	0.02
29	沖縄県	0.63	山梨県	0.37	山梨県	0.33	兵庫県	0.02
30	島根県	0.62	鹿児島県	0.34	三重県	0.33	宮城県	0.02
31	山口県	0.62	香川県	0.34	群馬県	0.35	滋賀県	0.03
32	滋賀県	0.61	秋田県	0.31	愛知県	0.35	福井県	0.03
33	鹿児島県	0.61	岐阜県	0.31	東京都	0.35	岩手県	0.03
34	高知県	0.60	滋賀県	0.30	愛媛県	0.37	北海道	0.03
35	長崎県	0.60	茨城県	0.29	岐阜県	0.37	茨城県	0.04
36	静岡県	0.58	徳島県	0.29	神奈川県	0.37	東京都	0.04
37	茨城県	0.55	長崎県	0.28	新潟県	0.38	京都府	0.05
38	宮崎県	0.54	宮崎県	0.28	高知県	0.38	岐阜県	0.06
39	山形県	0.53	山形県	0.25	福井県	0.39	奈良県	0.06
40	福井県	0.53	高知県	0.21	奈良県	0.40	徳島県	0.07
41	岩手県	0.50	岩手県	0.19	福島県	0.40	愛知県	0.10
42	青森県	0.44	石川県	0.18	香川県	0.42	千葉県	0.11
43	富山県	0.42	福井県	0.14	京都府	0.44	神奈川県	0.13
44	和歌山県	0.41	和歌山県	0.13	大阪府	0.44	埼玉県	0.14
45	鳥取県	0.37	鳥取県	0.11	青森県	0.49	大阪府	0.19
46	石川県	0.32	青森県	-0.05	徳島県	0.56	岡山県	0.19
47	秋田県	0.32	岡山県	-0.09	岡山県	1.02	青森県	0.20

付表3　2009 年の状況（男）

	平均余命		平均自立期間		介護期間		要介護割合	
1	東京都	19.66	東京都	17.94	茨城県	1.42	佐賀県	0.87
2	長野県	19.57	長野県	17.90	佐賀県	1.42	千葉県	0.88
3	沖縄県	19.52	大分県	17.70	栃木県	1.44	埼玉県	0.92
4	神奈川県	19.38	神奈川県	17.64	山口県	1.44	静岡県	0.92
5	大分県	19.27	熊本県	17.62	千葉県	1.48	茨城県	0.93
6	山梨県	19.27	山梨県	17.62	長崎県	1.51	栃木県	0.93
7	熊本県	19.23	沖縄県	17.59	静岡県	1.52	大分県	0.93
8	広島県	19.22	千葉県	17.58	福岡県	1.52	山口県	0.94
9	奈良県	19.21	広島県	17.57	群馬県	1.52	兵庫県	0.94
10	岡山県	19.17	奈良県	17.54	埼玉県	1.55	山梨県	0.94
11	千葉県	19.05	埼玉県	17.46	兵庫県	1.57	福岡県	0.95
12	兵庫県	19.03	兵庫県	17.46	大分県	1.57	熊本県	0.95
13	福井県	19.02	静岡県	17.43	香川県	1.58	東京都	0.95
14	埼玉県	19.01	香川県	17.42	福島県	1.59	長野県	0.95
15	香川県	19.00	宮崎県	17.34	岐阜県	1.59	群馬県	0.96
16	京都府	19.00	福井県	17.34	愛知県	1.59	香川県	0.96
17	愛媛県	18.97	愛知県	17.33	山形県	1.60	宮崎県	0.96
18	滋賀県	18.96	愛媛県	17.28	宮崎県	1.61	広島県	0.97
19	宮崎県	18.95	滋賀県	17.25	熊本県	1.61	長崎県	0.97
20	静岡県	18.95	宮城県	17.24	鹿児島県	1.61	奈良県	0.97
21	愛知県	18.92	佐賀県	17.23	北海道	1.62	愛知県	0.97
22	新潟県	18.91	岐阜県	17.20	和歌山県	1.63	岐阜県	0.99
23	宮城県	18.87	京都府	17.18	宮城県	1.63	北海道	1.00
24	三重県	18.81	福岡県	17.16	岩手県	1.65	福井県	1.00
25	岐阜県	18.79	新潟県	17.14	山梨県	1.65	神奈川県	1.00
26	石川県	18.77	鹿児島県	17.14	広島県	1.65	鹿児島県	1.00
27	富山県	18.75	三重県	17.10	奈良県	1.67	宮城県	1.00
28	鹿児島県	18.75	北海道	17.08	長野県	1.67	福島県	1.02
29	北海道	18.70	群馬県	17.07	福井県	1.68	山形県	1.03
30	島根県	18.68	石川県	17.07	秋田県	1.69	滋賀県	1.04
31	福岡県	18.68	岡山県	17.06	石川県	1.70	愛媛県	1.04
32	佐賀県	18.66	富山県	17.02	愛媛県	1.70	石川県	1.05
33	徳島県	18.65	長崎県	17.01	三重県	1.71	三重県	1.06
34	大阪府	18.60	山形県	16.97	鳥取県	1.71	新潟県	1.07
35	群馬県	18.59	福島県	16.90	滋賀県	1.72	富山県	1.09
36	山形県	18.57	島根県	16.89	東京都	1.72	鳥取県	1.10
37	高知県	18.52	山口県	16.89	富山県	1.74	高知県	1.10
38	長崎県	18.51	栃木県	16.89	神奈川県	1.74	和歌山県	1.11
39	鳥取県	18.49	茨城県	16.88	高知県	1.75	沖縄県	1.11
40	福島県	18.49	大阪府	16.80	新潟県	1.76	京都府	1.11
41	山口県	18.33	徳島県	16.79	島根県	1.79	岩手県	1.11
42	栃木県	18.32	鳥取県	16.78	青森県	1.80	島根県	1.12
43	茨城県	18.31	高知県	16.77	大阪府	1.80	大阪府	1.14
44	岩手県	18.10	岩手県	16.45	京都府	1.82	秋田県	1.18
45	和歌山県	17.94	和歌山県	16.31	徳島県	1.86	徳島県	1.19
46	秋田県	17.78	秋田県	16.10	沖縄県	1.94	岡山県	1.27
47	青森県	17.14	青森県	15.34	岡山県	2.10	青森県	1.35

付表4　2009 年と 2005 年の差（男）

	平均余命		平均自立期間		介護期間		要介護割合	
1	東京都	1.13	東京都	0.93	秋田県	-0.13	秋田県	-0.18
2	奈良県	1.06	兵庫県	0.88	富山県	-0.03	島根県	-0.17
3	兵庫県	1.03	広島県	0.82	大分県	-0.01	大分県	-0.17
4	埼玉県	1.00	愛媛県	0.80	沖縄県	0.02	富山県	-0.16
5	広島県	1.00	埼玉県	0.79	島根県	0.07	愛媛県	-0.11
6	愛媛県	0.95	大分県	0.77	福岡県	0.10	長野県	-0.08
7	福島県	0.92	奈良県	0.76	山口県	0.10	佐賀県	-0.08
8	三重県	0.90	栃木県	0.73	佐賀県	0.11	山口県	-0.08
9	神奈川県	0.89	三重県	0.72	長崎県	0.11	広島県	-0.07
10	大阪府	0.88	佐賀県	0.72	宮崎県	0.11	鹿児島県	-0.06
11	山梨県	0.88	福島県	0.70	静岡県	0.12	香川県	-0.04
12	愛知県	0.87	愛知県	0.67	和歌山県	0.12	山形県	-0.03
13	栃木県	0.87	千葉県	0.67	栃木県	0.14	宮崎県	-0.03
14	千葉県	0.86	神奈川県	0.64	兵庫県	0.14	長崎県	-0.03
15	岡山県	0.83	香川県	0.62	愛媛県	0.15	熊本県	-0.03
16	佐賀県	0.82	大阪府	0.60	石川県	0.16	福岡県	-0.03
17	香川県	0.81	宮城県	0.58	群馬県	0.16	福島県	-0.02
18	大分県	0.76	山梨県	0.57	北海道	0.16	栃木県	-0.02
19	宮城県	0.74	山口県	0.57	宮城県	0.17	鳥取県	-0.02
20	新潟県	0.74	長野県	0.56	長野県	0.17	石川県	-0.02
21	長野県	0.74	福岡県	0.55	山形県	0.17	高知県	-0.01
22	京都府	0.73	滋賀県	0.55	岩手県	0.18	山梨県	-0.01
23	滋賀県	0.73	鹿児島県	0.54	三重県	0.18	宮城県	-0.01
24	鹿児島県	0.72	静岡県	0.53	広島県	0.18	静岡県	0.00
25	山口県	0.67	京都府	0.51	滋賀県	0.18	三重県	0.00
26	福岡県	0.65	富山県	0.50	鹿児島県	0.18	沖縄県	0.00
27	熊本県	0.65	島根県	0.48	茨城県	0.19	新潟県	0.00
28	静岡県	0.64	宮崎県	0.47	千葉県	0.19	和歌山県	0.00
29	岐阜県	0.64	新潟県	0.46	香川県	0.19	東京都	0.01
30	福井県	0.62	岐阜県	0.44	岐阜県	0.19	群馬県	0.01
31	群馬県	0.59	群馬県	0.43	愛知県	0.20	兵庫県	0.01
32	宮崎県	0.58	熊本県	0.42	東京都	0.21	岩手県	0.01
33	高知県	0.58	沖縄県	0.42	埼玉県	0.21	北海道	0.02
34	北海道	0.57	北海道	0.41	京都府	0.22	滋賀県	0.03
35	茨城県	0.57	茨城県	0.38	福島県	0.22	岐阜県	0.04
36	島根県	0.56	長崎県	0.36	熊本県	0.22	茨城県	0.07
37	鳥取県	0.54	山形県	0.32	鳥取県	0.24	京都府	0.07
38	徳島県	0.50	岩手県	0.31	神奈川県	0.26	福井県	0.07
39	山形県	0.49	鳥取県	0.31	新潟県	0.28	奈良県	0.09
40	岩手県	0.48	高知県	0.29	大阪府	0.28	徳島県	0.09
41	長崎県	0.47	岡山県	0.28	高知県	0.28	愛知県	0.10
42	富山県	0.46	秋田県	0.26	奈良県	0.29	千葉県	0.11
43	沖縄県	0.44	福井県	0.23	山梨県	0.31	神奈川県	0.12
44	石川県	0.37	石川県	0.21	徳島県	0.31	埼玉県	0.13
45	青森県	0.27	徳島県	0.19	青森県	0.32	岡山県	0.17
46	和歌山県	0.24	和歌山県	0.12	福井県	0.39	大阪府	0.20
47	秋田県	0.12	青森県	-0.05	岡山県	0.55	青森県	0.20

付表5　2009 年の状況（女）

	平均余命		平均自立期間		介護期間		要介護割合	
1	沖縄県	25.21	熊本県	21.38	茨城県	2.94	佐賀県	0.85
2	熊本県	24.68	沖縄県	21.21	佐賀県	2.99	熊本県	0.88
3	島根県	24.65	大分県	21.10	栃木県	3.04	宮崎県	0.89
4	岡山県	24.51	島根県	21.09	宮崎県	3.12	茨城県	0.90
5	長野県	24.50	長野県	20.99	福井県	3.15	福井県	0.91
6	新潟県	24.47	北海道	20.99	千葉県	3.20	静岡県	0.91
7	大分県	24.47	佐賀県	20.92	山形県	3.20	大分県	0.92
8	北海道	24.45	静岡県	20.91	山口県	3.21	山梨県	0.92
9	神奈川県	24.36	山梨県	20.89	静岡県	3.21	福岡県	0.92
10	高知県	24.25	長崎県	20.89	鹿児島県	3.22	長崎県	0.93
11	東京都	24.24	福井県	20.89	山梨県	3.27	栃木県	0.93
12	長崎県	24.23	福岡県	20.87	埼玉県	3.28	北海道	0.95
13	富山県	24.18	宮崎県	20.87	福岡県	3.28	山口県	0.95
14	広島県	24.17	高知県	20.81	熊本県	3.31	鹿児島県	0.95
15	山梨県	24.16	新潟県	20.77	愛知県	3.31	千葉県	0.95
16	福岡県	24.16	広島県	20.71	香川県	3.32	高知県	0.96
17	鳥取県	24.13	福島県	20.61	長崎県	3.34	長野県	0.96
18	愛媛県	24.12	奈良県	20.61	群馬県	3.34	島根県	0.96
19	静岡県	24.12	鳥取県	20.60	大分県	3.37	福島県	0.96
20	京都府	24.10	石川県	20.60	福島県	3.37	香川県	0.97
21	石川県	24.08	神奈川県	20.58	岐阜県	3.38	広島県	0.97
22	奈良県	24.05	香川県	20.53	兵庫県	3.40	山形県	0.97
23	福井県	24.04	富山県	20.53	宮城県	3.40	石川県	0.98
24	徳島県	24.01	兵庫県	20.52	滋賀県	3.42	兵庫県	0.99
25	宮崎県	24.00	愛媛県	20.51	奈良県	3.44	群馬県	0.99
26	福島県	23.98	東京都	20.51	高知県	3.45	宮城県	0.99
27	兵庫県	23.92	千葉県	20.46	北海道	3.46	奈良県	0.99
28	佐賀県	23.91	鹿児島県	20.46	岩手県	3.46	岐阜県	0.99
29	香川県	23.85	宮城県	20.44	広島県	3.46	愛知県	0.99
30	宮城県	23.85	滋賀県	20.42	石川県	3.48	埼玉県	0.99
31	滋賀県	23.84	山口県	20.41	和歌山県	3.49	鳥取県	1.00
32	岐阜県	23.72	茨城県	20.37	長野県	3.51	滋賀県	1.00
33	大阪府	23.70	徳島県	20.36	三重県	3.52	新潟県	1.01
34	鹿児島県	23.68	岐阜県	20.34	鳥取県	3.52	沖縄県	1.02
35	千葉県	23.67	愛知県	20.28	島根県	3.56	愛媛県	1.03
36	山口県	23.61	群馬県	20.27	愛媛県	3.61	富山県	1.03
37	群馬県	23.61	山形県	20.27	富山県	3.65	岩手県	1.03
38	岩手県	23.60	栃木県	20.25	徳島県	3.65	東京都	1.04
39	愛知県	23.59	埼玉県	20.17	新潟県	3.70	神奈川県	1.05
40	三重県	23.54	京都府	20.14	東京都	3.73	徳島県	1.05
41	山形県	23.47	岩手県	20.14	秋田県	3.76	三重県	1.06
42	埼玉県	23.45	三重県	20.03	神奈川県	3.78	和歌山県	1.10
43	秋田県	23.44	岡山県	19.89	青森県	3.78	京都府	1.12
44	茨城県	23.31	大阪府	19.84	大阪府	3.87	秋田県	1.14
45	栃木県	23.30	秋田県	19.68	京都府	3.96	大阪府	1.15
46	青森県	23.11	和歌山県	19.61	沖縄県	4.00	青森県	1.21
47	和歌山県	23.10	青森県	19.33	岡山県	4.62	岡山県	1.26

付表6　2009 年と 2005 年の差（女）

	平均余命		平均自立期間		介護期間		要介護割合	
1	大分県	1.25	大分県	0.82	富山県	0.03	島根県	-0.15
2	徳島県	1.20	東京都	0.65	佐賀県	0.11	富山県	-0.14
3	東京都	1.15	奈良県	0.59	石川県	0.13	佐賀県	-0.12
4	愛媛県	1.13	兵庫県	0.56	秋田県	0.14	沖縄県	-0.09
5	奈良県	1.09	福岡県	0.55	広島県	0.22	石川県	-0.08
6	福島県	1.07	愛媛県	0.55	島根県	0.22	広島県	-0.07
7	岡山県	1.03	沖縄県	0.53	福岡県	0.26	山梨県	-0.06
8	愛知県	1.02	愛知県	0.52	静岡県	0.27	鳥取県	-0.06
9	大阪府	0.97	栃木県	0.51	沖縄県	0.29	大分県	-0.06
10	栃木県	0.97	福島県	0.50	鳥取県	0.29	鹿児島県	-0.05
11	京都府	0.93	島根県	0.46	茨城県	0.32	高知県	-0.05
12	兵庫県	0.91	佐賀県	0.44	鹿児島県	0.34	熊本県	-0.05
13	群馬県	0.90	熊本県	0.44	兵庫県	0.35	新潟県	-0.05
14	新潟県	0.88	新潟県	0.40	山梨県	0.35	長野県	-0.04
15	神奈川県	0.86	徳島県	0.39	北海道	0.36	秋田県	-0.04
16	熊本県	0.86	神奈川県	0.38	福井県	0.38	福岡県	-0.04
17	沖縄県	0.83	北海道	0.38	山形県	0.39	愛媛県	-0.02
18	福岡県	0.81	秋田県	0.37	山口県	0.39	福井県	-0.01
19	三重県	0.80	大阪府	0.37	埼玉県	0.40	山口県	0.00
20	宮城県	0.75	群馬県	0.36	宮崎県	0.41	和歌山県	0.00
21	北海道	0.75	富山県	0.35	千葉県	0.41	山形県	0.01
22	長野県	0.75	宮城県	0.34	宮城県	0.41	静岡県	0.01
23	長崎県	0.72	三重県	0.31	熊本県	0.42	宮崎県	0.01
24	千葉県	0.71	千葉県	0.30	大分県	0.43	長崎県	0.02
25	岐阜県	0.71	広島県	0.29	岩手県	0.43	茨城県	0.02
26	香川県	0.70	京都府	0.27	和歌山県	0.44	三重県	0.02
27	島根県	0.69	長野県	0.26	栃木県	0.45	栃木県	0.02
28	埼玉県	0.66	埼玉県	0.26	滋賀県	0.45	奈良県	0.03
29	高知県	0.62	静岡県	0.24	新潟県	0.48	京都府	0.03
30	青森県	0.60	長崎県	0.21	神奈川県	0.48	兵庫県	0.03
31	和歌山県	0.59	茨城県	0.20	長野県	0.48	群馬県	0.03
32	山口県	0.58	山口県	0.18	高知県	0.48	滋賀県	0.03
33	山形県	0.57	山形県	0.18	三重県	0.49	福島県	0.03
34	佐賀県	0.55	岐阜県	0.17	東京都	0.50	香川県	0.04
35	茨城県	0.52	山梨県	0.16	愛知県	0.50	北海道	0.05
36	山梨県	0.52	和歌山県	0.15	奈良県	0.50	宮城県	0.05
37	秋田県	0.51	鹿児島県	0.15	長崎県	0.51	徳島県	0.05
38	岩手県	0.51	石川県	0.15	群馬県	0.54	岩手県	0.05
39	静岡県	0.51	高知県	0.13	岐阜県	0.54	岐阜県	0.08
40	広島県	0.51	宮崎県	0.09	福島県	0.58	東京都	0.08
41	宮崎県	0.50	岩手県	0.08	愛媛県	0.59	愛知県	0.10
42	滋賀県	0.49	香川県	0.06	大阪府	0.60	千葉県	0.11
43	鹿児島県	0.49	福井県	0.05	香川県	0.64	神奈川県	0.13
44	福井県	0.43	滋賀県	0.04	青森県	0.66	埼玉県	0.15
45	富山県	0.38	青森県	-0.05	京都府	0.66	大阪府	0.18
46	石川県	0.28	鳥取県	-0.10	徳島県	0.81	青森県	0.19
47	鳥取県	0.20	岡山県	-0.46	岡山県	1.48	岡山県	0.21

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）
研究報告書

健康寿命の年次推移と地域分布の評価
—平均自立期間の検討結果—

研究協力者	世古　留美	藤田保健衛生大学医療科学部看護学科講師
	川戸　美由紀	藤田保健衛生大学医学部衛生学講座講師
	村上　義孝	滋賀医科大学社会医学講座医療統計学部門准教授
	林　正幸	福島県立医科大学看護学部情報科学教授
	加藤　昌弘	愛知県津島保健所所長
研究代表者	橋本　修二	藤田保健衛生大学医学部衛生学講座教授

研究要旨　健康寿命の指標として、平均自立期間（日常生活が要介護でなく、自立して暮らせる生存期間の平均であり、都道府県健康増進計画のアウトカム評価の目標項目の1つ）について、年次推移と地域分布を評価した。算定方法としては、先に提案した方法（介護保険の要介護2以上を基準）を用いた。2005～2009年の年次推移をみると、平均自立期間（65歳時点）は男性が16.66～17.24年と女性が20.13～20.48年であり、それぞれ1年あたり延伸は0.14年と0.09年であった。平均要介護期間も延びており、平均余命に占める平均自立期間の割合は男女ともやや低下傾向であった。都道府県分布をみると、2009年で男性が15.34～17.94年と女性が19.33～21.38年であり、都道府県間差が大きく、また、2005～2009年でやや拡大傾向であった。

Ａ．研究目的

保健医療福祉において、健康寿命は最も重要な概念のひとつであり、その取り組みの計画・評価への適用が進められつつある。とくに都道府県健康増進計画では、生活習慣の発症予防・重症化予防の流れの中で、最終的なアウトカム評価の目標項目として平均自立期間が挙げられている。

平均自立期間とは、日常生活が要介護でなく、自立して暮らせる生存期間の平均を指す。平成19・20年度の厚生労働科学研究費補助金（循環器疾患等生活習慣病対策総合研究事業）による「健康寿命の地域指標算定の標準化に関する研究」において、介護保険の要介護認定者（要介護２以上）に基づく算定方法を提案した。

本研究では、この算定方法を用いて平均自立期間を算定して、2005～2009年の年次推移と地域分布を観察・評価した。

Ｂ．研究方法

基礎資料としては、2005～2009年の人口、死亡数と簡易生命表、介護給付実態調査月報の各年10月審査分から要支援・要介護認定者数を用いた。いずれも性・年齢階級、都道府県別とし、年齢階級は５歳階級で最終階級を85歳以上とした。

平均自立期間の算定方法としては、要介護を介護保険の要介護２～5と規定し、Chiangの生命表法とSullivan法に基づく方法を用いた。

検討方法としては、男女ごとに、65歳と75歳の平均自立期間について、2005～2009年の年次推移を観察した。また、同年次の都道府県分布を求めるとともに、変動係数を用いて都道府県間差の大きさを検討した。

（倫理面への配慮）

本研究では、連結不可能匿名化された既存の統計資料のみを用いるため、個人情報保護に関

係する問題は生じない。「疫学研究に関する倫理指針」の適用範囲ではないが、資料の利用や管理など、その倫理指針の原則を遵守した。

C．研究結果

１．平均自立期間の年次推移

平均自立期間の年次推移として、65 歳（図 1）と 75 歳（図 2）の 5 年間の推移を示す。各年齢の平均余命は、平均自立期間と平均要介護期間にわけられる。

男の 65 歳では、平均自立期間は 2005～2009 年で 16.66 年、16.90 年、16.94 年、16.98 年、17.24 年と上昇傾向であり、1 年あたりの延伸は 0.14 年であった。平均余命に占める平均自立期間の割合は 92.0%、91.6%、91.3%、91.3%、91.3%と低下傾向であった。男の 75 歳では平均自立期間は同様に 2005～2009 年で、9.59 年、9.72 年、9.73 年、9.74 年、9.94 年と上昇傾向であった。平均余命に占める平均自立期間の割合は 86.6%、86.0%、85.4%、85.4%、85.5%と低下傾向であった。

女の 65 歳では、平均自立期間は 2005～2009 年で 20.13 年、20.23 年、20.22 年、20.24 年、20.48 年と上昇傾向であり、1 年あたりの延伸は 0.09 年であった。平均余命に占める平均自立期間の割合は 86.9%、86.3%、85.7%、85.6%、85.4%と低下傾向であった。女の 75 歳では平均自立期間は同様に 2005～2009 年で、11.71 年、11.76 年、11.72 年、11.72 年、11.92 年であった。平均余命に占める平均自立期間の割合は 79.1%、78.2%、77.3%、77.2%、77.1%と低下傾向であった。

２．平均自立期間の地域分布

平均自立期間の都道府県分布として、2005 年、2007 年、2009 年の男女ごとの 65 歳の平均余命、平均自立期間、平均要介護期間を表 1 に示す。男女ごとの 2005 年と 2007 年、2005 年と 2007 年の散布図を図 3～6 に示す。

平均自立期間の都道府県分布をみると、男性が 2005 年で 15.40～17.34 年、2007 年で 15.31～17.50 年、2009 年で 15.34～17.94 年であった。女性が 2005 年で 19.31～20.94 年、2007 年で 19.33～21.00 年、2009 年で 19.33～21.38 年であった。男女とも、平均自立期間は都道府県間差が大きかったが、ほとんどの都道府県が 2005～2009 年で上昇傾向であった。

都道府県間の平均自立期間の変動係数をみると、男性では、2005 年で 2.1%、2007 年で 2.5%、2009 年で 2.7%と上昇傾向であった。女性では、2005 年で 2.0%、2007 年で 1.9%、2009 年で 2.1%とやや上昇傾向であった。

D．考察

平均自立期間は高齢者における健康寿命の主要指標であり、都道府県健康増進計画の評価項目にも含まれている。ここでは、2005～2009 年の平均自立期間の年次推移と都道府県分布を観察・評価したが、その結果は都道府県健康増進計画の評価において、重要な基礎的情報と考えられる。

2005～2009 年において、男女とも平均自立期間は延伸していた。ただし、平均要介護期間も延伸しており、平均余命に占める平均自立期間の割合はやや低下傾向であった。これより、平均余命の延長が必ずしも健康寿命の延長につながっていないと示唆される。

都道府県別にみても、平均自立期間は 2005～2009 年において、ほとんどの都道府県で延伸がみられた。ただし、都道府県間差は大きく、また、やや拡大傾向であった。

平均自立期間の基礎資料は介護保険の認定者数であり、その算定結果は認定制度の年次や都道府県による相違に強く影響される。2005～2009 年において、認定制度に変更が加えられたが、平均自立期間は要介護 2 以上を基準とすることから、その影響はそれほど極端に大きくないと考えられる。

今後、さらに、平均自立期間の年次推移と地域分布の観察・評価を継続するとともに、その関連要因を検討することが重要であろう。

Ｅ．結論

健康寿命の指標として、平均自立期間（日常生活が要介護でなく、自立して暮らせる生存期間の平均であり、都道府県健康増進計画のアウトカム評価の目標項目の１つ）について、年次推移と地域分布を評価した。算定方法としては、先に提案した方法（介護保険の要介護２以上を基準）を用いた。2005～2009 年の年次推移をみると、平均自立期間（65 歳時点）は男性が 16.66～17.24 年と女性が 20.13～20.48 年であり、それぞれ１年あたり延伸は 0.14 年と 0.09 年であった。平均要介護期間も延びており、平均余命に占める平均自立期間の割合は男女ともやや低下傾向であった。都道府県分布をみると、2009 年で男性が 15.34～17.94 年と女性が 19.33～21.38 年であり、都道府県間差が大きく、また、2005～2009 年でやや拡大傾向であった。

Ｆ．研究発表

１．論文発表

1）世古留美，川戸美由紀，橋本修二，林　正幸，加藤昌弘，渡辺晃紀，野田龍也，尾島俊之，辻　一郎．介護保険に基づく平均自立期間の算定方法の適切性に関する調査．厚生の指標，2010;57(2):31-34.

