

特集：健康・疾病・死亡と寿命に関する調査研究

健康状態別余命の年次推移： 1992年・1995年・1998年¹⁾

齋 藤 安 彦*

本研究では6つの健康指標を用いて1992年、1995年、および1998年の性・年齢階級・健康状態別余命を推計し、日本における40歳以上人口の健康状態の推移を検討した。健康状態は国民生活基礎調査のデータを使用した。不健康の程度が重度な指標および主観的健康感をもとに推計された健康余命は1992年から1998年にかけて男女とも延びており健康状態が改善していると考えられる。しかしながら平均余命に対する割合で見ると必ずしも健康状態が改善しているとは言えず反対に悪化の傾向を示している場合もある。不健康の程度が軽度な自覚症状を指標に含めて推計した健康余命を見ると健康余命の減少傾向が明確である。健康状態の指標として健康余命の長さがよいのか健康余命の平均余命に対する割合の高さがよいのか考え方によって違いがある。しかし、今後は健康余命の長さのみならず平均余命に対する割合を高くすることも同時に達成できるよう努力する必要がある。

I. はじめに

日本人の平均寿命が世界一であることはよく知られている。2000年の平均寿命は女性が84.6歳で男性が77.6歳となり（厚生労働省 2001）、長期的な増加傾向にある。平均寿命は死亡率の指標であり、これまで国や地域の健康の指標として用いられてきた。しかし、現在の先進諸国でみられるように慢性疾患の有病率が高い場合には平均寿命が健康状態の指標とは考えにくい状況になってきている。平均寿命が延びていることは死亡率の低下を意味しているが、この死亡率の低下が必ずしも国民の健康状態の改善を意味するとは限らない。Crimmins, Hayward, & Saito (1994) による研究に見られるように死亡率の低下が結果として人口レベルの健康状態を悪化させる可能性もある。延命医療や医療技術の進歩により一命を取りとめたものの障害を伴いながら、ときには寝たきりの状態で生活する高齢者の増加などが原因と考えられる。

近年、人口レベルでの死亡率と健康状態の両方を示す指標である健康状態別余命 (Health Expectancy) の研究が数多く行なわれるようになった (Saito, Crimmins, &

* 日本大学総合学術情報センター

1) この研究に使用した「国民生活基礎調査」は国立社会保障・人口問題研究所の研究班を通じ厚生労働省統計情報部に目的外利用申請を行い許可を得た。ここに厚生労働省統計情報部ならびに関係各位に謝意を表します。

Hayward 1999, 齋藤 1999). WHOは2000年の *The World Health Report* で総合的な健康の指標として初めて、健康状態別余命の一つである DALE (Disability-adjusted Life Expectancy: 障害調整余命) の1999年の推計値を報告している。日本人のいわゆる「健康寿命」も男女ともに世界一で、女性が77.2年で男性が71.9年であった。

日本においても健康状態別余命の研究に関心が高く、2001年に始まった健康増進政策である「健康日本21」では健康寿命を延ばすことがその目的の一つとされている。国民の健康状態、特に高齢者の健康状態に注目する理由として、高齢化が進む日本では国民の健康状態の変化が健康保険、介護保険、および年金といった社会政策に非常に大きな影響を与えることが予想されるからである。

国民の健康状態が現状を維持したとしても、65歳以上人口が増えることは間違いなく、結果として医療費は増大する。日本の高齢化の特徴として後期高齢者の増加が著しいことが上げられているが、これは要介護者の増加を意味する。さらに、高齢者の死亡率の低下により、年金受給者の平均年金受給期間が延びることが考えられる。したがって、国民の健康状態の変化を適切な指標を用いモニターすることは非常に重要なことである。同時にこれまでの健康状態の変化を正確に把握することも将来の健康状態の動向を考える上で大切なことである。

1970年代から1980年代における日本人の健康状態の変化については健康状態別余命を用いた研究がいくつか行なわれている。しかし、1990年代の健康状態の変化に関する研究は行なわれていない。また、これまで行なわれた健康状態別余命の変化に関する研究では使用された指標が限られていた。そこで、本研究では国立社会保障・人口問題研究所の研究プロジェクトを通じて利用可能となった、国民生活基礎調査のデータをもとにいくつかの健康状態別余命を推計し1990年代における日本人の健康状態の変化を検討する。

II. 研究の背景

健康状態別余命の研究で第一に考えなくてはならないことは「健康」の定義と用いる指標である。「はじめに」で DALE を「健康寿命」と表現したが「健康」の定義や用いられている指標は研究者によってまちまちである。すなわち、漠然とした健康の概念を使うことは多々あるが健康を正確に定義し数量化することはそれほど簡単ではない。健康状態には様々な側面があり、個人レベルでの健康状態と国や地域といった人口レベルでの健康状態も区別して考える必要がある。

もちろん、「肉体的・精神的・社会的に良好な状態」という WHO による個人レベルの健康の定義を用い、個人レベルで健康な人の割合が大きいほど人口レベルで健康であると考えることが出来る。では肉体的・精神的・社会的に良好な状態をどのような指標で計れば良いのであろうか。Crimmins & Seeman (2001) は社会調査等に用いられている健康状態の指標の概念として「傷病・傷病等による自覚症状・肉体的および精神的損傷」(Diseases/Conditions/Impairments), 「機能障害」(Functional Loss), 「障害」

(Disability) および「死亡」(Death) の4つをあげている。一般的に健康状態の指標と考えられている死亡や傷病の有無は健康状態の一つの側面に過ぎず、機能障害や障害といった健康状態の側面にも留意する必要がある。

一例をあげよう。脳梗塞を例にとると、脳梗塞の結果として半身不随となり歩行が困難になる可能性がある。この歩行障害が「機能障害」の一つの指標である。歩行が困難になったことで日常生活動作能力(ADL)であるベッドへの移動や、手段的日常生活動作能力(IADL)である日用品の買い物が困難になり介助が必要となる。このADL障害やIADL障害が「障害」の一つの指標ということになる。脳梗塞により「死亡」すれば死亡率・死因別死亡率として指標となる。

したがって、使用する指標により数量化する健康状態の側面が異なる。死亡が指標である平均余命は年金受給者の平均受給期間を、死亡と傷病の有無が指標である健康状態別余命は医療費の動向を検討する際に有用である。また、年金受給開始年齢の引き上げや退職年齢の引き上げを検討するには高齢者の健康状態を把握することが不可欠で、この目的のためには機能障害の指標であるNagi(1976)の身体活動能力項目を用いた健康状態別余命を参考とすることが出来る。さらに、介護保険の将来の動向を検討するには死亡と障害を指標とした健康状態別余命の変化を研究する必要がある。

日本では有病率(Prevalence Rate)をベースとした健康状態別余命の推計に必要な死亡率のデータである生命表や、健康状態を表す指標の一つの概念である傷病の有無や受療率のデータは存在するが、時系列で1990年代まで健康状態別余命を推計した研究はない。理由の一つとして、健康状態に関する同一の調査項目を長期間調査したデータがほとんどないことが挙げられる。

例をあげれば、1953年から1985年まで国民の健康状態を把握する目的で国民健康調査が毎年行なわれていたが、この調査は1986年に国民生活基礎調査として統合され、健康状態に関する調査項目は3年に一度の大規模調査の時だけ調査されることになった。さらに、統合に伴い1986年以前と以後の調査では質問項目や質問文にも変更が加えられ1953年から現在まで経年で分析できる健康状態に関する質問が限られている。

1953年から行なわれている患者調査も健康状態別余命の推計に利用可能なデータである。しかし、この調査も1984年以降、それまで毎年行なわれていた調査が3年に一度の調査になった。調査では調査期間中に病院等で受診した人のみが対象で必ずしも人口レベルでの健康状態を表すとは限らない。また、受診行動は政策等に影響されやすく本来の健康状態の変化を捉えられない場合がある。