2）加藤昌弘，世古留美，川戸美由紀，橋本修二，林　正幸，渡辺晃紀，野田龍也，尾島俊之，辻　一郎．要介護認定者数に基づく平均自立期間の小地域への適用．厚生の指標，2010;57(4):14-19.

２．学会発表

1）世古留美，川戸美由紀，橋本修二．平均自立期間の地域分布に関する検討．第 42 回藤田学園医学会，藤田学園医学会誌，2010:34(suppl);50.

Ｇ．知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

１．特許取得

なし。

２．実用新案登録

なし。

３．その他

なし。

図１．平均自立期間の年次推移（65歳、2005～2009年）

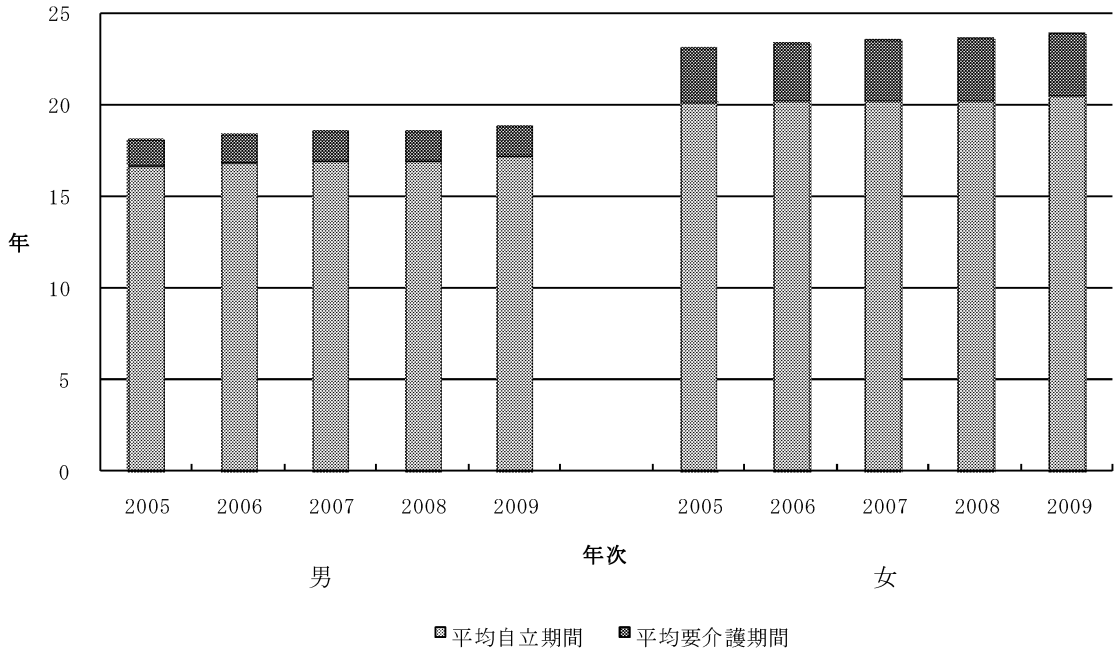


図2．平均自立期間の年次推移（75歳、2005～2009年）

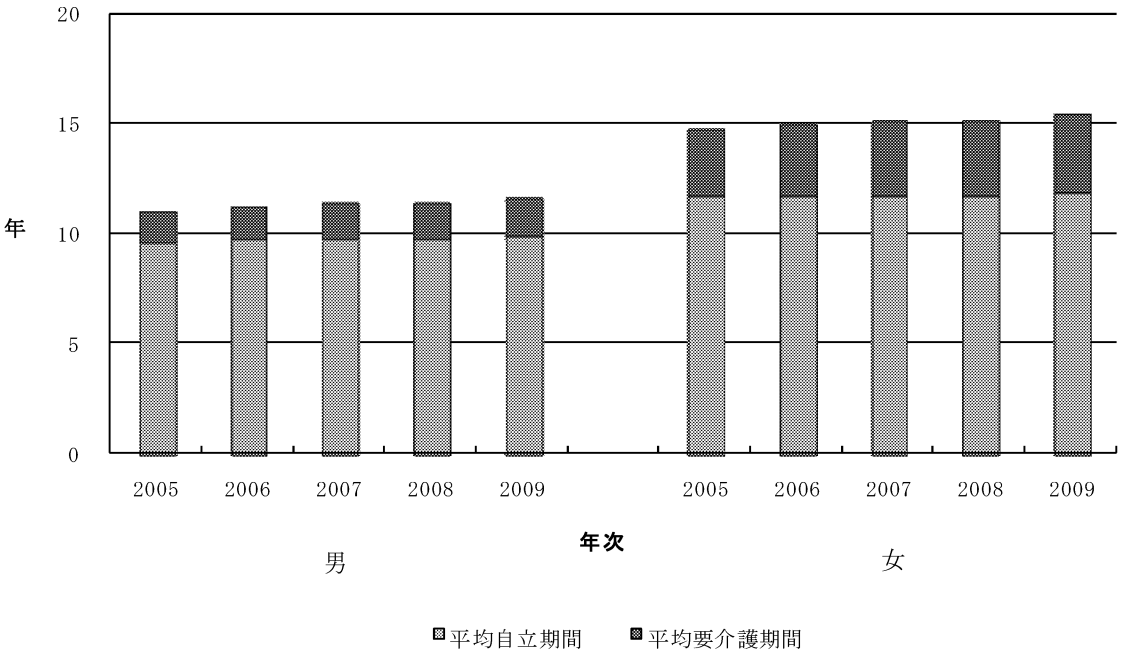


図3. 平均自立期間の都道府県分布（65歳の男、2005・2007年）

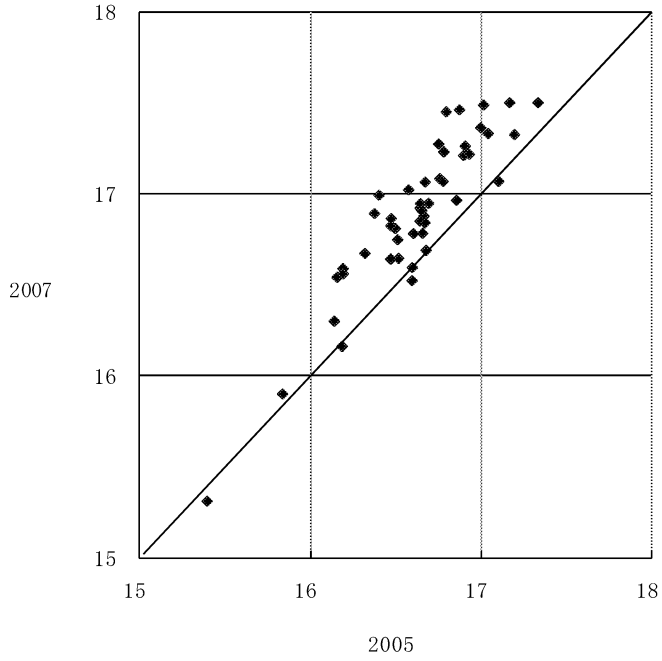


図4. 平均自立期間の都道府県分布（65歳の女、2005・2007年）

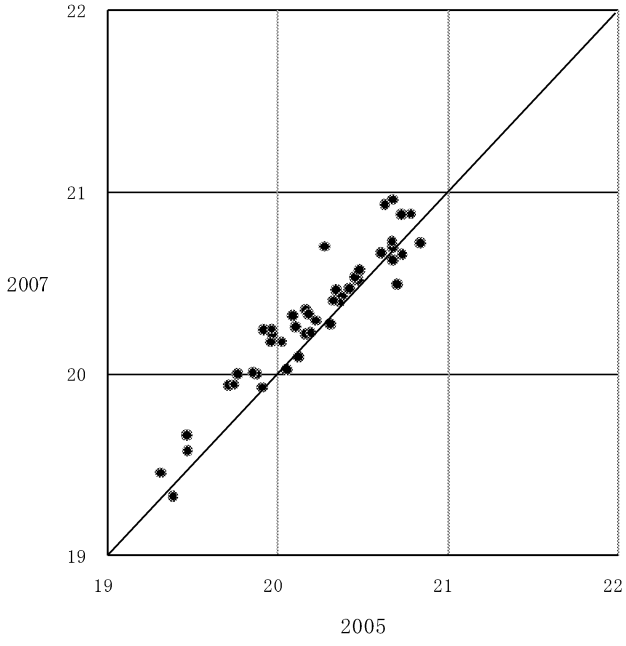


図5．平均自立期間の都道府県分布（65歳の男、2005・2009年）

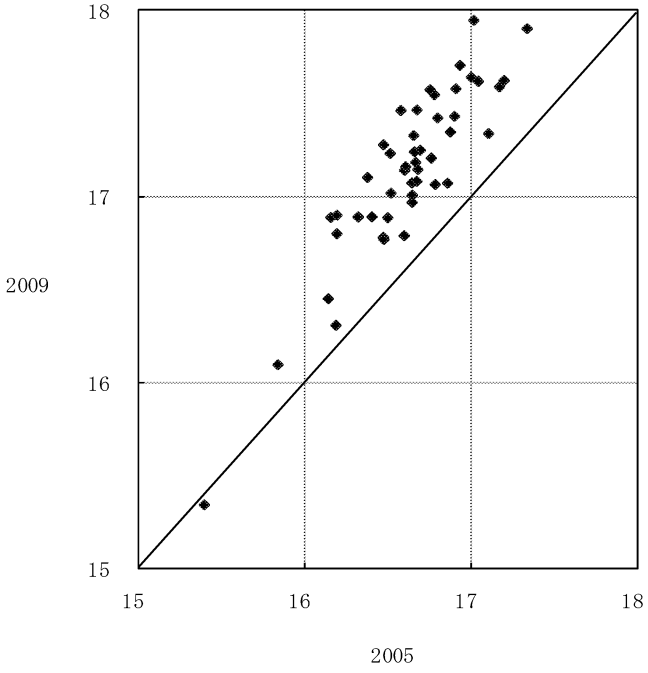


図6．平均自立期間の都道府県分布（65歳の女、2005・2009年）

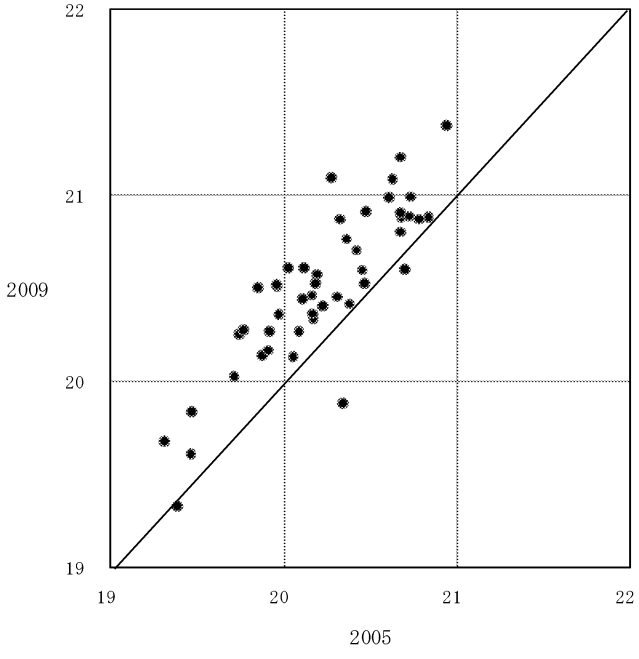


表１．平均自立期間の都道府県分布

年次			男、65歳			女、65歳		
			平均余命	平均自立期間	平均要介護期間	平均余命	平均自立期間	平均要介護期間
2005	最小値	(年)	16.87	15.40	1.23	22.33	19.31	2.59
	最大値	(年)	19.09	17.34	1.92	24.38	20.94	3.71
	範囲	(年)	2.21	1.94	0.68	2.05	1.63	1.12
	平均値	(年)	18.10	16.63	1.47	23.24	20.22	3.02
	標準偏差	(年)	0.37	0.35	0.14	0.45	0.40	0.25
	変動係数	(%)	2.04	2.13	9.22	1.95	2.00	8.38
2007	最小値	(年)	17.07	15.31	1.38	22.88	19.33	2.92
	最大値	(年)	19.40	17.50	1.89	24.99	21.00	4.03
	範囲	(年)	2.33	2.19	0.51	2.11	1.68	1.11
	平均値	(年)	18.52	16.89	1.62	23.67	20.32	3.35
	標準偏差	(年)	0.43	0.43	0.12	0.42	0.38	0.25
	変動係数	(%)	2.34	2.52	7.43	1.77	1.88	7.37
2009	最小値	(年)	17.14	15.34	1.42	23.10	19.33	2.94
	最大値	(年)	19.66	17.94	2.10	25.21	21.38	4.62
	範囲	(年)	2.52	2.60	0.68	2.11	2.05	1.68
	平均値	(年)	18.79	17.14	1.65	23.97	20.51	3.46
	標準偏差	(年)	0.47	0.46	0.13	0.44	0.43	0.30
	変動係数	(%)	2.49	2.71	8.15	1.82	2.08	8.54

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）
研究報告書

健康寿命の年次推移と地域分布の評価
—平均自立期間以外の指標の検討結果—

研究代表者	橋本　修二	藤田保健衛生大学医学部衛生学講座教授
研究協力者	川戸　美由紀	藤田保健衛生大学医学部衛生学講座講師
	世古　留美	藤田保健衛生大学医療科学部看護学科講師
	村上　義孝	滋賀医科大学社会医学講座医療統計学部門准教授
	林　正幸	福島県立医科大学看護学部情報科学教授
	加藤　昌弘	愛知県津島保健所所長

研究要旨　健康寿命の指標として、国際的に主に使用される2指標に対応する、日常生活に制限のない平均期間と自覚的に健康な平均期間について、年次推移と地域分布を評価した。基礎資料としては国民生活基礎調査と患者調査などの統計調査の調査票情報を利用し、算定方法としては先に提案した方法を用いた。1995～2007年の年次推移をみると、日常生活に制限のない平均期間は男が68.49～70.74年と女が72.12～74.11年で、自覚的に健康な平均期間は男が68.54～69.72歳と女が72.00～72.93年であり、いずれの指標も延伸傾向であった。2007年の都道府県分布をみると、日常生活に制限のない平均期間は男が68.95～72.53年と女が72.83～75.96年で、自覚的に健康な平均期間は男が67.43～71.31年と女が71.36～74.90年であり、いずれの指標も都道府県間差が大きい傾向であった。

Ａ．研究目的

健康寿命の指標としては、障害のない平均余命（disability-free life expectancy）と自覚的に健康な平均余命（healthy life expectancy）が代表的である。これら２つの指標については、一緒に観察・評価することが大切と指摘されており、実際に、英国や米国などで国の健康状態のモニタリング指標として併用されている。

平成19・20年度の厚生労働科学研究費補助金（循環器疾患等生活習慣病対策総合研究事業）による「健康寿命の地域指標算定の標準化に関する研究」において、平均自立期間とともに、日常生活に制限のない平均期間と自覚的に健康な平均期間について算定方法を提案した。これらは上記の２指標に対応している。

本研究では、国民生活基礎調査と患者調査などの統計調査の調査票情報を基礎資料とし、先に提案した算定方法を用いて、日常生活に制限のない平均期間と自覚的に健康な平均期間を算定して、1995～2007年の年次推移と2007年の都道府県分布を観察・評価した。

Ｂ．研究方法

１．基礎資料

基礎資料としては、1995・1998・2001・2004・2007年の国民生活基礎調査、1996・1999・2002・2005・2008年の患者調査、および、それらの年次の介護サービス施設・事業所調査（2000年以前は社会福祉施設等調査と老人保健施設調査）、人口、死亡数と簡易生命表を用いた。国民生活基礎調査と患者調査および介護サービス施設・事業所調査（2007年）については調査票情報を厚生労働省から提供（厚生労働省発統0906第４号、平成22年９月６日）を受けた。

国民生活基礎調査から、在宅者の日常生活の

活動性と自覚的健康度の情報を利用した。患者調査から、入院者の情報を利用した。介護サービス施設・事業所調査（2000年以前は社会福祉施設等調査と老人保健施設調査）から、介護老人福祉施設と介護老人保健施設の在所者の情報を利用した。

２．指標の算定方法

健康寿命の指標として、日常生活に制限のない平均期間、自覚的に健康な平均期間を用いた。これらの算定方法は、平均自立期間の算定方法と同様であり、Chiangの生命表法とSullivan法を基礎とする最も標準的な方法である。年齢階級としては0～４歳、5～9歳、・・・、85歳以上とした。

日常生活に制限のない平均期間を算定するために、日常生活の活動性を「活動制限なし」、「活動制限あり（ADL制限なし）」と「ADL制限あり」に分類した。在宅者の活動状況としては、国民生活基礎調査の質問①「あなたは現在、健康上の問題で日常生活に何か影響がありますか（あり、なし）」と質問②「それはどのようなことに影響がありますか（日常生活動作、外出、仕事・家事・学業、運動、その他）」の回答状況を用いた（表1）。質問①の「なし」を「活動制限なし」、質問②の「日常生活動作あり」を「ADL制限あり」、それ以外を「活動制限あり（ADL制限なし）」と分類した。医療施設の入院者および介護老人福祉施設と介護老人保健施設の在所者はいずれも「ADL制限あり」と分類した。

自覚的に健康な平均期間を算定するために、自覚的健康度を「自覚的に健康」と「自覚的健康でない」に分類した。在宅者の自覚的健康度としては、国民生活基礎調査の質問①「あなたの現在の健康状態はいかがですか。」の回答状況を用いた（表2）。質問①の「よい」、「まあよい」と「ふつう」の回答を「自覚的に健康」、「あまりよくない」と「よくない」を「自覚的に健康でない」と分類した。医療施設の入院者および介護老人福祉施設と介護老人保健施設の在所者はいずれも「自覚的に健康でない」と分類した。

３．検討方法

日常生活に制限のない平均期間、自覚的に健康な平均期間については、男女ごとに、0歳の1995～2007 年の年次推移を算定するとともに、2007年の都道府県分布を求めた。

（倫理面への配慮）

本研究では、連結不可能匿名化された既存の統計資料のみを用いるため、個人情報保護に関係する問題は生じない。「疫学研究に関する倫理指針」の適用範囲ではないが、資料の利用や管理など、その倫理指針の原則を遵守した。

Ｃ．研究結果

１．日常生活に制限のない平均期間

日常生活に制限のない平均期間（0歳時点）について、図1に、1995～2007年の年次推移を示す。日常生活に制限のない平均期間は、1995～2007年で男が68.49～70.74年と女が72.12～74.11年であり、それぞれ1年あたり延伸は0.19年と0.17年であった。日常生活に制限のある平均期間は男が7.89～8.45年と女が10.72～11.88年と延長傾向であった。平均寿命に占める日常生活に制限のない平均期間の割合は男が89.7～89.3%と女が87.1～86.2%とやや低下傾向であった。

日常生活に制限のない平均期間（0歳時点）について、図2に、2007年の都道府県分布を示す。都道府県別にみると、日常生活に制限のない平均期間は男が68.95～72.53年と女が72.83～75.96年であり、都道府県間差が大きかった。変動係数としては、平均寿命の男が0.9%と女が0.6%に対して、日常生活に制限のない平均期間では男が1.2%と女が1.1%であり、大きかった。

参考のために、日常生活に影響のない平均期間の延びについて、表3に年齢範囲別に示す。

２．自覚的に健康な平均期間

自覚的に健康な平均期間（0 歳時点）について、図 3 に、1995～2007 年の年次推移を示す。自覚的に健康な平均期間は、1995～2007 年で男が 68.54～69.72 歳と女が 72.00～72.93 年であり、それぞれ 1 年あたり延伸は 0.10 年と 0.08 年であった。自覚的に健康でない平均期間は男が 7.84～9.47 年と女が 10.84～13.06 年と延長傾向であった。平均寿命に占める自覚的に健康な平均期間の割合は男が 89.7～88.1%と女が 86.9～84.8%とやや低下傾向であった。

自覚的に健康な平均期間（0 歳時点）について、図 4 に、2007 年の都道府県分布を示す。都道府県別にみると、自覚的に健康な平均期間は男が 67.43～71.31 年と女が 71.36～74.90 年であり、都道府県間差が大きかった。変動係数としては、平均寿命の男が 0.9%と女が 0.6%に対して、自覚的に健康な平均期間では男が 1.3%と女が 1.3%であり、大きかった。

Ｄ．考察

日常生活に制限のない平均期間と自覚的に健康な平均期間は、若年者を含む集団全体の健康状態の総合的な指標である。総合的な健康状態をみる上で、両指標の年次推移と地域分布を観察・評価することはきわめて重要と考えられる。

年次推移をみると、1995～2007 年において、日常生活に制限のない平均期間と自覚的に健康な平均期間ともに延長傾向であった。一方、日常生活に制限のある平均期間と自覚的に健康でない平均期間も延長傾向であった。平均寿命に占める日常生活に制限のない平均期間の割合および自覚的に健康な平均期間の割合は、いずれもやや低下傾向であった。この結果は、近年の平均余命の延長が、必ずしも、そのまま健康寿命の延長につながっていないことを意味している。

地域分布をみると、2007 年で、日常生活に制限のない平均期間と自覚的に健康な平均期間ともに、都道府県間差が大きい傾向であった。また、いずれの指標とも変動係数が平均寿命のそれよりも大きかった。これは、平均寿命よりも、日常生活に制限のない平均期間と自覚的に健康な平均期間の都道府県間差が大きいことを意味している。

今後、若年者を含む集団全体の健康状態を総合的にみていく上で、日常生活に制限のない平均期間と自覚的に健康な平均期間について、年次推移と地域分布の観察を継続することが基礎となると考えられる。また、その関連要因の評価とともに、生活習慣病対策による両指標への効果評価が重要な検討課題といえよう。

Ｅ．結論

健康寿命の指標として、国際的に主に使用される 2 指標に対応する、日常生活に制限のない平均期間と自覚的に健康な平均期間について、年次推移と地域分布を評価した。基礎資料としては国民生活基礎調査と患者調査などの統計調査の調査票情報を利用し、算定方法としては先に提案した方法を用いた。1995～2007 年の年次推移をみると、日常生活に制限のない平均期間は男が 68.49～70.74 年と女が 72.12～74.11 年で、自覚的に健康な平均期間は男が 68.54～69.72 歳と女が 72.00～72.93 年であり、いずれの指標も延伸傾向であった。2007 年の都道府県分布をみると、日常生活に制限のない平均期間は男が 68.95～72.53 年と女が 72.83～75.96 年で、自覚的に健康な平均期間は男が 67.43～71.31 年と女が 71.36～74.90 年であり、いずれの指標も都道府県間差が大きい傾向であった。

Ｆ．研究発表

１．論文発表

1) Hashimoto S, Kawado M, Seko R, Murakami Y, Hayashi M, Kato M, Noda T, Ojima T, Nagai M, Tsuji I. Trends in disability-free life expectancy in Japan, 1995-2004. J Epidemiol 2010;20:308-312.