60歳以上人口の健康に関しては1981年から5年ごとに行なわれている「高齢者の生活と意識に関する国際比較調査」に主観的健康感に関する質問があり、この指標を用いて健康状態の変化を調べることは可能である。高齢者における主観的健康感と実際の健康状態に相関関係があることはこれまでの研究で明らかになっている(Liang 1986)。しかし、この調査データを用い主観的健康感を指標として健康状態別余命を推計した研究はまだ行なわれていない。

いくつかある日本における健康状態別余命を用いた健康状態の変化の研究は1974年に The Council of National Living が推計した傷病等のない余命が初めてである。傷病等の年数には傷病、精神障害、精神薄弱、肉体的ハンディキャップが含まれており、計算には WHO が DALE の計算で用いている傷病の程度による重み付けの手法が用いられている。研究の結果によると1966年に生まれた子どもの平均寿命は70.9年であったが、そのなかで2.8年は傷病等を伴う状態にあった。したがって、1966年に生まれた子どもは平均寿命の96%を病気や障害のない状態で生活できることになる。65歳時でも平均余命の90%以上が病気や障害のない状態で生活出来ることになる。4年後の1970年と比較すると、出生時と65歳時で平均余命、傷病等のない余命、および傷病を伴う余命がすべて延びている。

しかし、傷病のない余命の平均余命に対する割合を見ると1970年の割合が若干減少している。健康な状態で生活できる時間の伸びが傷病等を伴う時間の伸びに比べ相対的に小さいことがその理由である。健康状態別余命の経年変化を見る場合にはその絶対数での比較も重要であるが、健康状態別余命の平均余命に対する割合を検証する必要がある。したがって、1966年から1970年にかけて国民の健康状態は相対的に若干悪くなったといえる。

南條と重松（1987）による研究では国民健康調査のデータを用い、傷病による就床を健康状態の尺度として健康状態別余命の経年の変化を検討している。1975年から1985年にかけて平均寿命と非就床寿命が男女ともに延び、平均寿命は男性で71.7歳から74.8歳に約3年、女性で76.9歳から80.5歳と3年以上延びている。非就床寿命も平均寿命の伸びに匹敵する変化が同じ10年間に見られる。これに対し、就床寿命はほとんど変化なしに若干の減少傾向にある。非就床余命の平均余命に対する割合は、男性と女性、出生時と65歳時においてともにわずかではあるが増加傾向にあったことが窺える。使用している指標に違いはあるが傾向として1975年から1985年にかけての健康状態別余命の変化は1966年から1970年にかけての変化とは逆で健康状態が良くなっていることを示唆している。

郡司と林（1991）も1974年から1985年まで出生時における健康状態別寿命を推計している。健康状態の指標として傷病の有無を用いており、研究の対象期間中は平均寿命と同じように有病寿命も増加傾向にある。男性は1975年の9年から1985年の12.8年と約4年、女性も11年から16.4年と5年以上も有病寿命が増えている。それに対して非有病寿命は男女ともに1975年から1980年にかけていったん増加して、次の5年で減少している。非有病寿命の推計値では一貫した傾向は見られないが、非有病寿命の平均寿命に対する割合をみると1975年から1985年にかけて男性で87.4%から82.9%に、女性で85.7%から79.6%に一貫して減少している。すなわち、男女とも健康状態の低下を示唆している。

健康状態の低下という結果は南條らの就床を健康状態の指標として健康状態別余命を推計して得られる結果とは異なる。郡司と林はこの違いを傷病を指標とした健康余命は健康診断や医療のあり方の影響を強く受けるが就床という「事実」はこれらの影響を受けないためとしている。ただし、就床に関しても就床したかどうかを指標の場合と就床日数が指標の場合では政策の影響が異なって現れることに留意する必要がある。また、医療技術の進歩により同じ疾病に罹患しても治癒するまでの就床日数が縮小されることも考えられる。

1970年代から1980年代にかけて日本では平均余命が順調に伸びたが、傷病により病院に行く人は増えたようである。ただし、傷病が原因による就床にはそれほど変化がないと考えられる。