２．学会発表

1）橋本修二，川戸美由紀，世古留美，加藤昌弘，林　正幸，村上義孝，野田龍也，尾島俊之，永井雅人，辻　一郎．健康寿命に関する基礎的検討　第１報　日常生活に制限のない平均寿命の年次推移．日本公衆衛生雑誌，2010;57（特別付録）:190.

Ｇ．知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

１．特許取得

なし。

２．実用新案登録

なし。

３．その他

なし。

表1. 日常生活の活動性に関する質問文

質問① あなたは現在、健康上の問題で日常生活に何か影響がありますか。 (1) ある (2) ない
質問② それはどのようなことに影響がありますか。 あてはまるすべての番号に○をつけてください。 (1) 日常生活動作（起床、衣服着脱、食事、入浴など） (2) 外出（時間や作業量などが制限される） (3) 仕事、家事、学業（時間や作業量が制限される） (4) 運動（スポーツを含む） (5) その他

表2. 自覚的健康度に関する質問文

質問① あなたの現在の健康状態はいかがですか。 あてはまる番号１つに○をつけてください。 (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

表3. 日常生活に影響のない平均期間の延び（年齢範囲別）

		年齢範囲	年次の値（年）			延びの値（年）		
			1995年	2001年	2007年	1995～2001年	2001～2007年	1995～2007年
男	すべての平均期間	0～39歳	39.48	39.60	39.66	0.12	0.06	0.18
		40～64歳	23.18	23.34	23.50	0.16	0.16	0.32
		65～74歳	7.47	7.74	7.96	0.27	0.22	0.49
		75～99歳	6.26	7.39	8.07	1.13	0.68	1.81
		全年齢	76.38	78.07	79.19	1.69	1.12	2.81
	日常生活に影響のない平均期間	0～39歳	37.96	37.95	38.11	-0.01	0.16	0.15
		40～64歳	20.82	20.94	21.25	0.12	0.31	0.42
		65～74歳	5.81	6.04	6.36	0.23	0.32	0.55
		75歳以上	3.89	4.54	5.02	0.66	0.47	1.13
		全年齢	68.49	69.48	70.74	1.00	1.26	2.25
	日常生活に影響のある平均期間	0～39歳	1.51	1.64	1.54	0.13	-0.10	0.03
		40～64歳	2.35	2.40	2.25	0.05	-0.15	-0.10
		65～74歳	1.65	1.70	1.60	0.04	-0.09	-0.05
		75歳以上	2.37	2.85	3.06	0.48	0.21	0.68
		全年齢	7.89	8.59	8.45	0.69	-0.13	0.56
女	すべての平均期間	0～39歳	39.65	39.74	39.77	0.08	0.03	0.11
		40～64歳	24.01	24.15	24.21	0.14	0.06	0.20
		65～74歳	8.73	8.91	9.02	0.19	0.10	0.29
		75～99歳	10.46	12.14	13.00	1.68	0.87	2.54
		全年齢	82.85	84.93	85.99	2.08	1.06	3.14
	日常生活に影響のない平均期間	0～39歳	38.00	37.88	37.99	-0.12	0.11	-0.01
		40～64歳	21.43	21.44	21.54	0.01	0.09	0.10
		65～74歳	6.79	6.95	7.25	0.17	0.29	0.46
		75歳以上	5.91	6.48	7.34	0.57	0.86	1.44
		全年齢	72.12	72.75	74.11	0.63	1.36	1.99
	日常生活に影響のある平均期間	0～39歳	1.66	1.86	1.78	0.20	-0.08	0.12
		40～64歳	2.58	2.70	2.67	0.13	-0.03	0.10
		65～74歳	1.94	1.96	1.77	0.02	-0.19	-0.17
		75歳以上	4.55	5.66	5.66	1.10	0.00	1.11
		全年齢	10.72	12.18	11.88	1.45	-0.30	1.16

図1. 日常生活に制限のない平均期間の年次推移
（0歳、1995～2007年）

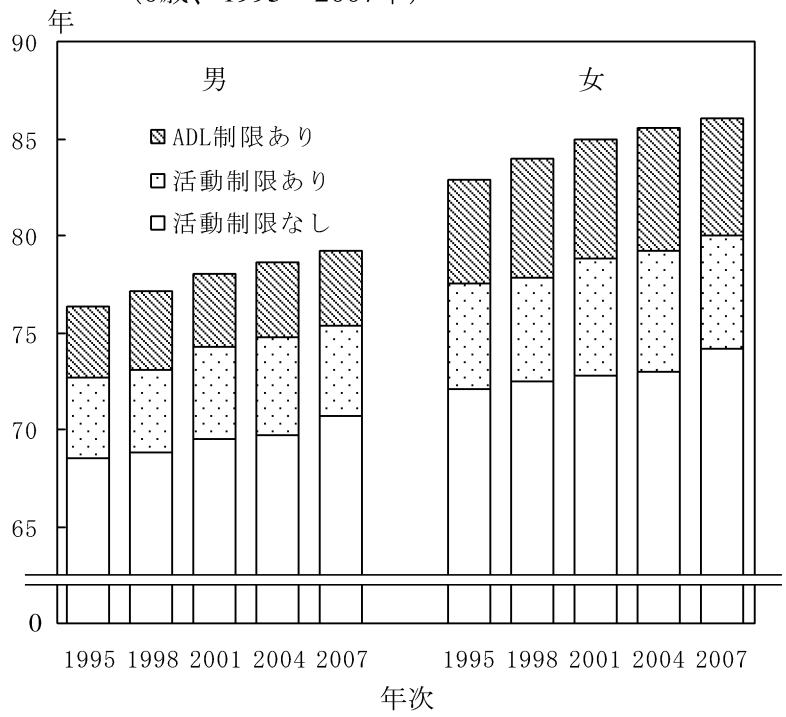


図2. 日常生活に制限のない平均期間の都道府県分布
（0歳、2007年）

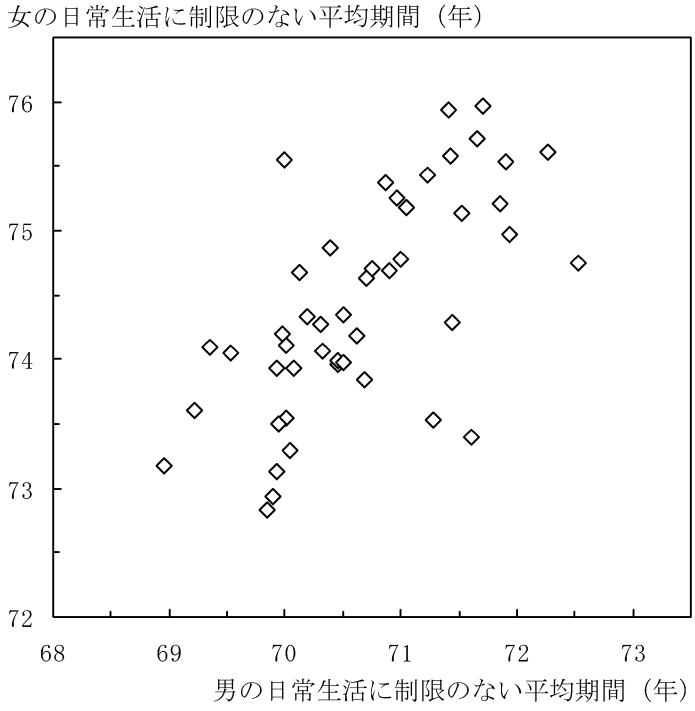


図3. 自覚的に健康な平均期間の年次推移
（0歳、1995～2007年）

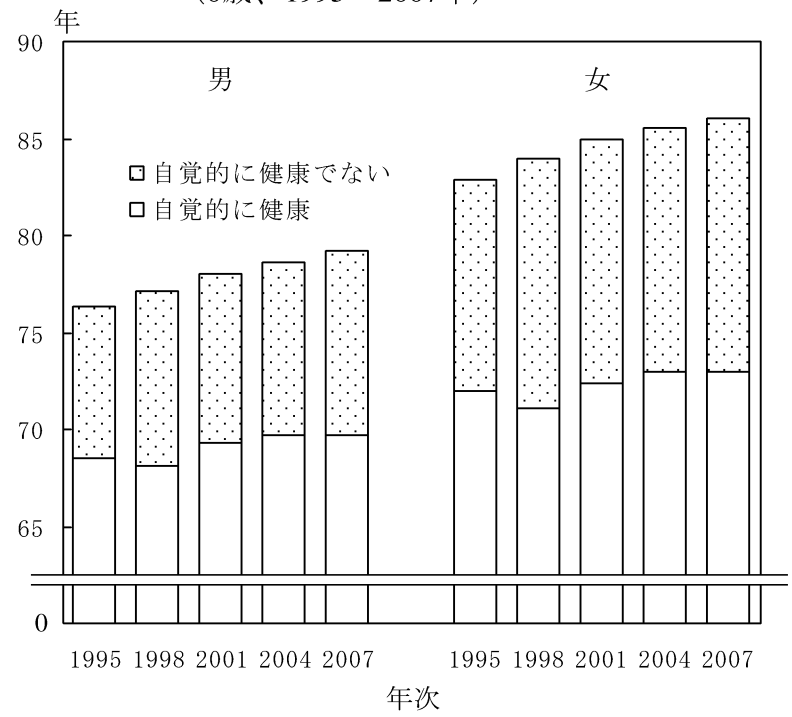
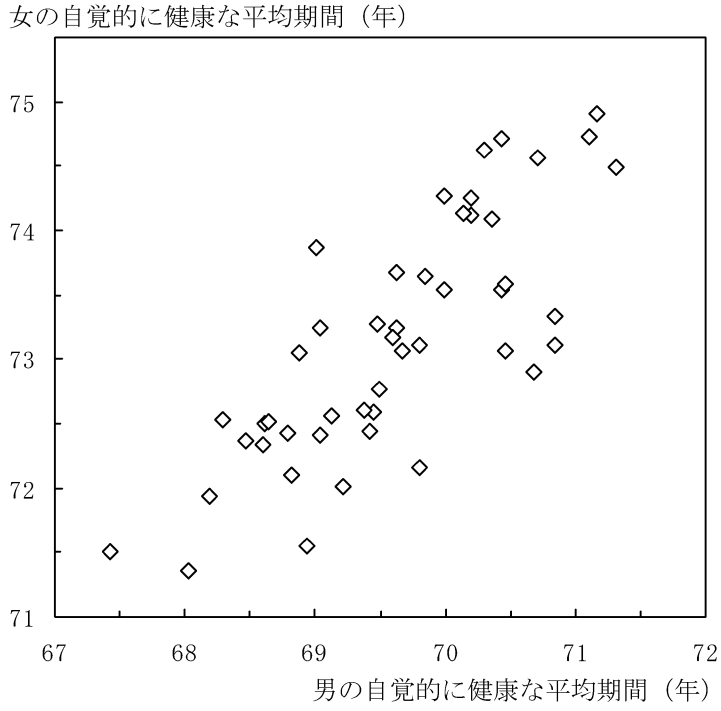


図4. 自覚的に健康な平均期間の都道府県分布
（0歳、2007年）



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）
研究報告書

同一年次における異なる算定方法による平均自立期間の関連性

研究協力者　　加藤　昌弘　　愛知県津島保健所所長
研究代表者　　橋本　修二　　藤田保健衛生大学医学部衛生学講座教授

研究要旨　「生活の場」別に推定した要介護者数、及び介護保険の要介護度に基づく要介護者数より求めた要介護者割合に基づき算定した高齢者の平均自立期間について、2004年と2007年の同一年次において、男女別、年齢別にその算定値を比較検討した。結果、男女とも2004年から2007年にかけて平均自立期間の平均値は、65歳、75歳いずれも延長していたが、平均余命に対する平均自立期間の割合は、両者の間では、その推移に異なる傾向が認められた。また、男女とも2004年、2007年の両年次とも、異なる方法による算定値の間には明らかな関連が認められた。これらのことから、異なる算定方法に基づく連続した算定値の解釈については、十分な注意を払う必要があると考えられた。

Ａ．研究目的

健康寿命に関してはこれまでにも様々な議論があり、その算定方法についてもいくつかの提案がなされている。

我々が提案してきた高齢者の平均自立期間については、健康寿命の概念に含まれる指標の一つであり、全国及び都道府県毎にその値を算定し、その推移を検討することは、地域に暮らす高齢者の健康状況の把握につながるとともに、その算定値の変化を知ることにより、健康施策の評価や立案に一定の役割を果たすものと考えている。

これまでに提案している算定方法は、「生活の場」を４つに区分し、「生活の場」別の要介護者数を合算して要介護者割合を推定する方法[1)]と、介護保険に基づく要介護度を利用し要介護者割合を推定する方法[2)]の２通りであり、これらの方法を実際に地域に適用した結果については、すでに報告したところである[3)]。

そこで、今回の研究では、高齢者の平均自立期間に関し、2004年と2007年の２年次において、上記に述べた異なる２通りの方法で同一年次で算定を行い、両者の関連性について検討を行ったので報告する。

Ｂ．研究方法

資料は、国民生活基礎調査（2004年、2007年）、患者調査（2005年、2008年）、介護サービス施設・事業者調査（2004年、2007年）、介護保険統計：要介護（要支援）状態区分別、認定者数（2004年、2007年、各年10月審査分）、国勢調査（2000年、2005年）、都道府県別生命表（2000年、2005年）、全国・各都道府県別死亡者数（2004年、2007年）である。

ただし、上記に掲げた統計調査の年次が一部異なるため、利用資料の年次を揃える必要性があることから、患者調査については、2005年、および2008年の数値を、各々2004年、2007年の値として代用し利用した。また、国勢調査および都道府県別生命表については、2004年および2007年の資料が存在しないため、2000年および2005年の数値を用い、内挿・外挿法により2004年、2007年の各値を算定し利用した。介護サービス施設・事業者調査については、2004年、2007年の資料は存在するものの、資料が性別、年齢別の構成となっていないため、各年の都道府県別数値に、全国の性別、年齢別割合を乗じて、各々利用した。

要介護の定義については、表１に示したよう

に従来同様４つの「生活の場」別に要介護状態を定義する（以下、旧定義）方法と、介護保険制度に基づき要介護度判定Ⅱ～Ⅴに該当する者全てを要介護者と定義する（以下、新定義）2通りの方法を適用した。

算定方法としては、旧定義では、サリバン法を用い、４つの「生活の場」別に求めた性・年齢別の要介護者人数を合計し、その値を該当人口で除し要介護者割合とし、全国、都道府県各々において男女別、年齢別に求めた要介護者割合を利用し、それを生命表の定常人口に乗じ特殊生命表を作成することによって平均自立期間を算定した（以下、旧法）。

新定義では、公表済み算定式（http://toukei.umin.jp/kenkoujyumyou/ 参照）を適用し、都道府県別に男女別の平均自立期間を算定した（以下、新法）。算定式利用における基準値である全国値については、2004 年、2007 年とも、2000 年及び 2005 年の国勢調査人口、及び都道府県別生命表を利用し、内挿・外挿法により、2004 年、2007 年の年齢階級別、男女別人口及び生命表の全国値を推定した。

分析方法としては、まず、旧法、新法２つの算定法における各算定値の年次推移について男女別、年齢別に比較検討した。

次に、２つの異なる算定法による算定値間の関連について、年次別、男女別、年齢別に検討した。併せて、両算定法における年次推移変動幅の関連についても、男女別、年齢別に検討した。

（倫理面への配慮）

本研究では、連結不可能匿名化された既存の統計資料のみを用いるため、個人情報保護に関係する問題は生じない。「疫学研究に関する倫理指針」の適用範囲ではないが、資料の利用や管理など、その倫理指針の原則を遵守した。

Ｃ．研究結果

図１―１、２に、2004 年と 2007 年における、旧法と新法によって算定した 65 歳及び 75 歳の男女別 47 都道府県の平均自立期間及び平均要介護期間の平均値をグラフに示す。また、表２－１、２には、各算定値に合わせて平均余命に対する平均自立期間の割合を加えた各年次数値を示す

男 65 歳では、両方法とも、平均余命の延長に伴い平均自立期間は、旧法では 15.01 から 15.49、新法では 16.68 から 16.94 と延長していた。平均要介護期間は、旧法では 3.15 から 3.12、新法では１.45 から 1.67 と異なる傾向であった。

また、男 75 歳では平均自立期間は、旧法では 8.37 から 8.63、新法では 9.64 から 9.70 と延長していた。平均要介護期間は、旧法では 2.78 から 2.79、新法では１.49 から 1.72 と程度の差はあるものの同様の延長傾向であった。

次に、女 65 歳では、両方法とも、平均余命の延長に伴い平均自立期間は、旧法では 17.96 から 18.77、新法では 20.29 から 20.42 と延長していた。平均要介護期間は、旧法では 5.35 から 5.11、新法では 3.01 から 3.47 と異なる傾向であった。

また、女 75 歳では、平均自立期間は、旧法では 10.11 から 10.75、新法では 11.88 から 11.91 と延長していた。平均要介護期間は、旧法では 4.85 から 4.68、新法では 3.07 から 3.54 と 65 歳と同様の傾向であった。

男女とも平均余命にしめる平均自立期間の割合は、65 歳、75 歳いずれも、2004 年から 2007 年にかけて、旧法では割合が高くなる傾向であったが、新法では低くなる傾向であった。

図２－１、２には男 65 歳、３、４には女 65 歳の、５、６には男 75 歳、７、８には女 75 歳の、年次別平均自立期間の旧法と新法による都道府県各算定値の関連を示す。併せて表３に、同値の男女別の相関表を示す。

各年次において、男女とも旧法と新法の算定値間には明らかな相関が認められた。年齢別では、男女とも 65 歳に比べ、75 歳では相関係数が小さくなる傾向が見られた。男女別の比較で

は、男の方が、女に比べばらつきが小さい傾向が認められ、相関係数も男の方が大きくなる傾向がみられた。年次推移では、男では、2004年に比べ 2007 年は相関係数が小さくなったが、女では逆に 2007 年の方が相関係数が大きくなった。

図３－１、２と表４に、2004 年から 2007 年における、旧法及び新法各々の平均自立期間変動幅の都道府県各算定値の関連を男女別に示す。男女ともに、変動幅に関連は認められなかったが、同一算定方法内では、旧法では男女間に関連が認められなかったが、新法では男女間に明らかな関連が認められた。

Ｄ．考察

本研究の目的は、高齢社会が進展する中で、我々がこれまで提案してきた高齢者の健康指標である平均自立期間を具体的に算定することにより、その指標の持つ特性やその有用性を検討することである。

今回の検討では、2004 年と 2007 年の両年において、異なる 2 通りの方法を用いて同一年次における男女別、年齢別の高齢者の平均自立期間を算定した。

これまで高齢者の健康指標である平均自立期間については、1995 年以来、旧法を利用し算定を行ってきたが、資料入手の限界から、2004 年以後は、2000 年度から制度が開始された介護保険法を利用した新法との併用を余儀なくされてきた。

介護保険法については、先に述べた通り 2000 年 4 月の開始であり、すでに制度導入後 10 年以上が経過している。この間幾らかの制度改正はあるものの、制度そのものは国民に広く定着し、その利用状況については安定した状況に至っていると考えられる。本研究において肝腎な点である介護度の判定に関してでは、要介護度Ⅱ以上の判定基準については、制度開始以後特に大きな変更はなされていないと思われる。このような状況を踏まえ、2004 年と 2007 年の 2 年次において、2 通りの方法で高齢者の平均自立期間を算定した。すでに結果に示した通り、両算定方法ともに、2004 年、2007 年のいずれも、男女とも、平均余命の延長に伴い平均自立期間は 65 歳、75 歳のいずれも延長していた。また、両算定法の算定値の間には明らかな相関関係も認められた。これらの結果から判断すれば、算定方法の違いによる算定値そのものの違いはあっても、全体としては概ね両者は同傾向であるようにも見受けられる。その一方で、2004 年から 2007 年の都道府県の平均自立期間変動幅については、両方法の間で関連は認められない。また、変動幅の大きさについても、新法においては、旧法に比べかなり小さな値となっている。併せて、平均余命に対する平均自立期間の割合に関しては、旧法と新法とは異なる推移の傾向を示したことから、今後、各々の方法によって求められた算定値を、連続したデータとして解釈する場合においては、その解釈には十分な注意を払う必要があるものと思われる。

これらの結果を算定方法の違いから推察してみると、平均自立期間の算定の基となる要介護者割合に関して、旧法においては、要介護者総数は生活の場別に合算した要介護者数であり、その過半数を占めているのは生活基礎調査の健康票による数値である。すなわち、旧法による要介護者であるという判断は、かなりの部分において主観的な健康観に依存していることとなり、個々人の置かれた状況によりその判断に違いが生じるのではと考えられ、全体としてみると要介護者総数にもかなり影響を及ぼしているのではと推測される。その一方で、新法による要介護者数は、介護保険に基づく要介護度判定基準を適用していることから、旧法に比べると判断の客観性は高く、自己申告である主観的健康観とは一致しないことも相当数あることが想像でき、その辺りの点が、両方法の算定値間に傾向的な違いがみられたことと関係しているのかも知れない。

また、変動幅の大小についても考えてみると、旧法と新法を比較では、同一年代に占める要介

護割合がかなり違っている。新定義による要介護者数は、旧定義による要介護者数に比べ、男女とも各年齢ともにかなり少ないことから、結果としては新定義による要介護判定は旧定義に比べかなり厳しいものであったと考えられる。そのために、旧法に比べ新法では短期間における平均自立期間の変化を感知する感度がやや低くなったのではと推測される。

Ｅ．結論

2004 年と 2007 年の 2 年次について、異なる算定方法を用いて、要介護者割合に基づく高齢者の平均自立期間を算定した。その結果、両算定法いずれのおいても、男女とも 65 歳、75 歳ともに平均自立期間は延長している傾向が認められた。また、各年次とも、両方法の算定値の間には明らかな関連が認められたものの、平均余命に対する平均自立期間の割合については、両算定方法の間で異なる傾向が認められたことから、異なる算定方法に基づく連続した算定値の解釈については、十分な注意を払う必要があると考えられた。

引用文献

1）宮下光令，橋本修二，尾島俊之，他．高齢者における要介護者割合と平均自立期間：既存統計に基づく都道府県別推計．厚生の指標 1999；46(5)：25-9.

2）橋本修二，川戸美由紀，加藤昌弘，他．　介護保険に基づく平均自立期間の算定方法の検討．　厚生の指標　2008；55(10)：25-30.

3）加藤昌弘，世古留美，川戸美由紀，他．　要介護認定者数に基づく平均自立期間の小地域への適用．　厚生の指標　2010；57(4)：14-19.

Ｆ．研究発表

１．論文発表

1）加藤昌弘，世古留美，川戸美由紀，橋本修二，林　正幸，渡辺晃紀，野田龍也，尾島俊之，辻　一郎．要介護認定者数に基づく平均自立期間の小地域への適用．厚生の指標, **2010;57(4):14-19.**

２．学会発表

1）加藤昌弘，世古留美，川戸美由紀，橋本修二，林　正幸，村上義孝，野田龍也，尾島俊之，永井雅人，辻　一郎．健康寿命に関する基礎的検討　第２報　異なる算定方法による平均自立期間の関連性．日本公衆衛生雑誌，2010;57（特別付録）:190.

Ｇ．知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

１．特許取得

なし。

２．実用新案登録

なし。

３．その他

なし。

表1　生活の場ごとの要介護状態の定義

生活の場	要介護状態
在宅	日常生活動作（起床、衣類着脱、食事、入浴等）に何らかの影響あり
医療施設入院	入院
老人保健施設在所	在所
老人福祉施設在所	在所

図1－1　算定方法別の平均自立期間の推移（65歳）

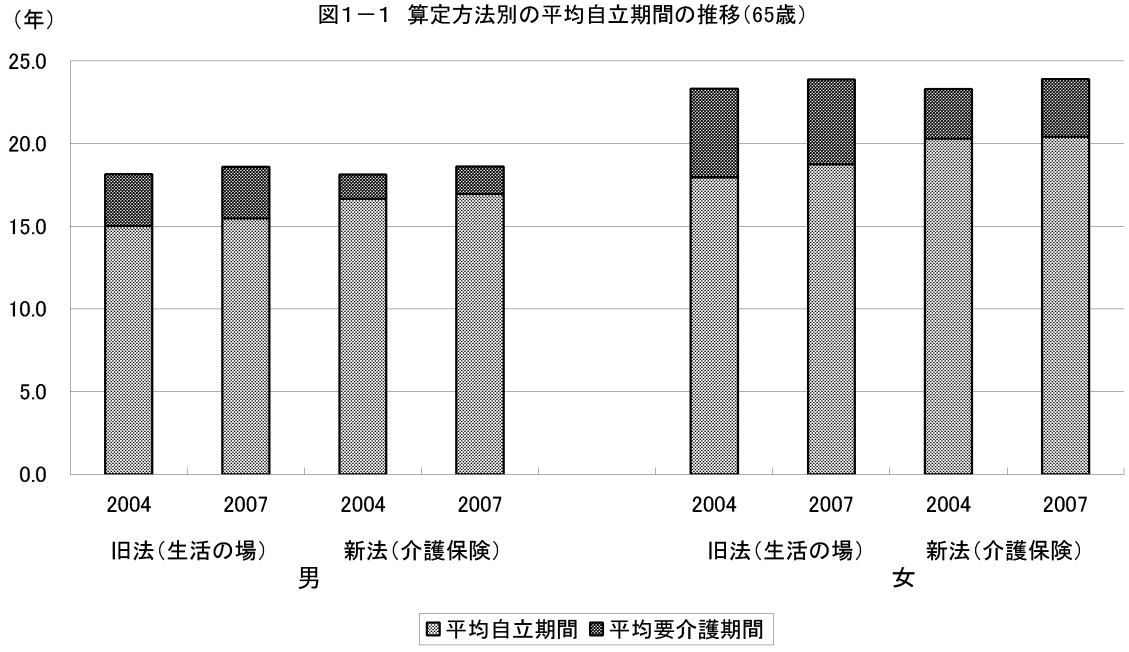


図1－2　算定方法別の平均自立期間の推移（75歳）

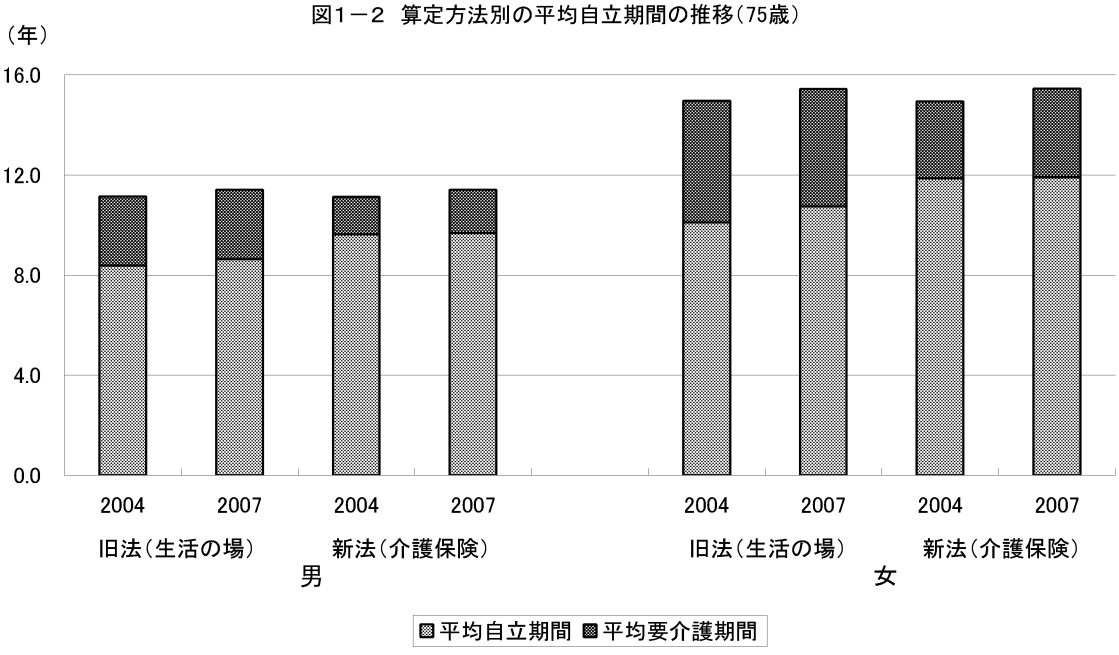


表2－1　年次別、年齢別の各算定値（男）

		平均余命	生活の場に基づく算定			介護保険に基づく算定		
			平均自立期間	平均要介護期間	平均自立期間／平均余命	平均自立期間	平均要介護期間	平均自立期間／平均余命
65歳								
2004	平均	18.16	15.01	3.15	82.63	16.68	1.45	92.00
	標準偏差	0.36	0.45	0.31	1.73	0.38	0.12	0.62
	変動係数	1.98	3.01	9.94	2.09	2.25	8.16	0.68
	幅	2.08	2.19	1.42	8.15	2.17	0.66	3.20
	最小	16.94	13.86	2.35	79.08	15.23	1.20	90.08
	最大	19.02	16.05	3.77	87.23	17.40	1.87	93.28
2007	平均	18.60	15.49	3.12	83.26	16.94	1.67	91.00
	標準偏差	0.39	0.42	0.32	1.65	0.37	0.12	0.67
	変動係数	2.12	2.71	10.37	1.98	2.20	7.41	0.74
	幅	2.20	1.87	1.45	7.27	1.92	0.53	2.60
	最小	17.25	14.54	2.44	79.51	15.64	1.42	89.60
	最大	19.44	16.41	3.89	86.78	17.57	1.95	92.20
75歳								
2004	平均	11.15	8.37	2.78	75.06	9.64	1.49	86.65
	標準偏差	0.28	0.39	0.29	2.65	0.28	0.13	1.06
	変動係数	2.53	4.71	10.51	3.53	2.92	8.87	1.22
	幅	1.81	1.86	1.32	12.24	1.50	0.78	5.48
	最大	10.31	7.53	2.10	69.24	8.67	1.20	83.68
	最小	12.12	9.39	3.42	81.48	10.17	1.98	89.16
2007	平均	11.43	8.63	2.79	75.56	9.70	1.72	84.92
	標準偏差	0.31	0.38	0.30	2.53	0.31	0.13	1.14
	変動係数	2.72	4.39	10.62	3.34	3.19	7.36	1.35
	幅	1.88	1.66	1.52	12.48	1.74	0.51	4.66
	最小	10.54	7.81	2.17	68.24	8.61	1.46	82.13
	最大	12.41	9.48	3.70	80.71	10.35	1.97	86.79

表2－2　年次別、年齢別の各算定値（女）

		平均余命	生活の場に基づく算定			介護保険に基づく算定		
			平均自立期間	平均要介護期間	平均自立期間／平均余命	平均自立期間	平均要介護期間	平均自立期間／平均余命
65歳								
2004	平均	23.32	17.96	5.35	77.06	20.29	3.01	87.08
	標準偏差	0.40	0.47	0.52	2.05	0.37	0.23	0.88
	変動係数	1.73	2.59	9.63	2.65	1.82	7.57	1.01
	幅	2.12	2.02	2.33	9.20	1.72	1.28	4.26
	最大	22.59	16.94	4.01	73.32	19.36	2.51	84.77
	最小	24.71	18.96	6.34	82.52	21.08	3.79	89.03
2007	平均	23.88	18.77	5.11	78.61	20.42	3.47	85.48
	標準偏差	0.41	0.46	0.44	1.76	0.38	0.26	1.00
	変動係数	1.70	2.46	8.70	2.24	1.86	7.37	1.17
	幅	2.04	1.98	2.30	9.41	1.69	1.15	3.97
	最大	23.13	17.82	3.71	74.81	19.48	3.04	83.29
	最小	25.17	19.80	6.01	84.22	21.17	4.19	87.26
75歳								
2004	平均	14.96	10.11	4.85	67.63	11.88	3.07	79.46
	標準偏差	0.38	0.41	0.49	2.86	0.35	0.24	1.38
	変動係数	2.51	4.02	10.04	4.22	2.94	7.70	1.74
	幅	2.11	1.71	2.19	13.17	1.65	1.30	5.86
	最大	14.29	9.36	3.67	61.77	10.99	2.57	76.55
	最小	16.40	11.07	5.86	74.95	12.64	3.87	82.40
2007	平均	15.43	10.75	4.68	69.68	11.91	3.54	77.09
	標準偏差	0.38	0.44	0.43	2.60	0.36	0.26	1.55
	変動係数	2.48	4.08	9.26	3.74	3.05	7.32	2.00
	幅	2.03	1.78	2.12	13.27	1.51	1.18	5.86
	最小	14.77	9.88	3.41	64.09	11.10	3.12	73.85
	最大	16.80	11.66	5.53	77.36	12.61	4.29	79.71

図２－１　平均自立期間の都道府県分布（2004年　男　65歳）

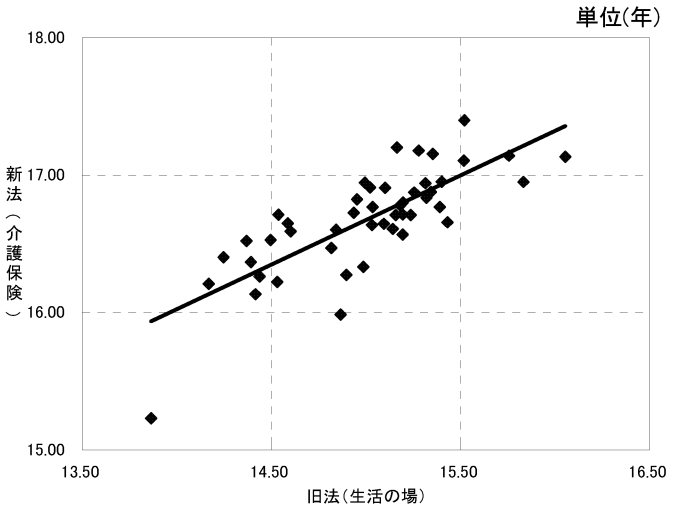


図２－２　平均自立期間の都道府県分布（2007年　男　65歳）

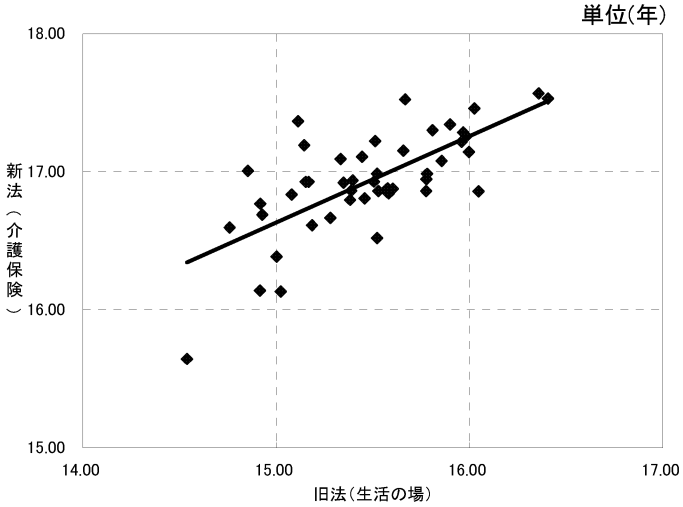


図２－３　平均自立期間の都道府県分布（2004年　女　65歳）

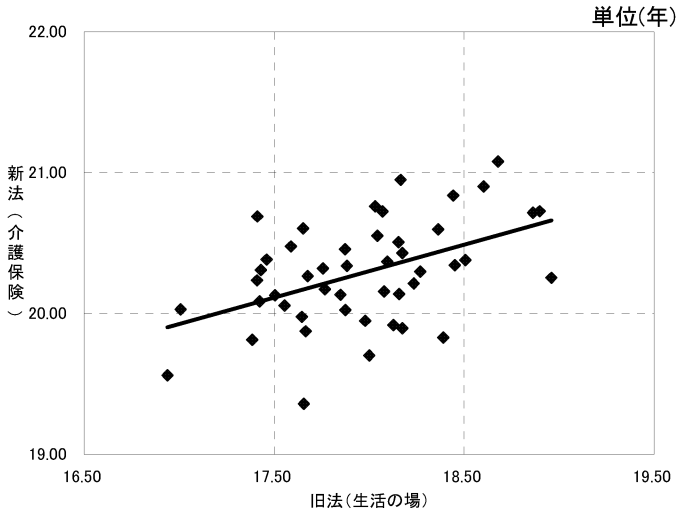


図２－４　平均自立期間の都道府県分布（2007年　女　65歳）

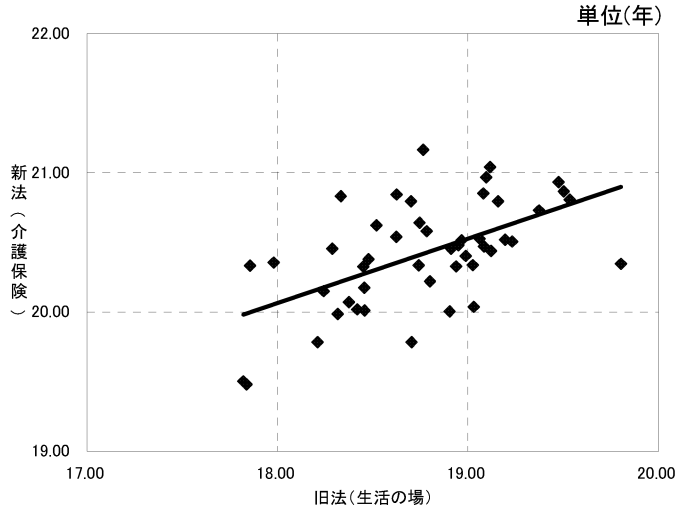


図２－５　平均自立期間の都道府県分布（2004年　男　75歳）

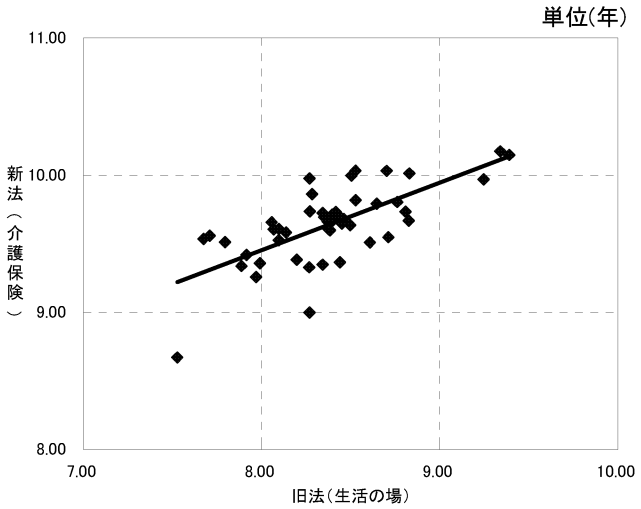


図２－６　平均自立期間の都道府県分布（2007年　男　75歳）

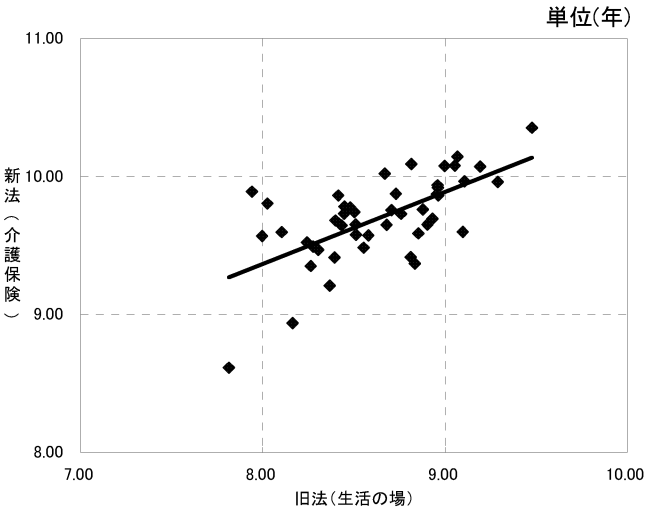


図２―７　平均自立期間の都道府県分布（2004年　女　75歳）

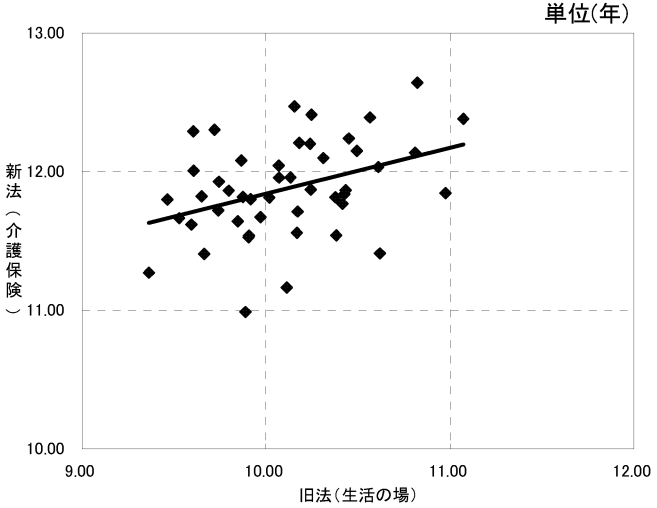


図２―８　平均自立期間の都道府県分布（2007年　女　75歳）

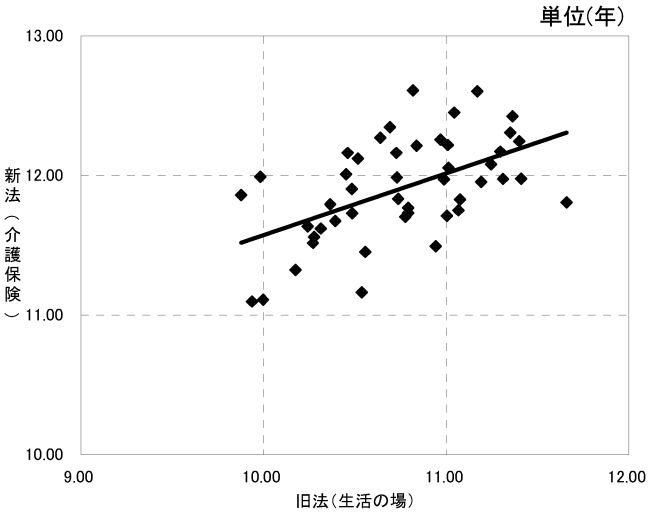


表3　異なる算定法における平均自立期間の年次相関

上段：男
下段：女

		2004_旧法_65	2004_新法_65	2007_旧法_65	2007_新法_65	2004_旧法_75	2004_新法_75	2007_旧法_75	2007_新法_75
2004_旧法_65	Pearson の相関係数		.778(**)	.658(**)	.697(**)	.917(**)	.717(**)	.518(**)	.658(**)
	有意確率（両側）		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2004_新法_65	Pearson の相関係数	.472(**)		.754(**)	.940(**)	.670(**)	.932(**)	.636(**)	.890(**)
	有意確率（両側）	0.001		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2007_旧法_65	Pearson の相関係数	.668(**)	.637(**)		.705(**)	.564(**)	.728(**)	.916(**)	.699(**)
	有意確率（両側）	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2007_新法_65	Pearson の相関係数	.403(**)	.920(**)	.560(**)		.601(**)	.891(**)	.579(**)	.944(**)
	有意確率（両側）	0.005	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000
2004_旧法_75	Pearson の相関係数	.966(**)	.422(**)	.602(**)	.355(*)		.690(**)	.535(**)	.630(**)
	有意確率（両側）	0.000	0.003	0.000	0.014		0.000	0.000	0.000
2004_新法_75	Pearson の相関係数	.405(**)	.972(**)	.584(**)	.915(**)	.384(**)		.699(**)	.898(**)
	有意確率（両側）	0.005	0.000	0.000	0.000	0.008		0.000	0.000
2007_旧法_75	Pearson の相関係数	.620(**)	.632(**)	.964(**)	.570(**)	.573(**)	.610(**)		.640(**)
	有意確率（両側）	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000
2007_新法_75	Pearson の相関係数	.363(*)	.910(**)	.501(**)	.974(**)	.346(*)	.930(**)	.535(**)	
	有意確率（両側）	0.012	0.000	0.000	0.000	0.017	0.000	0.000	

** 相関係数は 1% 水準で有意（両側）です。
＊ 相関係数は 5% 水準で有意（両側）です。

図3－1　平均自立期間変動幅の都道府県分布（男　65歳）

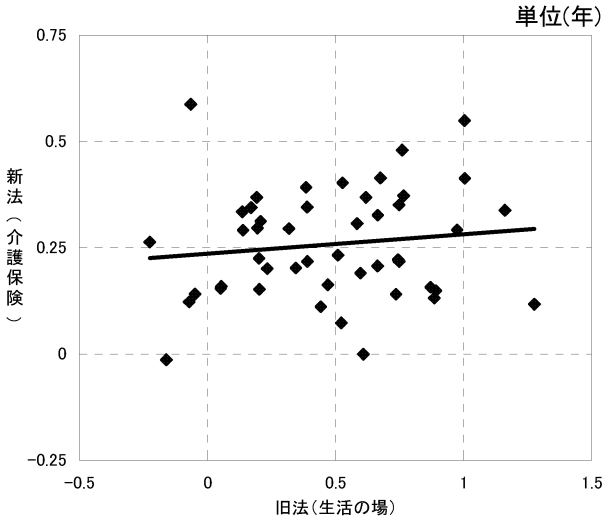


図3－2　平均自立期間変動幅の都道府県分布（女　65歳）

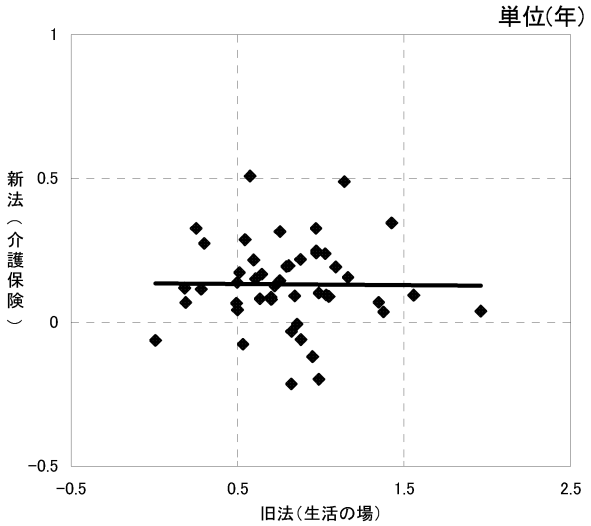


表4　異なる算定法における平均自立期間変動幅の相関

		旧法_男_65	新法_男_65	旧法_女_65	新法_女_65	旧法_男_75	新法_男_75	旧法_女_75	新法_女_75
旧法_男_65	Pearson の相関係数		0.127	0.178	0.196	.943(**)	0.08	0.073	0.174
	有意確率 (両側)		0.396	0.230	0.188	0.000	0.593	0.624	0.242
新法_男_65	Pearson の相関係数	0.127		−0.064	.417(**)	0.047	.589(**)	−0.054	.499(**)
	有意確率 (両側)	0.396		0.667	0.004	0.752	0.000	0.717	0.000
旧法_女_65	Pearson の相関係数	0.178	−0.064		−0.009	0.107	−0.147	.936(**)	−0.112
	有意確率 (両側)	0.230	0.667		0.952	0.475	0.323	0.000	0.455
新法_女_65	Pearson の相関係数	0.196	.417(**)	−0.009		0.177	0.24	0.02	.819(**)
	有意確率 (両側)	0.188	0.004	0.952		0.234	0.104	0.893	0.000
旧法_男_75	Pearson の相関係数	.943(**)	0.047	0.107	0.177		0.004	−0.01	0.136
	有意確率 (両側)	0.000	0.752	0.475	0.234		0.977	0.945	0.361
新法_男_75	Pearson の相関係数	0.08	.589(**)	−0.147	0.24	0.004		−0.054	.393(**)
	有意確率 (両側)	0.593	0.000	0.323	0.104	0.977		0.721	0.006
旧法_女_75	Pearson の相関係数	0.073	−0.054	.936(**)	0.02	−0.01	−0.054		−0.091
	有意確率 (両側)	0.624	0.717	0.000	0.893	0.945	0.721		0.545
新法_女_75	Pearson の相関係数	0.174	.499(**)	−0.112	.819(**)	0.136	.393(**)	−0.091	
	有意確率 (両側)	0.242	0.000	0.455	0.000	0.361	0.006	0.545	

** 相関係数は 1% 水準で有意 (両側) です。
* 相関係数は 5% 水準で有意 (両側) です。

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）
研究報告書

健康寿命に対する傷病の影響評価

研究代表者	橋本　修二	藤田保健衛生大学医学部衛生学講座教授
研究分担者	尾島　俊之	浜松医科大学健康社会医学講座教授
研究協力者	川戸　美由紀	藤田保健衛生大学医学部衛生学講座講師
	世古　留美	藤田保健衛生大学医療科学部看護学科講師
	野田　龍也	浜松医科大学健康社会医学講座助教