これまで行なわれた健康状態別余命の傾向の研究はデータの制約もあり、傷病または就床を指標として用いたものに限られている。郡司らが指摘しているように傷病の有無は健康状態の変化を長期にわたり検討するにはあまり適当な指標ではない可能性がある。傷病を理由とする就床にしても数量化している健康状態の側面は傷病であり、人体に与える影響が大きい傷病を数量化しているとも考えられる。したがって、これまで日本で行なわれた健康状態別余命を用いた健康状態の変化の研究は「傷病・傷病等による自覚症状・肉体的および精神的損傷」と「死亡」の側面だけが検討されていたことになる。急速な疫学的転換（Omran 1971）を経験した日本ではこの2つの側面を検討することで十分であったのかもしれない。しかし、1970年に日本がいわゆる高齢化社会に分類されることになり、現在も高齢化が進む社会では、健康の概念を変える必要が出てきた。どのような指標が健康状態を表すのに最も適しているか現在も議論がなされている。WHOにおいても総合的な健康状態の指標としてDALY、DALE、HALEといろいろ試みがなされているようである。2001年と2002年に報告されたHALEは方法論で違いがあったり、2002年の値に関しては日本をはじめアメリカやイギリスの政府から公認されていないなど、試行錯誤が続いているようである。本研究では「障害」の指標であるADL、傷病の有無ではなく傷病等による自覚症状、主観的健康感、特定の疾病である脳血管疾患、心疾患を健康状態の指標として健康状態別余命を推計し1990年代の変化を検討する。推計においては井上ら（1997）も指摘している調査の母集団に含まれていない施設入所人口の取り扱いに留意した。

国民全体の健康状態の変化を研究するには出生時の平均余命すなわち平均寿命と健康状態別寿命を推計することが必要である。しかし、若年層での死亡率は既に非常に低くまた、0歳の乳児から100歳の長寿者までを一つの健康指標で数量化することは難しい。さらに、今後の高齢社会で一番健康状態の変化が社会におよぼす影響が大きいのは65歳以上人口である。そこで、2000年に施行された介護保健の被保険者となる40歳以上に焦点を絞り、健康状態の変化を検討することにする。

Ⅲ. データおよび方法論

この研究には3つに大別できる4種類のデータが用いられている。1つは日本人口の健康度を推計するための「国民生活基礎調査」である。2つ目は日本人口の年齢別死亡率を表す「生命表」で、3つ目が施設入所者率を推計するための「社会福祉施設等調査」と「性・年齢階級別人口」である。以下においてそれぞれのデータに関して概要を述べる。

国民生活基礎調査は、保健、医療、福祉、年金、所得等国民生活の基礎的事項を調査し、厚生行政の企画及び運営に必要な基礎資料を得ることを目的として行なわれている。昭和

61年を初年として3年ごとに大規模な調査を実施し、中間の各年は小規模な調査が実施されている。健康に関する詳細な質問は3年ごとの大規模調査にしか含まれていないため、3回目から5回目にあたる1992年、1995年、1998年のデータを使用した。1992年のデータから使用した理由はこの年の調査から日常生活動作能力に関する要介護状況の質問が加えられたためである。調査は全国の世帯及び世帯員を対象として行なわれ、調査員による面接聞き取りの上、調査表に記入する方法と留め置きにより行なわれた。留め置きによる質問項目に関しては代理回答を認めている。1995年の調査は阪神淡路大震災のあった兵庫県を除いて調査を行っている。調査に関する詳細は1992年・1995年・1998年の国民生活基礎調査報告を参照していただきたい。