研究要旨　健康寿命に対する傷病の影響を評価するために、国民生活基礎調査、患者調査、介護サービス施設・事業所調査などの統計情報を用いて、傷病を除去した場合の日常生活に制限のない平均期間の延びを試算した。日常生活に制限のない平均期間は悪性新生物、虚血性心疾患と脳血管疾患を除去した場合に0.4～2.8年の延びとなり、認知症、肩こり・腰痛症と骨折を除去した場合に0.2～0.8年の延びとなった。日常生活に制限のある平均期間は悪性新生物を除去した場合に延び、虚血性心疾患と脳血管疾患を除去した場合に大きな変化がなく、認知症、肩こり・腰痛症と骨折を除去した場合に短縮した。ADL制限のある平均期間は認知症、骨折と脳血管疾患を除去した場合に短縮した。傷病を除去した場合の健康寿命の延びの試算結果は、傷病対策の立案などで重要な参考資料となると考えられた。

Ａ．研究目的

平均寿命に対する傷病の影響評価として、特定死因を除去した場合の平均寿命の延びが算定されている。2007 年の算定結果には、悪性新生物、心疾患、脳血管疾患などの死因を除去した場合、平均寿命の延びが大きく、それらの傷病の平均寿命への影響が大きいこと、および、その程度が示されている。

健康寿命について、傷病の影響評価として、傷病を除去した場合の健康寿命の延びを算定する意義は大きいと考えられる。とくに、傷病を除去した場合の健康寿命の延びとともに、不健康寿命の短縮の見積もりは、傷病対策の立案などで重要な基礎資料となろう。

本研究では、健康寿命として、日常生活に制限のない平均期間を用いて、いくつかの傷病を除去した場合の延びを試算した。とくに、活動制限なしとともに、活動制限ありと ADL 制限ありの平均期間の延びも試算の対象とした。

Ｂ．研究方法

１．基礎資料

基礎資料としては、2007 年の国民生活基礎調査、2005・2008 年の患者調査、および、2007 年の介護サービス施設・事業所調査、人口、死亡数と簡易生命表を用いた。国民生活基礎調査と患者調査および介護サービス施設・事業所調査については調査票情報を厚生労働省から提供（厚生労働省発統 0906 第 4 号、平成 22 年 9 月 6 日）を受けた。

国民生活基礎調査から、在宅者の日常生活の活動性と通院状況の情報を用いた。日常生活の活動性の質問内容を表 1 に示す。通院としては、医療施設とあんま・はり・きゅう・柔道整復師に通っていることとし、傷病別とした。患者調査から、入院者の傷病の情報を用いた。介護サービス施設・事業所調査から、介護老人福祉施設と介護老人保健施設における在所者の傷病の情報を用いた。

傷病としては、悪性新生物、虚血性心疾患、

脳血管疾患、認知症、肩こり・腰痛症、骨折の6傷病を選んだ。表2に各傷病のICD-10コードを示す。

２．健康寿命の算定方法

健康寿命の指標として、日常生活に制限のない平均期間を用いた。指標の対象年齢は0歳時点とし、男女別とした。算定法としては、平均自立期間の算定法と同様とし、Chiangの生命表法とSullivan法を基礎とする最も標準的な方法とした。年齢階級としては0～４歳、5～9歳、・・・、85歳以上とした。

日常生活に制限のない平均期間を算定するために、日常生活の活動性を「活動制限なし」、「活動制限あり（ADL制限なし）」と「ADL制限あり」に分類した。在宅者の活動状況としては、国民生活基礎調査の質問①「あなたは現在、健康上の問題で日常生活に何か影響がありますか（あり、なし）」と質問②「それはどのようなことに影響がありますか（日常生活動作、外出、仕事・家事・学業、運動、その他）」の回答状況を用いた（表1）。質問①の「なし」を「活動制限なし」、質問②の「日常生活動作あり」を「ADL制限あり」、それ以外を「活動制限あり（ADL制限なし）」と分類した。医療施設の入院者および介護老人福祉施設と介護老人保健施設の在所者はいずれも「ADL制限あり」と分類した。

３．傷病を除去した場合の健康寿命の延びの算定方法

傷病を除去した場合の健康寿命の延びとしては、健康寿命（傷病を除去しない場合）と傷病を除去した場合の健康寿命の差とした。傷病を除去した場合の健康寿命としては、傷病を除去した場合の生命表と不健康有病率を用いて、前述の健康寿命の算定方法により求めた。

傷病を除去した場合の生命表は、簡易生命表に準じた方法（年齢階級を5歳階級とし、Chiangの生命表法を使用）で求めた。傷病を除去した場合の不健康有病率は、傷病による在所者、入院者と通院者を除く集団から、前述の健康寿命の算定方法と同じ方法で求めた。

（倫理面への配慮）

本研究では、連結不可能匿名化された既存の統計資料のみを用いるため、個人情報保護に関係する問題は生じない。「疫学研究に関する倫理指針」の適用範囲ではないが、資料の利用や管理など、その倫理指針の原則を遵守した。

Ｃ．研究結果

１．傷病別の死亡率と在所者・入院者・通院者率

表3に、傷病別の死亡率と在所者・入院者・通院者率を示す。男の0～64歳において、死亡率は悪性新生物が最も大きく、次いで脳血管疾患と虚血性心疾患が大きかった。骨折、認知症と肩こり・腰痛症が小さかった。在所者率と入院者率はいずれの傷病も0.1%未満であった。通院者率は肩こり・腰痛症が最も大きく、次いで虚血性心疾患、脳血管疾患と骨折が大きく、認知症が小さかった。通院者における活動制限ありの割合は全傷病と比べて、認知症と骨折などで大きく、ADL制限ありの割合は認知症、骨折と脳血管疾患で大きかった。

男の65歳以上において、死亡率は0～64歳と同様に、悪性新生物が最も大きく、次いで脳血管疾患と虚血性心疾患が大きかった。認知症と骨折が小さく、肩こり・腰痛症はほぼ0であった。在所者率は脳血管疾患が最も大きく、次いで認知症が大きかった。入院者率は脳血管疾患が最も大きく、次いで悪性新生物と認知症が大きかった。骨折と虚血性心疾患は0.1%程度であった。通院者率は肩こり・腰痛症が最も大きく、次いで虚血性心疾患と脳血管疾患が大きかった。通院者における活動制限ありの割合は男の0～64歳と同様に、全傷病と比べて認知症と骨折などで大きく、ADL制限ありの割合は認知症、骨折と脳血管疾患で大きかった。

女の0～64歳において、死亡率は悪性新生物が最も大きく、次いで脳血管疾患と虚血性心疾

患が大きかった。在所者率と入院者率はいずれの傷病も0.1%未満であった。通院者率は肩こり・腰痛症が最も大きく、次いで悪性新生物が大きかった。通院者における活動制限ありの割合は男と同様に、全傷病と比べて認知症と骨折などで大きく、ADL制限ありの割合は認知症、骨折と脳血管疾患で大きかった。

女の65歳以上において、死亡率は0～64歳と同様に、悪性新生物が最も大きく、次いで脳血管疾患と虚血性心疾患が大きかった。在所者率は認知症が最も大きく、次いで脳血管疾患が大きかった。入院者率は脳血管疾患が最も大きく、次いで認知症と骨折が大きかった。通院者率は肩こり・腰痛症が最も大きく、次いで虚血性心疾患と脳血管疾患が大きかった。通院者における活動制限ありの割合は男と同様に、全傷病と比べて認知症と骨折などで大きく、ADL制限ありの割合は認知症、骨折と脳血管疾患で大きかった。

２．傷病を除去した場合の健康寿命の延び

男の0歳において、日常生活に制限のない平均期間は70.8年、制限のある平均期間は8.4年であった（2つの平均期間の和は平均寿命79.2年と一致）。また、ADL制限のある平均期間は3.8年であった。

図1に、男における傷病を除去した場合の日常生活に制限のない平均期間の延びを示す。傷病を除去した場合の平均寿命の延びは、悪性新生物の除去が4.0年で最も大きかった。次いで、脳血管疾患が1.0年、虚血性心疾患が0.7年であり、それ以外の傷病は0.1年以下であった。傷病を除去した場合の日常生活に制限のない平均期間の延びは、悪性新生物の除去が2.8年と最も大きかった。次いで脳血管疾患が1.1年、虚血性心疾患が0.7年、肩こり・腰痛症が0.6年と大きく、骨折が0.3年、認知症が0.2年であった。

傷病を除去した場合の日常生活に制限のある平均期間の延びは、悪性新生物の除去が1.2年と正の値（延伸）であり、残りの傷病は負の値（短縮）であった。肩こり・腰痛症が-0.6年、骨折が-0.2年、認知症と脳血管疾患が-0.1年であった。制限のある平均期間（ADL制限なし）の延びは、悪性新生物の除去が0.5年、脳血管疾患が0.1年であり、肩こり・腰痛症が-0.5年であった。ADL制限のある平均期間の延びは、悪性新生物の除去が0.7年、虚血性心疾患が0.1年であり、残りの傷病は負の値であった。脳血管疾患と認知症が-0.2年、骨折と肩こり・腰痛症が-0.1年であった。

女の0歳において、日常生活に制限のない平均期間は74.2年、制限のある平均期間は11.8年であった（2つの平均期間の和は平均寿命86.0年と一致）。また、ADL制限のある平均期間は5.9年であった。

図2に、女における傷病を除去した場合の日常生活に制限のない平均期間の延びを示す。傷病を除去した場合の平均寿命の延びは、悪性新生物の除去が3.0年で最も大きかった。次いで、脳血管疾患が1.1年、虚血性心疾患が0.6年であり、それ以外の傷病は0.1年以下であった。傷病を除去した場合の日常生活に制限のない平均期間の延びは、悪性新生物の除去が2.0年と最も大きかった。次いで脳血管疾患が1.0年、肩こり・腰痛症が0.8年と大きく、虚血性心疾患、認知症と骨折が0.3～0.4年であった。

傷病を除去した場合の日常生活に制限のある平均期間の延びは、悪性新生物の除去が1.0年であり、虚血性心疾患と脳血管疾患が0.1年であった。肩こり・腰痛症が-0.8年、認知症が-0.3年、骨折が-0.2年であった。制限のある平均期間（ADL制限なし）の延びは、悪性新生物の除去が0.3年、脳血管疾患が0.2年であり、肩こり・腰痛症が-0.8年であった。ADL制限のある平均期間の延びは、悪性新生物の除去が 0.7年、虚血性心疾患が0.2年であり、残りの傷病は負の値であった。認知症が-0.4年、骨折が-0.2年であった。

Ｄ．考察

平均寿命については、悪性新生物、脳血管疾

患、虚血性心疾患を除くと延びが大きく、認知症、肩こり・腰痛症、骨折を除いてもほとんど延びがなかった。これは、よく知られていること、あるいは、死亡率から当然予想されることである。日常生活に制限のない平均期間は、悪性新生物、脳血管疾患、虚血性心疾患を除くと延びが大きいものの、認知症、肩こり・腰痛症、骨折を除いてもかなり大きな延びがみられた。これら3疾患では、男で0.2～0.6年、女で0.3～0.8年であった。これより、傷病の影響は平均寿命と健康寿命で大きく異なることが示唆される。

日常生活に制限のある平均期間は、悪性新生物を除くと延びが大きく、脳血管疾患と虚血性心疾患を除いても大きく変化しなかった。一方、認知症、肩こり・腰痛症、骨折を除去すると、制限のある平均期間が短縮し、男で-0.1～-0.6年、女で-0.2～-0.8年であった。ADL制限のある平均期間は、悪性新生物と虚血性心疾患を除くと延び、肩こり・腰痛症を除いても大きく変化せず、脳血管疾患、認知症、骨折を除去すると短縮した。とくに、男では脳血管疾患、女では認知症を除くと、それぞれ-0.2年、-0.4年と最も大きく短縮した。

このような傾向は、傷病による死亡率への影響程度とともに、通院や入院、ADLへの影響を総合的に反映したものである。悪性新生物は死亡率が大きいことから、その除去により平均寿命を大きく延ばし、日常生活に制限のない平均期間と制限のある平均期間ともに大きく延ばすと考えられる。脳血管疾患は死亡率、介護施設の在所者率と入院者率が大きく、通院者率も大きかった。それらの値のバランスから、脳血管疾患の除去により日常生活に制限のない平均期間を延ばし、ADL制限のある平均期間を短縮するが、制限のある平均期間は大きく変化しない傾向となった。肩こり・腰痛症は通院者が多く、また、通院者での日常生活の制限あり（ADL制限なし）の割合が大きいことから、その除去により日常生活に制限のない平均期間を延ばし、制限のある平均期間を短縮するが、ADL制限のある平均期間は変化しない。また、認知症は介護施設の在所者率と医療施設の入院者率が大きく、骨折は入院者率が大きく、いずれの疾患とも通院者のADL制限ありの割合が大きいものの、通院者率は大きくなかった。これらの疾患の除去により、日常生活に制限のない平均期間を延ばし、ADL制限のある平均期間を短縮するが、制限のない平均期間の延びは他の疾患ほど大きくない。以上のように、傷病を除去した場合の健康寿命の延びの試算結果は、傷病対策の立案などで重要な参考資料となると考えられた。

本研究にはいくつかの問題と制限がある。健康寿命の算定方法にも議論の余地があるが、以下では、傷病の除去に関係する主な問題点を議論する。

第1の問題点としては、利用した死因が原死因であり、傷病の除去による死亡率への影響を過小評価していることである。たとえば、高血圧を除去すれば、脳血管疾患などの死亡率の大幅な低下が期待されるが、高血圧を除去した場合の健康寿命の延びの計算において、除去する死亡率は原死因が高血圧のものだけである。そのために、傷病を除去した場合の健康寿命の延びは過小評価されるかもしれないが、本検討対象の6疾患では高血圧や糖尿病などと比べればその影響が小さいと考えられる。この問題点は、既に広く算定・公表されている傷病を除去した場合の平均寿命の延びにそのまま当てはまる。

第2の問題点としては、第1の問題点と類似した事項である。介護施設の在所者と医療施設の入院者の傷病について、利用情報は主傷病のみであり、傷病の除去による在所者率と入院者率への影響を過小評価しているかもしれない。それぞれの情報は、介護サービス施設・事業所調査と患者調査から得たものであり、これらの統計調査では主傷病のみを調査している。通院者の情報は主傷病でなく、当該傷病の通院の有無であり、この問題点が当てはまらない。

第3の問題点としては、傷病の正確性が挙げられる。死亡者、在所者と入院者の傷病は完全に正確といえないものの、医療・介護関係者に

よる情報に基づくことから、それほど大きな問題でないと考えられる。通院者の傷病は、本人または家族による情報に基づくことから、正確性にかなり問題があるかもしれない。たとえば、認知症などである。また、傷病名と ICD コードの対応にも議論の余地がある。たとえば、ここでは、患者調査の傷病分類を参考にして、肩こり・腰痛症は M54.3-M54.5（腰痛症及び坐骨神経痛）と M75（肩の障害）とした。

第 4 の問題点としては、傷病を除去した場合の不健康有病率（日常生活に制限ありの割合）を、介護施設の在所者、医療施設の入院者と通院者を除く集団のそれから求めたことである。傷病を有している者の中に、これらのいずれにも該当しない者がある。傷病を除去した場合の不健康有病率の算定では、定義からみれば、そのような者も除く方が望ましいが、それを含めてもそれほど大きく変化しないように思われる。

第 5 の問題点として、傷病を除去した場合の健康寿命の算定方法にも議論の余地がある。ここでは、最も標準的な算定方法を用いており、前述の問題点以外に、特別な問題はないように思われる。実際、傷病を除去した場合の生命表と不健康有病率の算定が基礎となるが、不健康有病率に関する問題は既に議論した通りである。傷病を除去した場合の生命表において、いくつかの傷病で、それを除去した場合の平均寿命の延びが「平成 19 年簡易生命表」と本検討結果でほぼ一致している。たとえば、その延びは「平成 19 年簡易生命表」と本検討結果でそれぞれ、悪性新生物の男が 4.04 年と 4.00 年、女が 3.01 年と 2.98 年、脳血管疾患の男が 1.06 年と 1.04 年、女が 1.15 年と 1.13 年であった。

今後、傷病を除去した場合の健康寿命の延びについて、さらに算定方法を検討するとともに、他の傷病と他の健康寿命の指標に対しても試算することが重要であろう。

Ｅ．結論

健康寿命に対する傷病の影響を評価するために、国民生活基礎調査、患者調査、介護サービス施設・事業所調査などの統計情報を用いて、傷病を除去した場合の日常生活に制限のない平均期間の延びを試算した。日常生活に制限のない平均期間は悪性新生物、虚血性心疾患と脳血管疾患を除去した場合に 0.4～2.8 年の延びとなり、認知症、肩こり・腰痛症と骨折を除去した場合に 0.2～0.8 年の延びとなった。日常生活に制限のある平均期間は悪性新生物を除去した場合に延び、虚血性心疾患と脳血管疾患を除去した場合に大きな変化がなく、認知症、肩こり・腰痛症と骨折を除去した場合に短縮した。ADL 制限のある平均期間は認知症、骨折と脳血管疾患を除去した場合に短縮した。傷病を除去した場合の健康寿命の延びの試算結果は、傷病対策の立案などで重要な参考資料となると考えられた。

Ｆ．研究発表

１．論文発表

なし。

２．学会発表

なし。

Ｇ．知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

１．特許取得

なし。

２．実用新案登録

なし。

３．その他

なし。

表1. 日常生活の活動性に関する質問文

質問① あなたは現在、健康上の問題で日常生活に何か影響がありますか。 (1) ある (2) ない
質問② それはどのようなことに影響がありますか。 あてはまるすべての番号に○をつけてください。 (1) 日常生活動作（起床、衣服着脱、食事、入浴など） (2) 外出（時間や作業量などが制限される） (3) 仕事、家事、学業（時間や作業量が制限される） (4) 運動（スポーツを含む） (5) その他

表2. 疾患とICD-10コード

傷病	ICD-10コード
悪性新生物	C00-C97
虚血性心疾患	I20-I25
脳血管疾患	I60-I69
認知症	F00-F03, G30
肩こり・腰痛症	M54.3-M54.5, M75
骨折	S02, S12, S22, S32, S42, S52, S62, S72, S82, S92, T02, T08, T10, T12, T14.2

表3. 傷病別、死亡率と在所者・入院者・通院者率

性別	年齢		全傷病	悪性新生物	虚血性心疾患	脳血管疾患	認知症	肩こり・腰痛症	骨折
男	0～64歳	死亡率（人口10万対）	251.1	88.4	18.0	20.3	0.1	0.0	3.1
		在所者率（%）	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
		入院者率（%）	0.53	0.05	0.01	0.04	0.00	0.00	0.02
		通院者率（%）	22.75	0.18	0.58	0.43	0.02	2.67	0.32
		通院者における活動制限ありの割合（%）	25.9	45.0	35.1	49.4	67.4	30.1	58.7
		通院者におけるADL制限ありの割合（%）	6.9	8.9	8.7	26.1	28.8	7.3	24.2
	65歳以上	死亡率（人口10万対）	4010.6	1361.9	274.8	436.7	18.7	0.1	12.8
		在所者率（%）	1.26	0.03	0.02	0.50	0.28	0.00	0.02
		入院者率（%）	3.30	0.49	0.07	0.61	0.20	0.00	0.11
		通院者率（%）	65.48	1.26	5.87	4.49	1.05	9.64	0.64
		通院者における活動制限ありの割合（%）	33.0	54.4	47.0	58.2	81.8	47.7	76.2
		通院者におけるADL制限ありの割合（%）	13.8	23.1	17.7	37.3	64.5	18.1	41.0
女	0～64歳	死亡率（人口10万対）	120.6	58.7	4.4	9.2	0.1	0.0	1.3
		在所者率（%）	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
		入院者率（%）	0.43	0.04	0.00	0.02	0.00	0.00	0.01
		通院者率（%）	26.69	0.42	0.27	0.21	0.02	4.49	0.24
		通院者における活動制限ありの割合（%）	26.6	39.0	35.2	52.3	64.0	28.0	62.2
		通院者におけるADL制限ありの割合（%）	6.9	9.3	11.0	25.2	38.8	7.0	27.9
	65歳以上	死亡率（人口10万対）	2907.9	669.0	203.6	392.1	30.7	0.0	13.4
		在所者率（%）	3.38	0.03	0.06	0.86	1.05	0.01	0.15
		入院者率（%）	3.53	0.24	0.05	0.72	0.34	0.01	0.34
		通院者率（%）	63.50	0.77	3.57	2.17	1.47	13.79	1.30
		通院者における活動制限ありの割合（%）	36.8	58.3	53.2	65.8	81.3	49.2	75.0
		通院者におけるADL制限ありの割合（%）	16.7	24.2	25.5	43.5	63.9	20.9	50.0

在所者は介護老人福祉施設と介護老人保健施設の在所者とした。

入院者は医療施設の入院者とした。

通院者は医療施設とあんま・はり・きゅう・柔道整復師に通っている者とした。

図1. 傷病を除去した場合の日常生活に制限のない平均期間の延び（男）

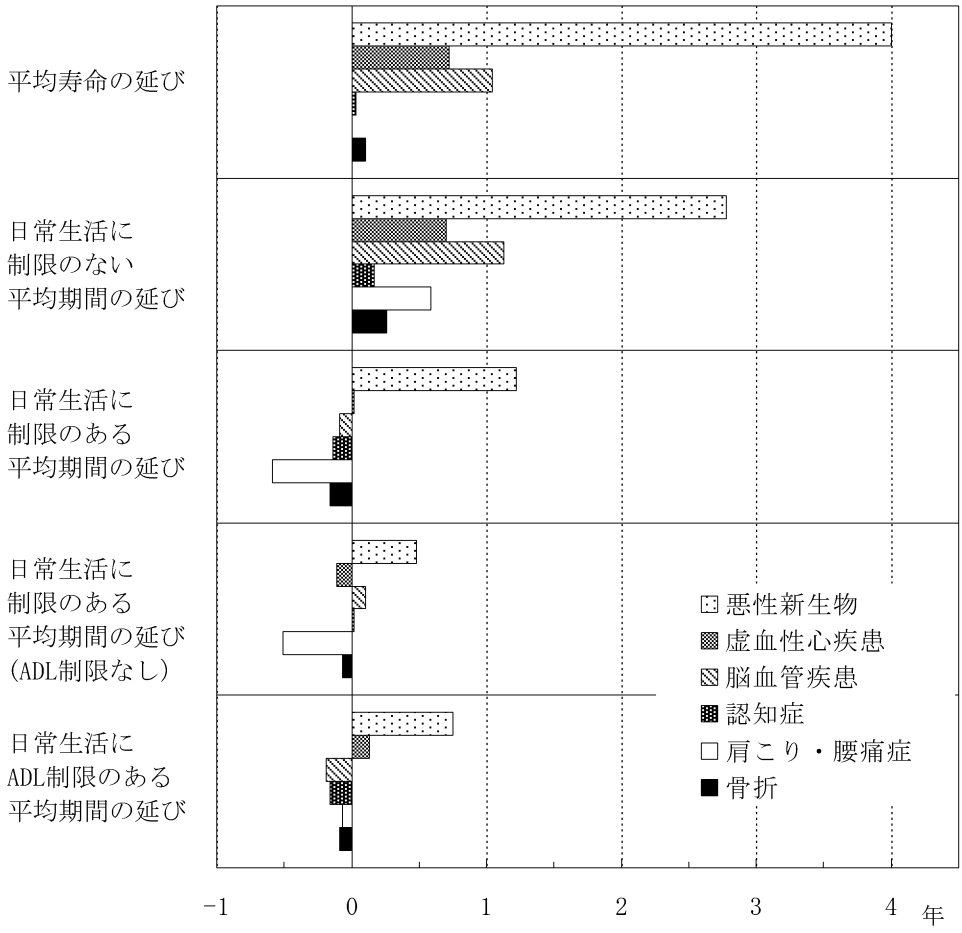
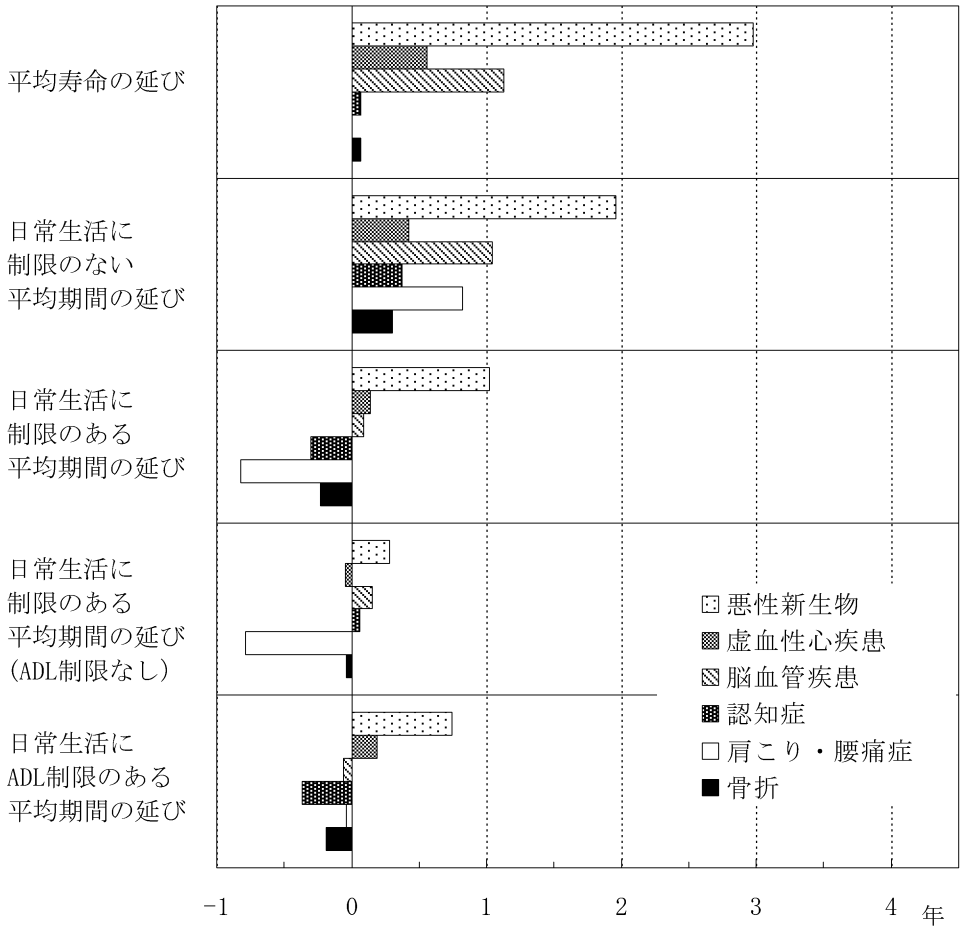


図2. 傷病を除去した場合の日常生活に制限のない平均期間の延び（女）



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）
研究報告書

健康寿命の年次推移と地域分布に対する関連要因の影響評価
—喫煙の評価モデルに基づく試算—

研究代表者	橋本　修二	藤田保健衛生大学医学部衛生学講座教授
研究分担者	辻　　一郎	東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野教授
	尾島　俊之	浜松医科大学健康社会医学講座教授
研究協力者	川戸　美由紀	藤田保健衛生大学医学部衛生学講座講師
	世古　留美	藤田保健衛生大学医療科学部看護学科講師
	永井　雅人	東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野
	野田　龍也	浜松医科大学健康社会医学講座助教
	村上　義孝	滋賀医科大学社会医学講座医療統計学部門准教授

研究要旨　平均自立期間の年次推移と地域分布における喫煙の年次変化と地域間差の影響について、3つの分担研究課題の検討結果を応用して試算した。分担研究課題の「健康寿命の年次推移と地域分布の評価」から平均自立期間の年次推移と地域分布を、「健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価」から平均自立期間に対する喫煙の効果評価モデルを、「健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価」から喫煙の年次推移と地域分布を得た。男の65歳の平均自立期間において、喫煙率の2001～2007年の低下は1年あたり0.03年の延伸に相当し、実際の年次による平均自立期間の延伸の22%と見積もられた。喫煙率の2007年の都道府県間差（最大と最小の差）は平均自立期間0.42年の差に相当し、実際の都道府県間差の19%と見積もられた。

A．研究目的

健康寿命に対する関連要因の影響について、ミクロ面の検討を進めることによって、評価モデルが構築され、要因の状況による個人の健康寿命の違いを見積もることが期待される。たとえば、男の 65 歳における現在喫煙者と非喫煙者の平均自立期間の違いなどである。また、評価モデルを基礎として、集団の要因の年次変化を、健康寿命の変化へ換算・計算することが考えられる。この計算値を実際の健康寿命の年次変化の観察値と比べることによって、要因の年次変化による健康寿命への影響を見積もることが期待される。同様の方法により、健康寿命の地域分布に対する、要因の地域間差による影響を評価することができよう。

本研究では、健康寿命として男の 65 歳の平均自立期間を、関連要因として喫煙を取り上げた。3 つの分担研究課題「健康寿命の年次推移と地域分布の評価」、「健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価」と「健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価」の検討結果を応用して、喫煙の年次変化と地域間差について、平均自立期間の年次推移と地域分布に対する影響を試算した。

B．研究方法

1．基礎資料

分担研究課題の「健康寿命の年次推移と地域分布の評価」の検討結果から、平均自立期間の年次推移と地域分布を得た。年次推移は 2005～2009 年とし、地域分布は 2007 年の都道府県分布とした。

分担研究課題の「健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価」の検討結果から、平均自立期

間に対する喫煙の効果評価モデルを得た。喫煙は現在喫煙、過去喫煙と非喫煙とした。

分担研究課題の「健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価」の検討結果から、喫煙の年次推移と地域分布を得た。喫煙は現在喫煙、過去喫煙と非喫煙とした。年次推移は2001～2007年とし、地域分布は2007年の都道府県分布とした。

２．検討方法

男の65歳以上において、年齢調整喫煙率を算定した。標準人口として昭和60年モデル人口を用いた。年齢調整喫煙率について、2001～2007年の年次推移から1年あたり低下を、2007年の都道府県分布から最大と最小の差を求めた。

2001年と2007年について、喫煙状況別（現在喫煙・過去喫煙・非喫煙）の評価モデルによる平均自立期間と年齢調整喫煙率による構成割合の積和を求めた。この両年次の積和の差が、喫煙率の年次変化による平均自立期間の変化の計算値であり、1年あたりで表現した。なお、平均自立期間の計算値については、2007年の観察値と計算値を一致させるように調整した。

2007年の都道府県別年齢調整喫煙率の最小と最大について、喫煙状況別（現在喫煙・過去喫煙・非喫煙）の評価モデルによる平均自立期間と年齢調整喫煙率による構成割合の積和を求めた。この最小と最大の積和の差が、喫煙率の都道府県の最大と最小の差による平均自立期間の変化の計算値である。なお、平均自立期間の計算値については、2007年の観察値と計算値を一致させるように調整した。

（倫理面への配慮）

本研究では、連結不可能匿名化された既存の統計資料のみを用いるため、個人情報保護に関係する問題は生じない。「疫学研究に関する倫理指針」の適用範囲ではないが、資料の利用や管理など、その倫理指針の原則を遵守した。

Ｃ．研究結果

１．平均自立期間の年次推移

図1に、年齢調整喫煙率の年次推移を示す。男の65歳以上において、年齢調整喫煙率は2001～2007年で低下しており、1年あたりの低下は0.9%であった。とくに、現在喫煙で低下が大きかった。

図2に、平均自立期間の年次推移を示す。男の65歳において、平均自立期間は2005～2009年で延長しており、1年あたりの延伸は0.14年であった。

表1に、平均自立期間の年次推移における観察値と喫煙率による計算値を示す。男の65歳において、年齢調整喫煙率の1年あたり低下（0.9%）に対する平均自立期間の延伸は0.03年に相当すると計算された。平均自立期間の1年あたり延伸において、この計算値は、観察値の0.14年の22%と見積もられた。

２．平均自立期間の地域分布

図3に、年齢調整喫煙率と平均自立期間の都道府県分布を示す。2007年の男の65歳以上において、年齢調整喫煙率は都道府県間差が大きく、最小が17.7%、最大が29.6%、その差が12.0%であった。2007年の男の65歳において、平均自立期間は都道府県間差が大きく、最小が15.31年、最大が17.50年、その差が2.19年であった。年齢調整喫煙率と平均自立期間の相関係数は－0.26であった。

表1に、平均自立期間の地域分布における観察値と喫煙率による計算値を示す。2007年の男の65歳において、年齢調整喫煙率の最大と最小の差（12.0%）に対する平均自立期間の差は0.42年に相当すると計算された。平均自立期間の都道府県の最大と最小の差において、この計算値は、観察値の2.19年の19%と見積もられた。

Ｄ．考察

平均自立期間の年次推移と地域分布における喫煙の年次変化と地域間差の影響を試算した。

これは、3つの分担研究課題「健康寿命の年次推移と地域分布の評価」、「健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価」と「健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価」の検討結果を総合し応用したものである。

本検討はあくまでも試みである。前述の通り、簡便な試算方法を用いた。方法の精密化について、さらに検討の余地がある。また、平均自立期間と喫煙を例として取り上げたが、健康寿命のそれ以外の指標および様々な生活習慣やその組み合わせに適用できる可能性がある。今後、さらに検討を進めることが重要であろう。

E．結論

平均自立期間の年次推移と地域分布における喫煙の年次変化と地域間差の影響について、3つの分担研究課題の検討結果を応用して試算した。分担研究課題の「健康寿命の年次推移と地域分布の評価」から平均自立期間の年次推移と地域分布を、「健康寿命の関連要因のミクロ面からの評価」から平均自立期間に対する喫煙の効果評価モデルを、「健康寿命の関連要因のマクロ面からの評価」から喫煙の年次推移と地域分布を得た。男の65歳の平均自立期間において、喫煙率の2001～2007年の低下は1年あたり0.03年の延伸に相当し、実際の年次による平均自立期間の延伸の22%と見積もられた。喫煙率の2007年の都道府県間差（最大と最小の差）は平均自立期間0.42年の差に相当し、実際の都道府県間差の19%と見積もられた。

F．研究発表

１．論文発表

1）世古留美，川戸美由紀，橋本修二，林　正幸，加藤昌弘，渡辺晃紀，野田龍也，尾島俊之，辻　一郎．介護保険に基づく平均自立期間の算定方法の適切性に関する調査．厚生の指標，2010;57(2):31-34.

2）加藤昌弘，世古留美，川戸美由紀，橋本修二，林　正幸，渡辺晃紀，野田龍也，尾島俊之，辻　一郎．要介護認定者数に基づく平均自立期間の小地域への適用．厚生の指標，2010;57(4):14-19.

２．学会発表

1）世古留美，川戸美由紀，橋本修二．平均自立期間の地域分布に関する検討．第42回藤田学園医学会，藤田学園医学会誌，2010:34(suppl);50.

G．知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

１．特許取得

なし。

２．実用新案登録

なし。

３．その他

なし。

表1. 平均自立期間の年次推移と地域分布における
観察値と喫煙率による計算値(男の65歳)

			平均自立期間(年)
年次推移	観察値	2005年	16.66
		2009年	17.24
		1年あたり延伸	0.14
	計算値	2001～2007年における年齢調整喫煙率の	
		1年あたり低下による延伸分	0.03
		(観察値の1年あたり延伸に対する割合：%)	(22.3)
地域分布	観察値	2007年の都道府県の最小値	15.31
		2007年の都道府県の最大値	17.50
		最大と最小の差	2.19
	計算値	2007年の年齢調整喫煙率による	
		都道府県の最小値	16.79
		都道府県の最大値	17.20
		最大と最小の差	0.42
		(観察値の最大と最小の差に対する割合：%)	(19.0)

図1. 年齢調整喫煙率の年次推移
（男の65歳以上、2001～2007年）

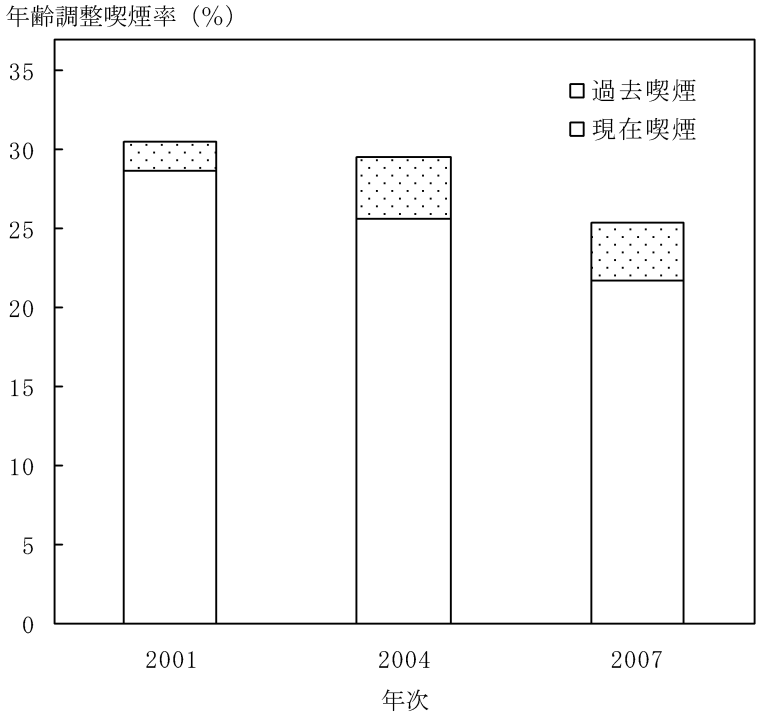


図2. 平均自立期間の年次推移
（男の65歳、2005～2009年）

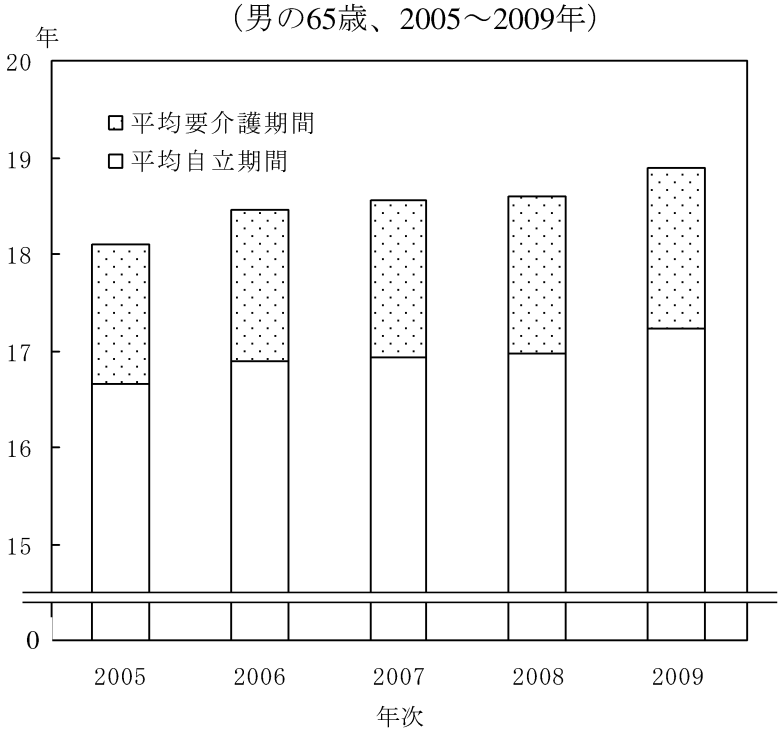
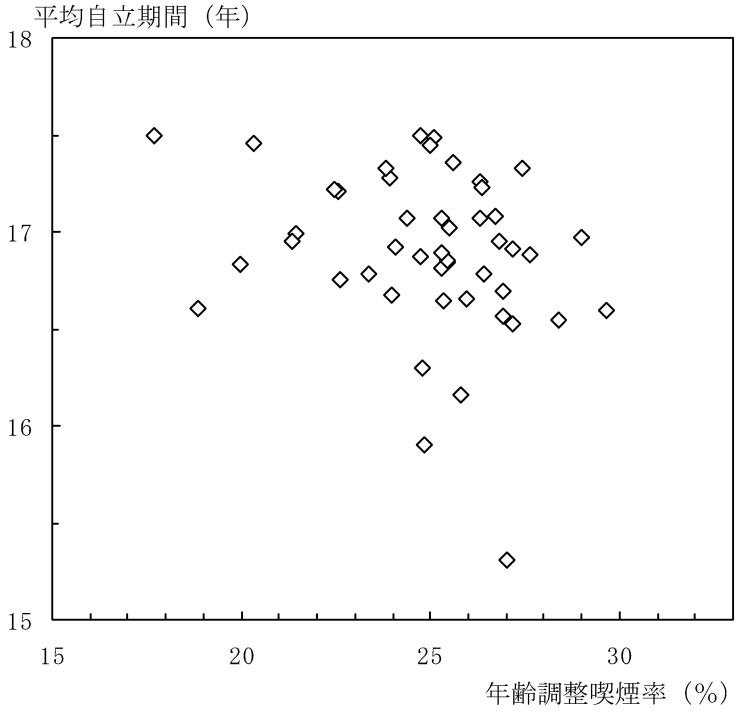


図3．年齢調整喫煙率と平均自立期間の都道府県分布
（男の65歳、2007年）



研究成果の刊行に関する一覧表

書籍

著者氏名	論文タイトル名	書籍全体の編集者名	書籍名	出版社名	出版地	出版年	ページ
	なし						

雑誌

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年
Hashimoto S, Kawado M, Seko R, Murakami Y, Hayashi M, Kato M, Noda T, Ojima T, Nagai M, Tsuji I.	Trends in disability-free life expectancy in Japan, 1995-2004.	J Epidemiol	20(4)	308-312	2010
世古留美, 川戸美由紀, 橋本修二, 林　正幸, 加藤昌弘, 渡辺晃紀, 野田龍也, 尾島俊之, 辻　一郎	介護保険に基づく平均自立期間の算定方法の適切性に関する調査.	厚生の指標	57(2)	31-34	2010
加藤昌弘, 世古留美, 川戸美由紀, 橋本修二, 林　正幸, 渡辺晃紀, 野田龍也, 尾島俊之, 辻　一郎	要介護認定者数に基づく平均自立期間の小地域への適用.	厚生の指標	57(4)	14-19	2010

研究成果の刊行物・別刷

1) Hashimoto S, Kawado M, Seko R, Murakami Y, Hayashi M, Kato M, Noda T, Ojima T, Nagai M, Tsuji I. Trends in disability-free life expectancy in Japan, 1995-2004. J Epidemiol 2010;20:308-312.

2) 世古留美，川戸美由紀，橋本修二，林　正幸，加藤昌弘，渡辺晃紀，野田龍也，尾島俊之，辻　一郎．介護保険に基づく平均自立期間の算定方法の適切性に関する調査．厚生の指標，2010;57(2):31-34.

3) 加藤昌弘，世古留美，川戸美由紀，橋本修二，林　正幸，渡辺晃紀，野田龍也，尾島俊之，辻　一郎．要介護認定者数に基づく平均自立期間の小地域への適用．厚生の指標，2010;57(4):14-19.

J Epidemiol 2010;20(4):308-312
doi:10.2188/jea.JE20090190

Original Article

Trends in Disability-Free Life Expectancy in Japan, 1995–2004

Shuji Hashimoto[1], Miyuki Kawado[1], Rumi Seko[2], Yoshitaka Murakami[3], Masayuki Hayashi[4], Masahiro Kato[5], Tatsuya Noda[6], Toshiyuki Ojima[6], Masato Nagai[7], and Ichiro Tsuji[7]

[1]Department of Hygiene, Fujita Health University School of Medicine, Toyoake, Japan
[2]Faculty of Nursing, Fujita Health University School of Health Sciences, Toyoake, Japan
[3]Department of Medical Statistics, Shiga University of Medical Science, Otsu, Japan
[4]Department of Information Science, Fukushima Medical University School of Nursing, Fukushima, Japan
[5]Seto Public Health Center, Aichi Prefecture, Seto, Japan
[6]Department of Community Health and Preventive Medicine, Hamamatsu University School of Medicine, Hamamatsu, Japan
[7]Division of Epidemiology, Department of Public Health and Forensic Medicine, Tohoku University Graduate School of Medicine, Sendai, Japan

Received November 5, 2009; accepted January 13, 2010; released online June 5, 2010

ABSTRACT

Background: In Japan, life expectancy at birth is currently the highest in the world. However, recent trends in disability-free life expectancy in Japan have not been examined.

Methods: We used data from Japanese national surveys for the period 1995–2004. These surveys included information on activity status measured by common self-reported instruments. The numbers of expected years with and without activity limitation were estimated by using the Sullivan method.

Results: The numbers of expected years of life without activity limitation, at birth, in 1995 and 2004 were 68.5 and 69.7, respectively, in males and 72.1 and 73.0 in females. As a proportion of total life expectancy, at birth, these values represent a decrease from 89.7% to 88.6% in males and from 87.1% to 85.3% in females. The proportion of expected years with a limitation of some activities except activities of daily living (ADL) increased in males and females. The proportion of those with an ADL limitation increased in females, but not in males.

Conclusions: The trends in expected years with and without activity limitation suggest that the duration of life with a light or moderate disability increased in Japanese males and females during the period 1995–2004.

Key words: disability-free life expectancy; healthy life expectancy; health statistics

INTRODUCTION

Although life expectancy provides an estimate of average expected lifespan, health expectancy partitions total life expectancy into years free from health-related problems and years lived in ill-health.[1,2] Two measures of health expectancy are widely used: disability-free life expectancy is defined as expected years of life without disability or activity limitation, and healthy life expectancy is based on self-rated health.[1,3,4]

The trends in disability-free life expectancy observed in several countries indicate that increases in total expected years of life are not necessarily accompanied by increases in the expected years of, or proportion of, active life.[5–8] In Japan, life expectancy at birth is now the longest in the world, and continues to increase.[9–11] Healthy life expectancy has been reported,[12] but there have been no reports of recent trends in disability-free life expectancy, as determined using national survey data.[1,13]

In the present study, the expected years with and without activity limitation for the period 1995–2004 were estimated in Japanese by using data from national surveys that included information on activity status, as measured by common instruments.

METHODS

Data

We used data from life tables and the population in Japan during the period 1995–2004.[10,11] Data on activity status for persons living at home were obtained from the Comprehensive Survey of Living Conditions of the People on Health and Welfare of 1995, 1998, 2001, and 2004, which was a self-administered questionnaire survey distributed to more than 750 000 persons in households randomly selected nationwide.[14]

The data for patients admitted to hospitals and clinics were from the Patient Survey of 1996, 1999, 2002, and 2005, which

Address for correspondence. Dr. Shuji Hashimoto, Department of Hygiene, Fujita Health University School of Medicine, 1-98, Kutsukake-cho, Toyoake 470-1192, Japan (e-mail: hasimoto@fujita-hu.ac.jp).
Copyright © 2010 by the Japan Epidemiological Association

was distributed to more than 3 000 000 patients who visited hospitals and clinics randomly selected throughout Japan.[15] Before 1999, data for elder Japanese admitted to facilities for the health of older adults who need nursing care were obtained from the Survey on Health Service Facilities for the Aged, and data on elders admitted to welfare facilities for older adults who need nursing care were obtained from the Survey of Social Welfare Institutions. After 2000, both these datasets were collected from the Survey of Institutions and Establishments for Long-term Care.[16]

Activity limitation

The activity status for persons living at home was evaluated using responses to the questions: "Is your daily life now affected by health problems?" and "How is it affected?".[14] The second question was for persons replying "Yes" to the first question. The responses to the second question were "activities of daily living (ADL) (rising, dressing/undressing, eating, bathing, etc)," "going out," "work, housework or schoolwork," "physical exercise (included sport)," and "other." We accordingly classified the responses into 3 levels of activity. A person replying "Yes" to the first question and "ADL" to the second was classified as having a limitation of ADL. A person replying "Yes" to the first question but not "ADL" to the second was classified as having a limitation of some activities except ADL. Respondents with other replies were classified as having no limitation of activities. Respondents admitted to hospitals, clinics, facilities for the elderly needing nursing care, and welfare facilities for the elderly requiring nursing care were considered to have a limitation of ADL.

Calculation of expected years with and without activity limitation

Using the abovementioned data, we calculated the sex- and age-specific prevalences of ADL limitation and limitation of some activities except ADL in 1995, 1998, 2001, and 2004. The age groups were 0 to 4, 5 to 9, …, 80 to 84, and 85 years or older. The prevalence of persons admitted to hospitals and clinics in these years was estimated from those in 1996, 1999, 2002 and 2005 using linear interpolation and extrapolation.

Using the Sullivan method,[17] we divided the expected years of life in age group x (e_x) into those with and without activity limitation, as follows:

$$e_x = \sum \pi_y L_y / l_x + \sum (1 - \pi_y) L_y / l_x$$

where $\sum$ represents the sum from age group x to the oldest age group in the age group of y, π_y is the age-specific prevalence of activity limitation, L_y is stationary population, and l_x is the number of survivors in the life table. Also, we divided the expected years of activity limitation into those due to ADL limitation and those due to a limitation of some activities except ADL.