全調査対象者のうち現行の介護保険法上の被保険者である40歳以上の世帯員をこの研究の対象としているため、サンプル数は1992年が388,215人、1995年が383,423人、1998年が382,914人である。すべての調査から入院・老人保健施設への入所状況、寝たきりか否か、日常生活動作能力（着替え、食事、排せつ、入浴、歩行）の要介護状況、病気やけがによる就床状況、病気やけがによる日常生活への影響（日常生活動作、仕事・家事・学業、運動・スポーツなど）、自覚症状の有無、主観的健康感、脳血管疾患の有無、心臓病の有無についてのデータを健康状態を定義する目的で使用した。さらに、寝たきりに関するデータではその原因となる傷病、特に脳卒中と心臓病について分析した。分析に関してはすべて重み付けを用いている。

これらのデータをもとに健康状態を表す6つの指標を作成し40歳以上の性・年齢階級別の割合²⁾を計算し健康状態別余命の計算に用いた。作成された指標と健康状態の判断基準は以下の通りである。

- (1) 要介護を基準とした健康指標：調査対象者が病院／老人保健施設へ入院、もしくは5つのADLのうち少なくとも1つのADLで一部介助が必要である場合に不健康、その他を健康とした。調査の質問項目には洗顔という日常生活動作も含まれているがこれまでの研究では余り用いられていないので含まないことにした。
- (2) 健康全般を考慮した健康指標：調査対象者をいくつかの質問を用いて相互排他的な10の健康状態に分けた。健康状態の悪いほうから「病院／老人保健施設への入院」「寝たきり（ほとんど寝たきりを含む）」「5つのADLのうち少なくとも1つのADLが全介助」「5つのADLのうち少なくとも1つのADLで一部介助が必要」「病気・ケガにより1月以上日常生活が寝た状態（介助は必要としない）」「少なくとも1つのADLで支障あり」「日常生活（仕事・家事・学業）に支障あり」「日常生活（スポーツなど）に支障あり」「傷病による自覚症状あり」「以上のどれにも当てはまらない状態（健康）」

2) 調査から得られるデータは1年365日のうちのある1日の状況を表している。計算上この1日の状況が365日変わらないと仮定している。したがって、調査が行なわれる月または日によって結果に影響を及ぼすことも考えられる。

- (3) 主観的健康感を基準とした健康指標：調査対象者を主観的健康感の質問により「よい／まあよい」「ふつう」「あまりよくない／よくない」の3つ健康状態に分けた。
- (4) 脳卒中を基準とした健康指標：脳卒中により通院しているかどうかの2つの健康状態
- (5) 心臓病を基準とした健康指標：心臓病により通院しているかどうかの2つの健康状態
- (6) 寝たきりの原因を考慮した健康指標：調査対象者を「病院／老人保健施設へ入院」「脳卒中による寝たきり」「心臓病による寝たきり」「少なくとも1つのADLで一部介助が必要」「以上のどれにも当てはまらない状態（健康）」に分けた。

健康状態別余命を計算するには、基本的に健康状態の指標が利用できる年の生命表が必要である。1992年と1998年は簡易生命表（厚生省 1993, 1999）を使用した。1995年に関しては簡易生命表ではなく第18回完全生命表（厚生省 1998）の参考表である阪神淡路大震災の影響を取り除いた生命表を使用した。理由は国民健康基礎調査の1995年の調査には兵庫県が含まれていないためである。それぞれの年の生命表から生存者数（ l_x ）と定常人口（ L_x ）を健康状態別余命の計算に用いた。

国民生活基礎調査が国勢調査のように人口全体を母集団とした調査であれば以上の2つのデータから健康状態別余命は計算できる。しかし、この調査は社会福祉施設等に入居または入所している人口を調査の対象としていないので、その人口を計算上調整する必要がある。調査対象外の人口を把握するため社会福祉施設等調査報告から性・年齢階級別の老人福祉施設入所者数を推計し、さらに総務庁統計局による1992年と1998年の推計人口および1995年国勢調査人口から入所率を推計した³⁾。本研究において施設として考慮するのは特別養護老人ホーム、養護老人ホーム、軽費老人ホーム（A型、B型、介護利用型／ケアハウス）、有料老人ホームである。