RESULTS

Table 1 shows the prevalence of activity limitation by sex and age group in 1995 and 2004. In those aged 0 to 64 years, the prevalence of no activity limitation per 1000 population ranged from 922 to 936 among males and females in 1995 and 2004. In those 65 years or older, the prevalence of no activity limitation decreased, and the prevalence of limitation of some activities except ADL increased, from 1995 to 2004 in males and females. The prevalence of ADL limitation increased in females, but not in males.

Table 2 shows the expected years with and without activity limitation, at birth and at 65 years of age, in males and females in 1995–2004. The number of expected years without activity limitation, at birth, in males was 68.5 in 1995, and increased to 69.7 in 2004. From 1995 to 2004, the number of expected years with limitation of some activities except ADL, and the number of expected years with an ADL limitation, at birth, increased from 4.2 to 5.1 and from 3.7 to 3.9, respectively. The proportion of expected years without activity limitation to total life expectancy at birth decreased from 89.7% to 88.6%. The proportion of expected years with limitation of some activities except ADL increased, but the proportion of those with ADL limitation did not. The number of expected years without activity limitation, at age 65 years, in males was 16.5 in 1995, and increased to 18.2 in 2004. The proportion of those years to total life expectancy at age 65 years decreased from 70.7% to 68.2%.

The number of expected years without activity limitation, at birth, in females was 72.1 in 1995, and increased to 73.0 in 2004. From 1995 to 2004, the number of expected years with limitation of some activities except ADL, or with an ADL limitation, at birth, increased from 5.4 to 6.3 and from 5.3 to 6.3, respectively. The proportion of expected years without activity limitation to total life expectancy at birth decreased from 87.1% to 85.3%. The proportion of expected years with limitation of some activities except ADL and those with ADL limitation to total life expectancy both increased. The number of expected years without activity limitation, at age 65 years, in females was 20.9 in 1995, and increased to 23.3 in 2004. This represented a decrease from 66.2% to 63.0% of total life expectancy at age 65 years.

Figures 1 and 2 show the number of expected years with and without activity limitation by age group in males and females, respectively, in 2004. The number of expected years without activity limitation rapidly decreased with age, but not in those with an ADL limitation.

DISCUSSION

Life expectancy at birth in Japan is the longest in the world.[9] In 2004, it was 78.6 years in males and 85.6 years in females.[11] The aging population in Japan has increased substantially; the proportion of persons 65 years or older

Table 1. Prevalences of activity limitation in Japanese, by sex and age group (1995 and 2004)

	Age			
	<65 years		≥65 years	
	1995	2004	1995	2004
Males				
No activity limitation	936.4	931.7	730.3	711.5
Limitation of some activities except ADL	39.7	46.5	125.5	144.1
ADL limitation	24.0	21.7	144.2	144.4
Prevalence of ADL limitation among people:				
at home	16.3	15.7	95.6	96.7
admitted to hospitals or clinics	7.6	5.9	39.1	35.4
admitted to facilities for health of the elderly who need nursing care	0.0	0.1	3.1	5.5
admitted to welfare facilities for elderly who need nursing care	0.1	0.0	6.5	6.8
Females				
No activity limitation	930.7	921.6	697.1	667.6
Limitation of some activities except ADL	45.2	54.4	136.6	143.9
ADL limitation	24.2	24.0	166.3	188.5
Prevalence of ADL limitation among people:				
at home	18.1	19.2	101.6	117.0
admitted to hospitals or clinics	6.0	4.7	42.9	38.2
admitted to facilities for health of the elderly who need nursing care	0.0	0.0	6.4	13.5
admitted to welfare facilities for elderly who need nursing care	0.1	0.0	15.4	19.7

Prevalence is per 1000 population.
ADL: activities of daily living.

Table 2. Expected years with and without activity limitation, at birth and age 65 years, in Japanese males and females (1995–2004)

			Life expectancy	Expected years		
				without activity limitation	with limitation of some activities except ADL	with ADL limitation
Males	At birth	1995	76.38 (100.0)	68.49 (89.7)	4.18 (5.5)	3.72 (4.9)
		1998	77.16 (100.0)	68.83 (89.2)	4.25 (5.5)	4.08 (5.3)
		2001	78.07 (100.0)	69.48 (89.0)	4.73 (6.1)	3.85 (4.9)
		2004	78.64 (100.0)	69.66 (88.6)	5.05 (6.4)	3.93 (5.0)
	At age 65 years	1995	16.48 (100.0)	11.64 (70.7)	2.13 (12.9)	2.70 (16.4)
		1998	17.13 (100.0)	11.86 (69.3)	2.25 (13.2)	3.01 (17.6)
		2001	17.78 (100.0)	12.44 (70.0)	2.39 (13.5)	2.95 (16.6)
		2004	18.21 (100.0)	12.42 (68.2)	2.69 (14.8)	3.10 (17.0)
Females	At birth	1995	82.85 (100.0)	72.12 (87.1)	5.39 (6.5)	5.34 (6.4)
		1998	84.01 (100.0)	72.51 (86.3)	5.30 (6.3)	6.20 (7.4)
		2001	84.93 (100.0)	72.75 (85.7)	6.03 (7.1)	6.15 (7.2)
		2004	85.59 (100.0)	72.97 (85.3)	6.27 (7.3)	6.34 (7.4)
	At age 65 years	1995	20.94 (100.0)	13.85 (66.2)	2.89 (13.8)	4.20 (20.0)
		1998	21.96 (100.0)	14.18 (64.5)	2.80 (12.7)	4.99 (22.7)
		2001	22.68 (100.0)	14.47 (63.8)	3.10 (13.7)	5.11 (22.5)
		2004	23.28 (100.0)	14.67 (63.0)	3.30 (14.2)	5.31 (22.8)

Number of expected years as a proportion of life expectancy is shown as a percentage in parentheses.
ADL: activities of daily living.

was 19.5% in 2004.[10] Understanding the trends in disability-free life expectancy in such a population would prove useful for the discussion of means to assess population health.

This study presents a chronological series of the number of expected years of life with and without activity limitation in Japanese. From 1995 to 2004, the number of expected years

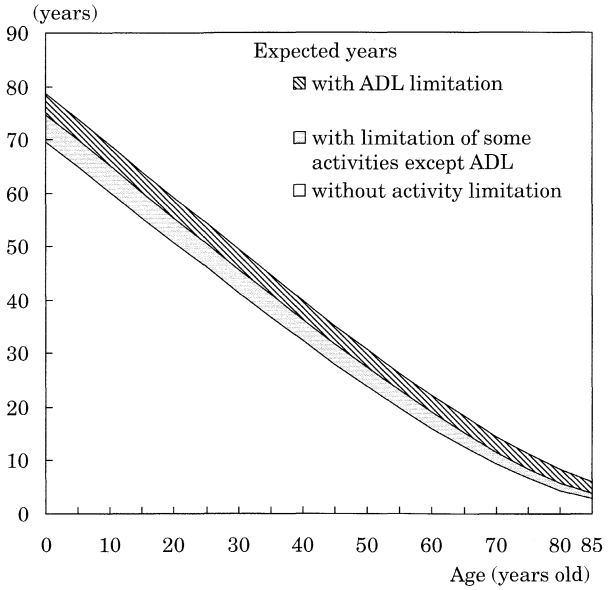


Figure 1. Number of expected years with and without activity limitation, by age, in Japanese males (2004).

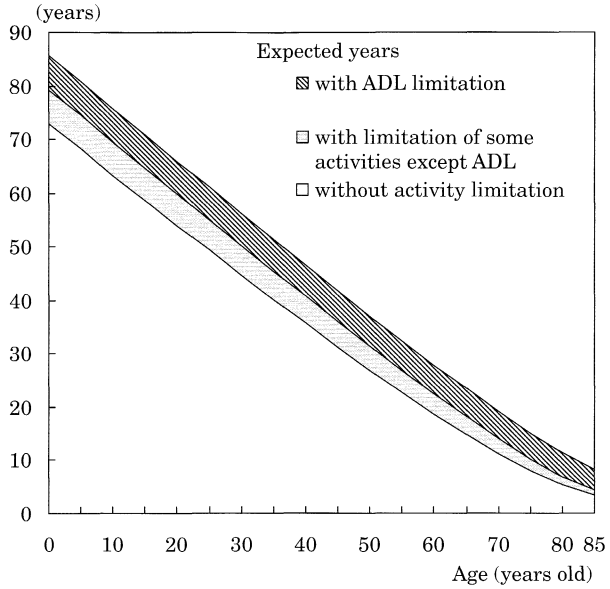


Figure 2. Number of expected years with and without activity limitation, by age, in Japanese females (2004).

without activity limitation, at birth, increased, and those years in persons with a limitation of some activities also increased. The proportion of the number of expected years without activity limitation to total life expectancy at birth decreased, and the proportion of expected years with a limitation of some activities except ADL increased. These results suggest that there was an increase in the duration of life with a light or moderate disability. An increase was reported after 1995 in the number of expected years lived in less-than-good self-rated health in Japan, as determined by observing trends in healthy life expectancy.[12] Prolongation of the period of disability has been reported in some countries, while a decrease has been noted in others.[6–8,18] We think that it is important to examine in more detail the factors related to these trends.[1,19]

In Japan, life expectancy is longer in females than in males. The proportion of expected years without activity limitation to total life expectancy was lower in females than in males in our population, as has been observed in many populations.[9,19] During the period observed in our study, the life expectancy of females improved faster than that of males; however, the number of expected years of life without activity limitation increased more slowly among women than among males. The proportion of expected years with ADL limitation to total life expectancy at birth increased in females but not in males, which suggests that prolongation of severe disability might occur in females but not in males. Our study provides no information on the factors related to these sex differences.[20]

There were some limitations in the present study. We used data from representative national surveys in Japan.[10,11,14–16] Although activity status in these surveys was measured in persons living at home by common instruments,[14] it was self-reported and not comparable with measurements in previous studies.[6–8] We used data for persons admitted to hospitals, clinics, facilities for the elderly needing nursing care, and welfare facilities for the elderly requiring nursing care; however, we did not include data for persons admitted to other facilities. We used the Sullivan method based on cross-sectional data to estimate the number of expected years with and without activity limitation. It would be useful to estimate these values using a multistate life table method based on longitudinal data.[21] Unfortunately, these data are not available for a national representative population in many countries, including Japan. We did not estimate the standard errors of the expected years with and without activity limitation. To evaluate these parameters based on data from small samples, it would be necessary to consider their standard errors.[1] The data used encompassed the 9-year period from 1995 to 2004. Observation over a longer period might be better for assessing trends in disability-free life expectancy.[1] We observed the number of expected years with and without activity limitation in Japan. Comparison of our results with those from other populations should yield important information.[1,19]

In conclusion, the trends in the number of expected years with and without activity limitation suggest that, in Japanese males and females, the duration of life with light or moderate disability increased during the period from 1995–2004.

ACKNOWLEDGEMENTS

This study was supported by a Grant-in-Aid for Comprehensive Research on Cardiovascular and Lifestyle-Related Diseases from the Ministry of Health, Labour and

Welfare, Japan. Masato Nagai is a recipient of a Research Fellowship of the Japan Society for the Promotion of Science for Young Scientists.

REFERENCES

1. Robine JM, Jaggar C, Mathers CD, Crimmins EM, Suzman RM, editors. Determining Health Expectancies. Chichester: John Wiley & Sons Ltd; 2003.
2. Mathers CD, Iburg KM, Salomon JA, Tandon A, Chatterji S, Ustün B, et al. Global patterns of healthy life expectancy in the year 2002. BMC Public Health. 2004;4:66.
3. Smith M, Edgar G, Groom G. Health expectancies in the United Kingdom, 2004–06. Health Stat Q. 2008 Winter;(40):77–80.
4. Molla MT, Madans JH, Wagener DK, Crimmins EM. Summary measures of population health: Report of findings on methodologic and data issues. US National Center for Health Statistics. 2003.
5. Fries JF. Aging, natural death, and the compression of morbidity. N Engl J Med. 1980;303:130–5.
6. Verbrugge LM. Longer life but worsening health? Trends in health and mortality of middle-aged and older persons. Milbank Mem Fund Q Health Soc. 1984;62:475–519.
7. Crimmins EM, Saito Y, Ingegneri D. Trends in disability-free life expectancy in the United States, 1970–90. Popul Dev Rev. 1997;23:555–72.
8. Fries JF. Measuring and monitoring success in compressing morbidity. Ann Intern Med. 2003;139:455–9.
9. World Health Organization. World Health Statistics 2009. Genova: World Health Organization; 2009.
10. Statistics and Information Department, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare of Japan. Statistical Abstracts on Health and Welfare in Japan 2008. Tokyo: Health and Welfare Statistics Association; 2009.
11. Statistics and Information Department, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare of Japan. Abridged Life Tables For Japan 2007. Tokyo: Health and Welfare Statistics Association; 2008 (in Japanese).
12. Yong V, Saito Y. Trends in healthy life expectancy in Japan: 1986–2004. Demogr Res. 2009;20:467–94.
13. Tsuji I, Minami Y, Fukao A, Hisamichi S, Asano H, Sato M. Active life expectancy among elderly Japanese. J Gerontol A Biol Sci Med Sci. 1995;50:M173–6.
14. Statistics and Information Department, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare of Japan. Comprehensive Survey of Living Conditions of the People on Health and Welfare 2004. Tokyo: Health and Welfare Statistics Association; 2006 (in Japanese).
15. Statistics and Information Department, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare of Japan. Patient Survey 2005. Tokyo: Health and Welfare Statistics Association; 2007 (in Japanese).
16. Statistics and Information Department, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare of Japan. Survey of Institutions and Establishments for Long-term Care 2004. Tokyo: Health and Welfare Statistics Association; 2006 (in Japanese).
17. Sullivan DF. A single index of mortality and morbidity. HSMHA Health Rep. 1971;86:347–54.
18. Sagardui-Villamor J, Guallar-Castillón P, García-Ferruelo M, Banegas JR, Rodríguez-Artalejo F. Trends in disability and disability-free life expectancy among elderly people in Spain: 1986–1999. J Gerontol A Biol Sci Med Sci. 2005;60:1028–34.
19. Jagger C, Gillies C, Moscone F, Cambois E, Van Oyen H, Nusselder W, et al; EHLEIS team. Inequalities in healthy life years in the 25 countries of the European Union in 2005: a cross-national meta-regression analysis. Lancet. 2008;372:2124–31.
20. Crimmins EM, Saito Y. Trends in healthy life expectancy in the United States, 1970–1990: gender, racial, and educational differences. Soc Sci Med. 2001;52:1629–41.
21. Rogers A, Rogers RG, Belanger A. Longer life but worse health? Measurement and dynamics. Gerontologist. 1990;30:640–9.

投稿

介護保険に基づく平均自立期間の算定方法の適切性に関する調査

世古 留美＊1　川戸 美由紀＊2　橋本 修二＊3　林 正幸＊4　加藤 昌弘＊5
渡辺 晃紀＊6　野田 龍也＊7　尾島 俊之＊8　辻 一郎＊9

目的　介護保険に基づく平均自立期間の算定方法（厚生労働科学研究費補助金による「健康寿命の地域指標算定の標準化に関する研究班」が提案）に関して調査を行い，その適切性などを検討した。

方法　都道府県，特別区と指定都市（以下，都道府県等）の健康福祉担当部局主管課長87人と保健所長517人に対して，調査票を配布・回収した。調査内容は指標の名称と要介護の定義（提案方法では介護保険の要介護２～５）の適切性などとし，回答は「適切」「どちらかといえば適切」「どちらかといえば適切でない」「適切でない」などの４肢択一形式とした。

結果　都道府県等は69人（79％），保健所は388人（75％）から調査票が回収された。平均自立期間という名称の適切性に対して「適切」または「どちらかといえば適切」の回答割合は90％であった。要介護２～５以外の介護保険の要介護度で，あるいは介護保険以外で，要介護の適切な定義に対して「ある」または「どちらかといえばある」の回答割合は10％以下であった。平均自立期間の意味に対して，地域保健担当者による理解が「容易」または「どちらかといえば容易」の回答割合は92％，一般住民でのそれは61％であった。市区町村の算定に対して「重要」または「どちらかといえば重要」の回答割合は81％であった。都道府県健康増進計画以外への活用に対して「可能」または「どちらかといえば可能」の回答割合は68％であった。いずれの回答割合ともに都道府県等と保健所に大きな差がなかった。

結論　提案された平均自立期間の算定方法は都道府県等からおおよそ支持されたと考えられる。今後，市区町村の算定と都道府県健康増進計画以外への活用を検討することが重要であろう。

キーワード　平均自立期間，健康寿命，介護保険，都道府県健康増進計画

Ⅰ 緒　　言

地域保健医療福祉分野において，健康寿命の重要性が高まりつつある[1)-3)]。その中でも，日常生活が要介護でなく自立して暮らせる平均生存期間については，平均自立期間と呼ばれ[4)]，これまでに様々な検討が行われている[5)-8)]。最近，都道府県健康増進計画において，平均自立期間が目標項目の１つと位置づけられ[9)]，その標準的な算定方法が求められることになった。そのために，厚生労働科学研究費補助金による「健康寿命の地域指標算定の標準化に関する研究班」によって，介護保険に基づく算定方法が提案される[10)]とともに，マニュアル（「平均自

＊1 藤田保健衛生大学医療科学部看護学科講師　＊2 同医学部衛生学講座助教　＊3 同教授
＊4 福島県立医科大学看護学部情報科学教授　＊5 愛知県瀬戸保健所長
＊6 栃木県県南健康福祉センター健康福祉部健康対策課長　＊7 浜松医科大学健康社会医学講座助教
＊8 同教授　＊9 東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野教授

立期間の算定方法の指針」）とプログラム（「平均自立期間の算定プログラム」）が健康日本21ホームページに公開されている[11]。

平均自立期間の算定方法の普及を図る上では，利用者の意見を把握することが基本と考えられる。都道府県健康増進計画への適用からみると，主な利用者として都道府県等の関係者が想定される。

そこで，平均自立期間の提案された算定方法に関して，都道府県，特別区，政令市と保健所への調査を行い，指標の名称と要介護の定義の適切性，意味の理解の容易性，市区町村の算定の重要性，都道府県健康増進計画以外への活用の可能性を検討した。

Ⅱ 対象と方法

調査対象者は都道府県，特別区と指定都市の健康福祉担当部局主管課長および保健所長とした。それぞれの施設数は2008年7月1日時点で都道府県が47，特別区が23，指定都市が17，保健所517であり，合計604であった。

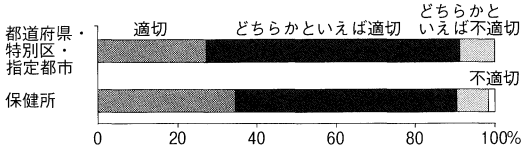
調査方法は調査票による郵送法とした。調査対象者に対して2008年7月に調査票を送付・回収し，未回収者に対して2008年8月に再依頼した。調査票とともに「平均自立期間の算定方法の指針」の冊子を同封し，それを参照しながら調査票に回答するように依頼した。なお，調査実施前に全国保健所長会から調査実施の了解を得るとともに，調査実施後にすべての調査対象者に調査結果の概要のパンフレットを送付・報告した。

調査票の質問文は「平均自立期間という名称は適切でしょうか」（以下，名称の適切性），「平均自立期間の要介護の定義として，要介護2～5以外に，介護保険の要介護度で適切なものはあると思いますか」と「平均自立期間の要介護の定義として，介護保険以外で適切なものがあると思いますか」（要介護の定義の適切性），「平均自立期間のおおよその意味について，地域保健の担当者が，それを理解するのは容易でしょうか」と「平均自立期間のおおよその意味について，一般住民が，それを理解するのは容易でしょうか」（意味の理解の容易性），「市区町村の平均自立期間の算定は重要でしょうか」（市区町村の算定の重要性），「都道府県健康増進計画以外に，平均自立期間を活用することは可能でしょうか」（都道府県健康増進計画以外への活用の可能性）などであった。その回答は「適切」「どちらかといえば適切」「どちらかといえば適切でない」「適切でない」などの4肢択一形式とした。

表1 回収状況

	対象数	回収数	回収率(%)
総数	604	457	75.7
都道府県・特別区・指定都市	87	69	79.3
保健所	517	388	75.0

図1 平均自立期間という名称の適切性に対する回答状況



Ⅲ 結　果

表1に調査票の回収状況を示す。回収者は都道府県，特別区と指定都市（以下，都道府県等）で69人（79%），保健所で388人（75%）であった。

都道府県等と保健所ごとに回答状況を**図1～7**に示す。平均自立期間という名称の適切性に対して，「適切」または「どちらかといえば適切」の回答割合は90%であり，都道府県等と保健所でほぼ同じであった（**図1**）。

要介護2～5以外の介護保険の要介護度で，平均自立期間の要介護の適切な定義に対して，「ある」または「どちらかといえばある」の回

図2 要介護2～5以外の介護保険の要介護度で，平均自立期間の要介護の適切な定義に対する回答状況

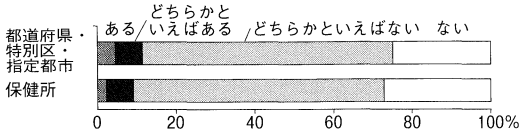


図3　介護保険以外で，平均自立期間の要介護の適切な定義に対する回答状況

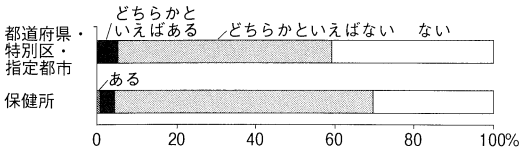
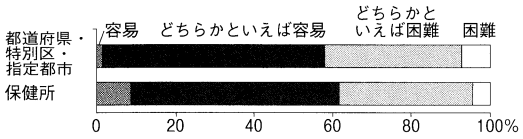


図5　平均自立期間の意味についての一般住民による理解に対する回答状況



答割合は10％であり（図2），介護保険以外で適切な定義に対するそれは4％であった（図3）。いずれの回答割合ともに都道府県等と保健所でほぼ同じであった。

平均自立期間の意味に対して，地域保健担当者による理解が「容易」または「どちらかといえば容易」の回答割合は92％であり（図4），一般住民でのそれは61％であった（図5）。いずれの回答割合ともに都道府県等と保健所でほぼ同じであった。

市区町村の算定に対して，「重要」または「どちらかといえば重要」の回答割合は81％であった（図6）。その回答割合は都道府県等で保健所よりも5％大きく，また，「重要」の回答割合は都道府県等で保健所よりも12％大きかった。都道府県健康増進計画以外への活用に対して，「可能」または「どちらかといえば可能」の回答割合は68％であり，都道府県等と保健所でほぼ同じであった（図7）。

Ⅳ 考　　察

調査対象者は都道府県等の健康福祉担当部局主管課長と保健所長とした。これは，都道府県健康増進計画をはじめ，地域保健医療福祉の取り組みの計画・評価への平均自立期間の適用に対して，直接的に関係すると考えたためである。調査票の回収率は都道府県等と保健所ともに比較的高く，回収者の回答が調査対象者全体のそれをおおよそ反映すると考えられた。

図4　平均自立期間の意味についての地域担当者による理解に対する回答状況

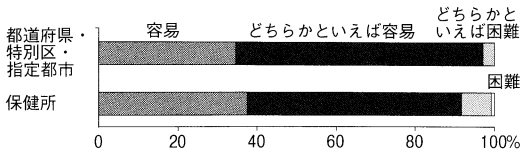


図6　市区町村の平均自立期間の算定に対する回答状況

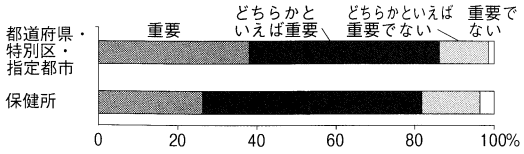
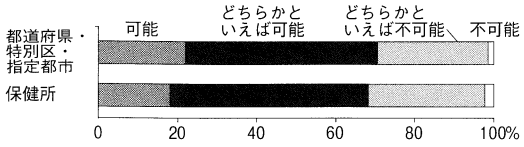


図7　都道府県健康増進計画以外への平均自立期間の活用の可能性に対する回答状況



調査内容として，指標の名称と要介護の定義の適切性，意味の理解の容易性，市区町村の算定の重要性，都道府県健康増進計画以外への活用の可能性を取り上げた。その理由は，平均自立期間以外に健康寿命と呼ばれていたこと[6)8)]，平均自立期間の要介護の定義に介護保険の要支援・要介護1～5[5)6)]や介護保険以外によるもの[7)]があったこと，平均自立期間の適用上，その意味の理解の容易性が大切と考えられたことが挙げられる。また，提案された平均自立期間の算定方法は都道府県を主な対象とし，都道府県健康増進計画への適用を想定していたが[10)]，市区町村での算定，および他の地域保健医療福祉の取り組みの計画・評価への適用の可能性が考えられたためである。