社会福祉施設等調査は毎年行なわれているが、入所者等に関する調査は毎年ではなく施設の種類によって数年ごとに行なわれている。したがって、それぞれの施設における年齢階級別入所者数は本研究の対象としている年で入手できるが性別での年齢階級別入所者を推計するための性・年齢別入所者割合はそれ以外の年のデータを使用している施設もある。養護老人ホームの性・年齢5歳階級別入居者を推定するためのデータは1991年と1996年の社会福祉施設等調査報告にのみ存在するため1992年は1991年のデータで、また1995年と1998年のデータは1996年のものを使用した。さらに、1998年の軽費老人ホームA型とB型のデータがないので1995年のデータをそのまま利用している。

特別養護老人ホームが考慮された施設の中ではもっとも入所者数が多く各年約65%を占めている。性・年齢階級別のデータは特別養護老人ホームについてのものがもっとも詳しく、本研究に含まれている年すべてで70-74歳から90歳以上まで性・年齢5歳階級別で入

3) 本研究で推計された入所・要介護率や施設入所率等は要望により提供いたします。

所者の割合が得られる。データが得られる最も若い年齢階級が1998年は64歳以下、1992年と1995年は69歳以下である。1998年のデータから65-69歳と65歳以下ではその割合に大きな差がみられるので1998年の割合を用いて1992年と1995年の69歳以下の割合を65-69歳と65歳以下の割合に分割した。これらの入所者割合と年齢階級別入所者数から性・年齢階級別入所者数を推計した。軽費老人ホームについても特別養護老人ホームと同じ年に入所者の調査が行われており、特別養護老人ホームにおける性・年齢階級別入所者の推計とほぼ同じ方法で入所者の推計が可能である。

ここで検討された老人福祉施設及び有料老人ホーム入所者の他にも国民生活基礎調査の対象とならない保護施設や身体障害者更正援護施設などの社会福祉施設への入所者が存在する。しかし、性・年齢別の割合を計算するためのデータがなく、特に高年齢階級では人数が少ないので調整しないことにした。さらに、刑務所等の更正施設への収容者についても国民生活基礎調査の対象とはならないので調整が必要であるが、この研究では調整しないことにした。調整されない場合は、この2つのグループの人口に国民生活基礎調査から計算された健康状態別の割合が適用されることになる。対象外となった社会福祉施設入所者はそのほとんどが身体的な障害を持つと考えられるため、健康余命の推計値が過大評価されるバイアスを生じる。更正施設収容者については収容者の健康状態が国民生活基礎調査の対象となった人口と非常に違う場合のみ健康余命の推計にバイアスを生じる。どちらのグループも人数が少なく、推計結果に与える影響は非常に少ないと考えられる。

サリバン法による健康状態別余命の計算方法

健康状態別余命の推計には使用できるデータの種類によりいくつか方法があるが本研究では横断調査から得られた有病率による推計法を用いた。この方法はSullivan (1971)により初めて提唱されたために一般にサリバン法と呼ばれている。ただし、本研究でも行っているような施設入所者を有病率から切り離して直接処理する方法はWilkins & Adams (1983)により提唱されている。基本的には生命表関数である L_x を施設入所率と有病率を用いて施設入所定常人口、健康な定常人口、および健康でない定常人口に分割しそれぞれの状態での平均余命を計算する。実際の研究結果である表1を例として参照しながら簡単に計算方法を解説する。

まず、生命表から健康状態別余命の計算開始年齢以降（本研究では40歳）の生存数（ l_x ：1列目）と定常人口（ L_x ：2列目）の値を必要な年齢区分（本研究では5歳階級）により得る。ある年齢以上の定常人口（ T_x ：3列目）は L_x を足しあげることによって求められる。また、平均余命（ e_x ：4列目）は T_x を l_x で割ることによって求めることが出来る。次に調査の母集団に含まれていない施設入所者分の定常人口を L_x に施設入所率（5列目）を乗じることで求める。この L_x （6列目）を足しあげ T_x （7列目）を計算し l_x で割ることで施設に入所している平均年数（8列目）が求められる。

次のステップとして調査などから得られる有病率などの健康でない状態の割合（13列目）により定常人口を分割する。ここで用いる定常人口は2列目ではなく2列目の L_x から6

表 1 サリバン法による健康状態別余命の推計方法の例：1992年・男

年齢	1992年生命表				施設入所			
	l_x (1)	L_x (2)	T_x (3)	e_x (4)	施設入所率 (5)	L_x (6)	T_x (7)	e_x (8)
40	97152	483671	3663011	37.70	0.00000	0	18309	0.19
45	96246	477812	3179340	33.03	0.00000	0	18308	0.19
50	94758	468422	2701528	28.51	0.00006	27	18308	0.19
55	92445	453418	2233106	24.16	0.00006	26	18281	0.20
60	88610	429317	1779688	20.08	0.00110	473	18255	0.21
65	82801	394922	1350371	16.31	0.00369	1459	17782	0.21
70	74769	346782	955449	12.78	0.00734	2546	16323	0.22
75	63311	278813	608667	9.61	0.01247	3476	13778	0.22
80	47524	190763	329854	6.94	0.02298	4384	10302	0.22
85	28644	99481	139091	4.86	0.03663	3644	5918	0.21
90	12016	39610	39610	3.30	0.05742	2274	2274	0.19

年齢	健康				不健康			
	健康率 (9)	L_x (10)	T_x (11)	e_x (12)	不健康率 (13)	L_x (14)	T_x (15)	e_x (16)
40	0.9918	479704	3470664	35.72	0.0082	3966	174038	1.79
45	0.9895	472794	2990960	31.08	0.0105	5017	170072	1.77
50	0.9861	461885	2518165	26.57	0.0139	6511	165055	1.74
55	0.9744	441785	2056281	22.24	0.0256	11607	158544	1.72
60	0.9667	414563	1614496	18.22	0.0333	14281	146937	1.66
65	0.9534	375128	1199932	14.49	0.0466	18335	132657	1.60
70	0.9292	319864	824805	11.03	0.0708	24372	114321	1.53
75	0.8918	245546	504940	7.98	0.1082	29792	89949	1.42
80	0.8509	158590	259394	5.46	0.1491	27789	60158	1.27
85	0.7831	75050	100804	3.52	0.2169	20787	32369	1.13
90	0.6898	25754	25754	2.14	0.3102	11582	11582	0.96

列目の L_x を差し引いたものであることに注意を要する。すなわち、調査の対象となっている母集団の定常人口を健康状態の指標を用いて分割していることになる。健康である割合（9列目）は1から13列目をそれぞれ引いた値である。健康と不健康それぞれの状態で L_x （10列目と14列目）と T_x （11列目と15列目）を求め l_x （1列目）で割ることで健康余命（12列目）と不健康余命（16列目）を求めることが出来る。この例では健康と不健康という2つの健康状態であったが、カテゴリーの数は相互排他的であれば幾つあってもかまわない。サリバン法による計算法および統計的検定に関しては Jagger（1999）に詳しい。

IV. 結果

表 2 に40歳，65歳，および85歳における施設入所・入院・要介護を指標とした性・健康

状態別余命の1992年、1995年、1998年の推計結果を示した。すべての年齢で男女ともに1992年から1998年で平均余命および健康余命が延びている。男の40歳における平均余命と健康余命は1992年の37.7年と35.7年から1998年の38.7年と36.8年へ、65歳においては16.3年と14.5年から17.1年と15.4年へと延びている。同じ期間に女性の値は43.3年と40.4年から45.0年と41.8年および20.3年と17.5年から22.0年と18.8年へ増えている。健康余命の延びはすべての年齢で男女とも統計的に有意であった⁴⁾。ここで推計値の妥当性を検討するために橋本(1998)による研究の1995年の値と比較してみたい。橋本は施設・病院・老人保健施設に入所・入院している「要介護者」および国民生活基礎調査のADL項目で介助を必要としている世帯員の割合をもとに平均自立期間を推計している。65歳における男性の自立期間は14.9年、女性は18.3年である。当研究による推計値は14.6年と17.9年でわずかに低い。これは、当研究で施設入所者または病院・老人保健施設に入院・入所している人の要介護状況は考慮していないため期待できる違いである。