平均自立期間という名称に対しては，おおよそ適切という意見がほとんどであった。介護保険の要介護2～5以外にはおおよそ適切な要介護の定義がないという意見がほとんどであった。介護保険に基づく定義が支持された理由には，介護保険の要介護認定が全国で統一の基準で実施されていること，そのデータが全国で等しく

入手可能であることが挙げられる[5)6)8)]。また，介護保険の要介護２～５の定義が支持された理由には，介護予防が推進されつつあること，介護予防の対象（要支援１と２）を要介護に分類しないのが適切であること，生活機能レベルが要支援２と要介護１で同程度であることが考えられる[2)3)12)]。

平均自立期間の意味に対して，地域保健担当者による理解はおおよそ容易という意見がほとんどであり，一般住民でもおおよそ容易という意見が多かった。平均自立期間は日常生活が要介護でなく，自立して暮らせる平均生存期間であり[4)]，比較的分かりやすいためと考えられる。この結果から，平均自立期間の適用上，意味の理解しにくさが大きな障害にならない可能性が示唆される。

市区町村の算定に対しておおよそ重要という意見が多く，とくに都道府県等でより顕著であった。提案された平均自立期間の算定方法については，介護保険の資料に基づくことおよびその資料が市区町村単位に得られることから[8)10)]，市区町村への適用可能性がある。ただし，一般に，市区町村などの小地域への指標の適用には，指標値の精度の低さが問題となることが多い[10)]。また，都道府県健康増進計画以外への活用に対して，おおよそ可能という意見が多かった。これは，自立・要介護が地域保健医療福祉の様々な取り組みの計画・評価に関係するためと考えられる[1)]。

以上，提案された平均自立期間の算定方法について，都道府県等からおおよそ支持されたと考えられる。今後，市区町村などの小地域での算定について，一定の方針を定めるとともに，都道府県健康増進計画以外への適用拡大について検討することが重要であろう。

謝辞

本調査にご協力いただいた，都道府県，特別区と指定都市の健康福祉担当部局主管課長および保健所長の皆様に深謝いたします。また，本調査にご支援いただいた全国保健所長会に厚く御礼申し上げます。本研究は平成20年度厚生労働科学研究費補助金（循環器疾患等生活習慣病対策総合研究事業）による「健康寿命の地域指標算定の標準化に関する研究」の一環として実施した。

文　献

1）辻一郎．のばそう健康寿命．東京：岩波書店，2004.
2）橋本修二，加藤昌弘．わが国の健康寿命の年次推移と地域分布．Geriatric Medicine 2008；46：17-9.
3）厚生統計協会編．国民衛生の動向．厚生の指標 2008；55(９).
4）宮下光令，橋本修二，尾島俊之，他．高齢者における要介護者割合と平均自立期間－既存統計に基づく都道府県別推計－．厚生の指標 1999；46(５)：25-9.
5）武田俊平．介護保険における要介護疾患と要介護未認定期間（健康寿命）．日本公衛誌，2002；49：417-24.
6）切明義孝，下光輝一．介護保険制度を利用した健康寿命の算出方法の開発．東京医科大学雑誌，2004；62：36-43.
7）加藤昌弘，川戸美由紀，橋本修二，他．保健医療福祉統計に基づく高齢者の平均自立期間の推移．厚生の指標 2007；54(７)：41-6.
8）上木隆人．東京都市区町村の健康寿命算出の行政的検討．日本公衛誌 2008；55：811-21.
9）厚生労働省健康局．都道府県健康増進計画改定ガイドライン．健康日本21ホームページ（http://www.kenkounippon21.gr.jp/kenkounippon21/law/index_3.html）2009.3.24.
10）橋本修二，川戸美由紀，加藤昌弘，他．介護保険に基づく平均自立期間の算定方法の検討．厚生の指標 2008；55(10)：25-30.
11）厚生労働科学研究費補助金による「健康寿命の地域指標算定の標準化に関する研究班」．平均自立期間の算定方法の指針．平均自立期間の算定プログラム．健康日本21ホームページ（http://www.kenkounippon21.gr.jp/kenkounippon21/database/index.html）2009.3.24.
12）武田俊平．全国47都道府県における高齢者の要介護未認定期間と標準化死亡比．日本公衛誌 2007；54：25-31.

投稿

要介護認定者数に基づく平均自立期間の小地域への適用

加藤 昌弘(カトウ マサヒロ)*1 世古 留美(セコ ルミ)*2 川戸 美由紀(カワド ミユキ)*3 橋本 修二(ハシモト シュウジ)*4
林 正幸(ハヤシ マサユキ)*5 渡辺 晃紀(ワタナベ テルキ)*6 野田 龍也(ノダ タツヤ)*7 尾島 俊之(オジマ トシユキ)*8 辻 一郎(ツジ イチロウ)*9

目的 健康増進計画の目標評価項目の1つに挙げられている65歳平均自立期間について，愛知県の国民健康保険各保険者において算定を行い，そのばらつきと人口規模との関係，利用する死亡資料の期間の違いについて検討を行った。

方法 愛知県の国民健康保険団体連合会を構成する58保険者（32市，25町村および1事務組合）を対象として，対象地域の人口，死亡者数および介護保険法に基づく要介護度Ⅱ～Ⅴの認定者数を用いて，2005年の保険者別，男女別の65歳平均自立期間とその95%信頼区間を算定した。ただし，算定にあたっては，人口および死亡者数を2005年の1年間（以下，1年間）利用したものと2004～2006年の3年間（以下，3年間）利用の2通り行った。

結果 資料を1年間利用した場合の2005年の65歳平均自立期間推定値の平均値は，男16.91±1.08年，女20.03±1.02年であり，男女とも対象の人口規模に応じかなりのばらつきが認められた。1年間利用と3年間利用した場合の比較では，男女とも各推定値のばらつきは3年間利用の方が小さかった。また，1年間利用と3年間利用した場合の各推計値は，男女とも正の相関を示し，相関係数は男が0.78，女が0.84であった。死亡資料を1年間利用した場合における平均自立期間の各推定値の95%信頼区間の幅は，一定条件下で1年間の死亡資料に基づき人口規模に応じて試算をした95%信頼区間の幅に，男女ともほぼ一致をした。このことから，平均自立期間の推定値のばらつきの大よその大きさは，全国資料に基づく試算値で見積もることが可能であることが示唆された。

結論 要介護認定者数に基づく平均自立期間は，人口規模の小さい地域での適用が可能であり有用であると考えられた。ただし，人口規模が小さい地域においては，3年間の人口および死亡者数を利用することや，平均自立期間の推定値に併せて，その95%信頼区間を明示することが望ましいと考えられた。

キーワード 健康寿命，平均自立期間，介護保険，要介護，保健指標

Ⅰ はじめに

健康寿命に関してはこれまでにも様々な議論がなされており，健康寿命の定義をはじめ，その算定方法についてもいくつかの提案がなされている[1)-3)]。わが国では，2000年4月に介護保険制度が導入されて以後，介護保険制度に基づく要介護認定者数を利用した健康に関する保健指標を算定する試みがいくつか報告されている[4)-12)]。このうち人口が少ない小地域において，

*1愛知県瀬戸保健所長 *2藤田保健衛生大学医療科学部看護学科講師 *3同医学部衛生学講座助教
*4同教授 *5福島県立医科大学看護学部情報科学教授
*6栃木県南健康福祉センター健康福祉部健康対策課長 *7浜松医科大学健康社会医学講座助教 *8同教授
*9東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野教授

いずれかの方法により健康寿命の算定を行う場合については，死亡者数のばらつきによる偶然変動等，利用資料や方法上の問題点が指摘をされており[8)9)11)]，小地域において適用する上での大きな課題と考えられる。

橋本らは2008年３月に介護保険制度における要介護認定者数を用いて，健康寿命指標の１つである高齢者の平均自立期間を提案し，算定方法を公表した。その中で，推定値に併せてその95％信頼区間を示し，算定結果に対して一定の信頼性を担保している。ただし，算定対象である人口規模に関しては，他の報告同様小地域を対象としておらず，場合により算定することの是非にも言及している。

そこで，本研究では，公表済み算定プログラムを用い，愛知県の小地域における2005年10月時点における高齢者の平均自立期間を算定し，実際の小地域における算定結果のばらつきについて，人口規模との関係，および１年間と３年間の死亡資料の利用による違いを検討した。

表１　全年齢人口および2005年と2004～2006年の死亡資料に基づく65歳の平均自立期間の推定値と95％信頼区間の幅

	全国	愛知県の58保険者			
		平均値	標準偏差	最小値	最大値
男：全年齢人口（万人）	－	6.27	14.77	0.07	109.96
2005年の死亡資料に基づく					
65歳の平均自立期間の推定値（年）	16.66	16.91	1.08	14.87	22.19
同，95％信頼区間の幅（年）	－	2.16	1.82	0.27	13.15
2004～2006年の死亡資料に基づく					
65歳の平均自立期間の推定値（年）	16.78	16.99	0.77	15.61	20.40
同，95％信頼区間の幅（年）	－	1.25	0.82	0.16	5.49
女：全年齢人口（万人）	－	6.23	14.92	0.08	111.55
2005年の死亡資料に基づく					
65歳の平均自立期間の推定値（年）	20.13	20.03	1.02	17.12	22.65
同，95％信頼区間の幅（年）	－	1.80	1.07	0.22	6.06
2004～2006年の死亡資料に基づく					
65歳の平均自立期間の推定値（年）	20.22	20.21	0.92	17.42	23.17
同，95％信頼区間の幅（年）	－	1.13	0.66	0.14	3.27

Ⅱ 方　　法

対象は，平成20年末現在，愛知県国民健康保険団体連合会（以下，国保連）を構成する58保険者（32市，25町村および１事務組合）の各地域である。資料は，人口については2004年，2006年10月１日現在の総務省統計局推計人口，愛知県人口動向調査，2005年の国勢調査を，死亡者数については2004年～2006年の厚生労働省人口動態調査，および愛知県衛生年報を，要介護者数については2005年国保連業務統計（同年10月審査分）を利用した。ただし，要介護者については，介護保険制度に基づく要介護度判定Ⅱ～Ⅴに該当する者のみとした。また，人口，死亡者の資料については，愛知県内の市町村自治体数と国保連を構成する保険者数が一致しないため，両者の整合がとれるよう，自治体の一部を統合することにより国保連の保険者数と合わせて利用した。

解析方法としては，各資料を保険者別に，男女別，年齢階級別（65～69歳，70～74歳，75～79歳，80～84歳，85歳～：５階級）に整理し，橋本らが発表した平均自立期間算定プログラムVer.2を利用し[13)]，人口および死亡資料を2005年の１年間（以下，１年間）と2004～2006年の３年間（以下，３年間）の２通り利用し，それぞれ65歳の平均自立期間およびその95％信頼区間を算定した。

はじめに，１年間利用の65歳の平均自立期間の各推定値について，男女別に人口規模との関連を検討し，その後，１年間利用と３年間利用の各推定値の関連性の検討を行った。

次に，１年間利用の65歳平均自立期間の各推定値の95％信頼区間の幅について，男女別に全国の死亡・介護資料に基づく試算値との適合性について検討した。

最後に，人口構成，死亡率，要介護者割合を2005年の全国値と仮定した設定条件下で，死亡資料を３年間利用し，男の65歳平均自立期間における人口規模に応じた95％信頼区間の幅の試算値を推定した。

図１　全年齢人口別，2005年の死亡資料に基づく男の65歳の平均自立期間

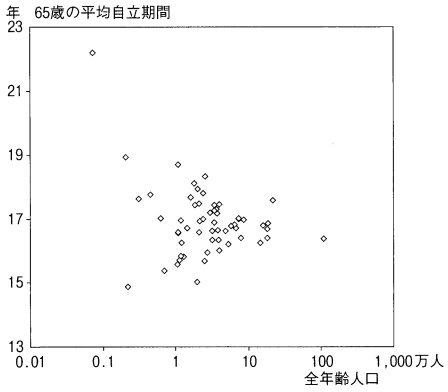


図２　全年齢人口別，2005年の死亡資料に基づく女の65歳の平均自立期間

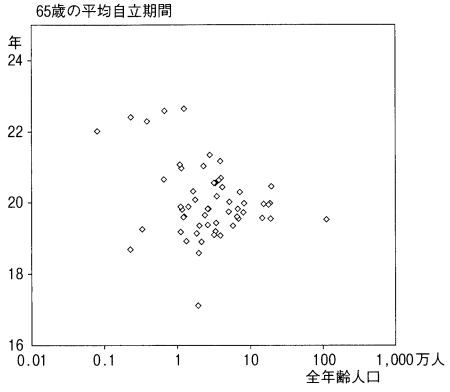


図３　2005年と2004～2006年の死亡資料に基づく男の65歳の平均自立期間

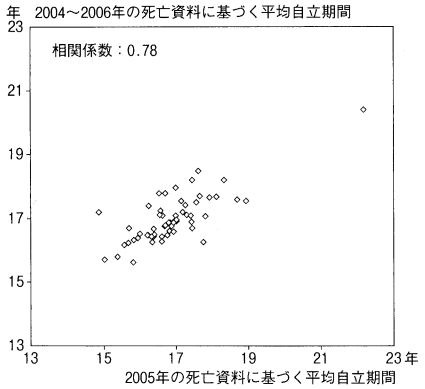
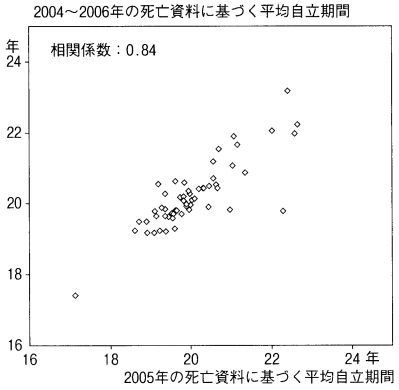


図４　2005年と2004～2006年の死亡資料に基づく女の65歳の平均自立期間



Ⅲ　結　　果

表１に，全年齢人口および2005年と2004～2006年の死亡資料に基づく65歳の平均自立期間の推定値と95％信頼区間の幅を示す。

男女とも，人口および各推定値については保険者間でかなりばらつきがあることがわかる。男では，１年間利用で算定した場合，３年間利用に比べ，平均自立期間の平均値は短く，標準偏差については１年間利用の方が大きかった。平均自立期間の95％信頼区間の幅については，１年間利用では３年間利用に比べ，平均値，標準偏差とも明らかに大きかった。この傾向は，女でも同様であった。

図１に，全年齢人口別，2005年の死亡資料に基づく男の65歳の平均自立期間の推計値分布を，**図２**に，同じく女の推計値分布を示す。

男女ともに，人口が小さくなるほど，同人口規模による65歳の平均自立期間の推計値のばらつきが大きくなっていく傾向が認められる。

図３に，2005年と2004～2006年の死亡資料に基づく男の65歳の平均自立期間の各推計値を，**図４**に，同じく女の各推計値を示す。

男女とも，**表１**で示した通り３年間利用の平均自立期間の推計値は１年間利用の推計値に比べばらつきが小さくなり，両者の間では正の相関が認められ，相関係数は男で0.78，女で0.84であった。

図５に，全年齢人口別，2005年の死亡資料に基づく男の65歳の平均自立期間における95％信頼区間の幅を，**図６**に，同じく女の同値を示す。

図５　全年齢人口別，2005年の死亡資料に基づく男の65歳の平均自立期間における95％信頼区間の幅

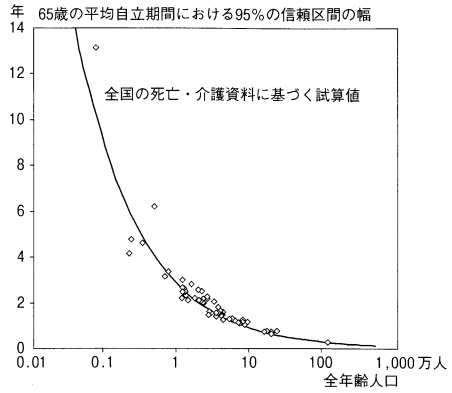
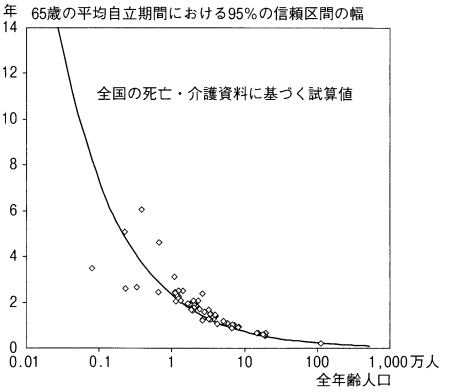


図６　全年齢人口別，2005年の死亡資料に基づく女の65歳の平均自立期間における95％信頼区間の幅

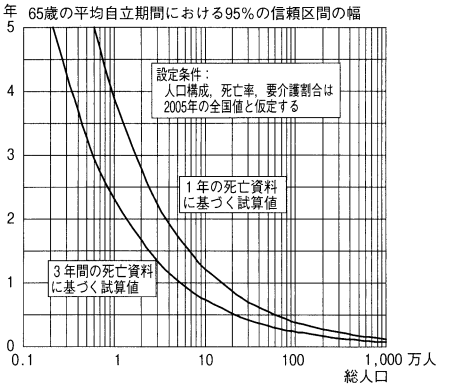


男女とも，各推定値は全国の死亡，介護資料に基づく試算値とよく一致しているが，人口規模が小さくなるに従い不一致となるケースも認められる。

図７に，総人口別，全国の死亡・介護資料に基づく男の65歳の平均自立期間における95％信頼区間の幅の試算値を示す。

１年間および３年間の死亡資料に基づく試算値と総人口との関係を見積もったものである。95％信頼区間の幅は，人口規模に関係なく３年間利用の場合は１年間利用の場合の約60％となる。

図７　総人口別，全国の死亡・介護資料に基づく男の65歳の平均自立期間における95％信頼区間の幅の試算値



Ⅳ 考　　察

都道府県健康増進計画においては[14]，その計画のアウトカム評価の目標項目として平均自立期間が挙げられている。都道府県計画に準じ健康増進計画を策定している各市町村においても，健康増進法に基づく基本方針の中でいくつかの留意事項が示されていることから，都道府県計画に準じ計画の評価がなされるものと考えられる。本検討では，平均自立期間の算定対象を都道府県に比べ人口規模の小さい国保連を構成する保険者単位とした。国民健康保険を構成する保険者については，その性格上１保険者≒１市町村という構図になっており，おおむね市町村規模と同等と考えることができる。

次に，今回利用した平均自立期間算定プログラムついては，2008年３月に発表されているが，利用上の留意点として，算定対象とする人口規模について言及している。その内容は，平均自立期間の推定精度に関して，総人口15万人で65歳の男の平均自立期間の95％信頼区間の幅は1.0年となり，人口規模が15万より小さくなるとその幅は極端に広くなると指摘しており，小地域での算定結果の解釈に関し慎重さを求めている。これらのことを全国の自治体規模で考えた場合，総人口が15万以上である自治体の数は，2005年の国勢調査時点で全国2,240市区町村のうちわずか176（7.9％）であり，結果としてこの算定方法の利用範囲を狭めることにつながっていると思われる。その後，2009年３月以後，算定プログラムはVer.2となり，今回は，このプログラムを利用し，愛知県において保険者単

位で適用したものである。

今回の検討では，資料を１年間と３年間の２通り利用し，それぞれ65歳の平均自立期間を算定している。**表１**で示すように58保険者の平均値は１年間と３年間でわずかな違いが認められ，全国値も同様の結果である。これは，2004～2006年の平均死亡率によって2005年死亡率を代用することに伴う偏りが一因と考えられる。次に，**図１**，**図２**で示したように，１年間利用で算定を行った場合においては，人口規模が小さい場合には推定値のばらつきが大きくなるため，算定結果を表記する場合，推定値に併せてその95％の信頼区間の幅を示すことが大切と思われる。また，**図３**，**図４**で示したように，死亡資料を３年間利用した場合，１年間利用での平均自立期間の推定値よりばらつきがかなり小さくなっている。この理由については，死亡資料を３年間利用することにより，死亡資料の１年間利用で想定される死亡率の偶然変動がある程度抑えられることが考えられ，結果として推定値のばらつきも小さくなるものと考えられる。また，死亡資料の１年間利用と３年間利用の各々の推定値の間には明らかな相関が認められることから，特に，人口規模の小さい地域においては，３年間の死亡資料を利用して平均自立期間を算定することが有効な手法と考えられる。

次に，**図５**，**図６**に示したように，本検討で示した各保険者の１年間の死亡資料利用で算定した各推定値の95％信頼区間の幅は，全国の資料に基づき試算した95％信頼区間の幅の試算値とおおむね一致することが明らかとなった。このことから，全国の資料を用いることにより，推定値のばらつきの大きさを大よそ見積もることが可能であることが示唆された。例えば，人口構成，死亡率，要介護者割合を2005年の全国値と仮定するという条件下で，**図７**で示した人口規模と推計値のばらつきの関係が得られる。これによれば，2005年の男の65歳の平均自立期間については，１年間の死亡資料による95％信頼区間の幅は，総人口が15万人で１年程度，3.8万人で２年程度となる。また，３年間の死亡資料によるそれは，総人口が3.8万人で1.2年程度，1.3万人で２年程度となる。３年間の死亡資料による試算値を目安に，2005年の国勢調査から該当自治体数をみると，総人口が3.8万人を超える自治体数は665（29.7％），同1.3万人を超える自治体数は1,265（56.5％）となり，死亡資料を３年間利用することにより，より多くの自治体で算定プログラムの利用が可能となるであろう。

Ⅴ 結　　語

要介護認定者数に基づく平均自立期間は，人口規模の小さい地域での適用が可能であり有用であると考えられた。ただし，人口規模が小さい地域においては，3年間の人口および死亡者数を利用することや平均自立期間の推定値に併せて，その95％信頼区間を明示することが望ましいと考えられた。

謝辞

本研究を実施するにあたり資料提供にご協力いただいた愛知県国民健康保険団体連合会に深謝いたします。本研究は，平成20年度厚生労働科学研究費補助金（循環器疾患等生活習慣病対策総合研究事業）による「健康寿命の地域標準化に関する研究」，および平成21年度同補助金による「健康寿命の年次推移，地域分布と関連要因の評価に関する研究」から研究費の補助を受けた。

文　　献

1）瀬上清貴．（総説）健康余命を考える－複合健康指標（COMPOSITE HEALTH MEASURE）をめぐって－．厚生の指標 1999；46(4)：3-11.

2）橋本修二，宮下光令，辻一郎．健康余命の算定方法の比較．厚生の指標 1999；46(4)：12-6.

3）宮下光令，橋本修二，尾島俊之，他．高齢者における要介護者割合と平均自立期間－既存統計に基づく都道府県別推計－．厚生の指標 1999；46(5)：25-9.

4）武田俊平．介護保険における要介護疾患と要介護未認定期間（健康寿命）．日本公衛誌，2002；49：

417-24.
5）切明義孝，下光輝一．介護保険制度を利用した健康寿命の算出方法の開発．東京医科大学雑誌，2004；62：36-43.
6）丸谷祐子，京田薫，伊藤美樹子，他．障害者有病率に入院患者数を加味して算定した健康寿命の検討．厚生の指標，2005；52(10)：15-20.
7）栗盛須雅子，福田吉治，中村桂子，他．介護保健統計を用いた都道府県別障害調整健康余命（DALE）と健康指標としてのその意義．厚生の指標，2007；54(8)：33-39.
8）橋本修二，川戸美由紀，加藤昌弘，他．介護保険に基づく平均自立期間の算定方法の検討．厚生の指標 2008；55(10)：25-30.
9）大熊和行，松村義晴，福田美和，他．三重県における介護保険データを用いた健康寿命の算定．日本公衛誌，2006；53：437-24.
10）池田祐子，生嶋昌子，長谷川紀美子，他．介護保険制度を利用した埼玉県の健康寿命の算出．厚生の指標 2006；53(8)：10-6.
11）渡辺訓子，久保田晃生，鈴鹿和子，他．静岡県における健康寿命と要介護疾患．厚生の指標 2005；52(10)：1-6.
12）武田俊平，田村一彦．市町村における高齢者の要介護指標の評価．日本公衛誌2006；51：335-45.
13）上木隆人．東京都市区町村の健康寿命算出の行政的検討．日本公衛誌2008；55：811-21.
14）厚生労働科学研究費補助金による「健康寿命の地域指標算定の標準化に関する研究班」.平均自立期間の算定方法の指針．平均自立期間の算定プログラム．健康日本21ホームページ（http://www.kenkounippon21.gr.jp/kenkounippon21/database/index.html）2009.3.24.
15）厚生労働省健康局．都道府県健康増進計画改定ガイドライン．健康日本21ホームページ（http://www.kenkounippon21.gr.jp/kenkounippon21/law/index_3.html）2009.3.24.