健康余命の延びに対して健康余命の平均余命に対する割合は、男の場合わずかながら増加傾向にある。一方で、女の場合1992年から1995年にすべての年齢で減少していることが分る。1995年と1998年ではほとんど変化がない。男女差で見るとこれまで行なわれた健康状態別余命の研究結果と同じく女性のほうが健康余命は長い平均余命に対する健康余命

表2 施設入所・入院・要介護を指標とした40歳・65歳・85歳における性・健康状態別余命の推移：1992年・1995年・1998年

(単位：余命は年，割合は%)

年	健康状態別余命	男			女		
		40歳	65歳	85歳	40歳	65歳	85歳
1992	平均余命	37.7	16.3	4.9	43.3	20.3	6.1
	施設入所余命	0.2	0.2	0.2	0.5	0.6	0.5
	入院・要介護余命	1.8	1.6	1.1	2.4	2.2	1.7
	健康余命	35.7	14.5	3.5	40.4	17.5	3.9
	健康余命の割合	94.7	88.9	72.5	93.2	86.3	64.4
1995	平均余命	38.0	16.5	5.1	44.0	21.0	6.7
	施設入所余命	0.2*	0.2*	0.2*	0.6*	0.6*	0.6*
	入院・要介護余命	1.8	1.6	1.2	2.5*	2.4*	2.0*
	健康余命	36.0*	14.6*	3.7*	40.8*	17.9*	4.1*
	健康余命の割合	94.8	88.8	72.3	92.8	85.5	61.2
1998	平均余命	38.7	17.1	5.5	45.0	22.0	7.4
	施設入所余命	0.2*	0.2*	0.3*	0.7*	0.8*	0.7*
	入院・要介護余命	1.6*	1.5*	1.2	2.5	2.4	2.1
	健康余命	36.8*	15.4*	4.0*	41.8*	18.8*	4.5*
	健康余命の割合	95.3	89.9	73.4	92.8	85.6	61.4

*は3年前の値と比較して少なくとも0.05%のレベルで統計的に有意であることを表す。

4) 検定はJagger (1999) の方法で行った。

の割合は男性のほうが高いという結果を得た。割合の男女差は1992年から1998年にかけて大きくなっており、特に85歳においてはその差が10ポイント以上も開きがある。

健康でない余命の変化を見ると、男性の場合1992年から1998年まで施設に入所する年数がごく僅かであるが増加しており、その変化は統計的に有意である⁵⁾。統計的には有意であるが実質的には大きな変化はなく、推計をした年、年齢、性別を問わず人口平均で約0.2年施設に入所するという結果である。女性の場合も1992年から1998年にかけて施設に入所する年数が増加している。その増加率は男性に比べて大きく、また、施設に入所する年数も2倍から3倍の長さである。施設への入所率は生命表の定常人口から国民生活基礎調査の母集団に含まれていない部分を分離するために利用されている。したがって、これから検討するすべての健康状態別余命で施設余命が含まれるが、値は同じである。

入院・要介護余命はその変化に男女差が観察される。男性の場合1992年と1995年ではすべての年齢で入院・要介護余命にほとんど変化はなく統計的にも有意でなかった。40歳において平均余命、約38年のうち入院・要介護余命が1.8年ほど(約4.7%)になる計算である。しかし、1995年から1998年にかけて40歳と65歳における入院・要介護余命に統計的に有意な減少が見られる。実質的な変化はわずかであるが入院・要介護を健康の指標とした場合に健康状態が改善されたと考えられる。他方女性の場合は1992年から1995年の入院・要介護余命の変化がすべての年齢で統計的に有意であるが、1995年から1998年の変化はほとんどない。傾向としては男性とは反対に若干の健康状態の悪化が見られる。

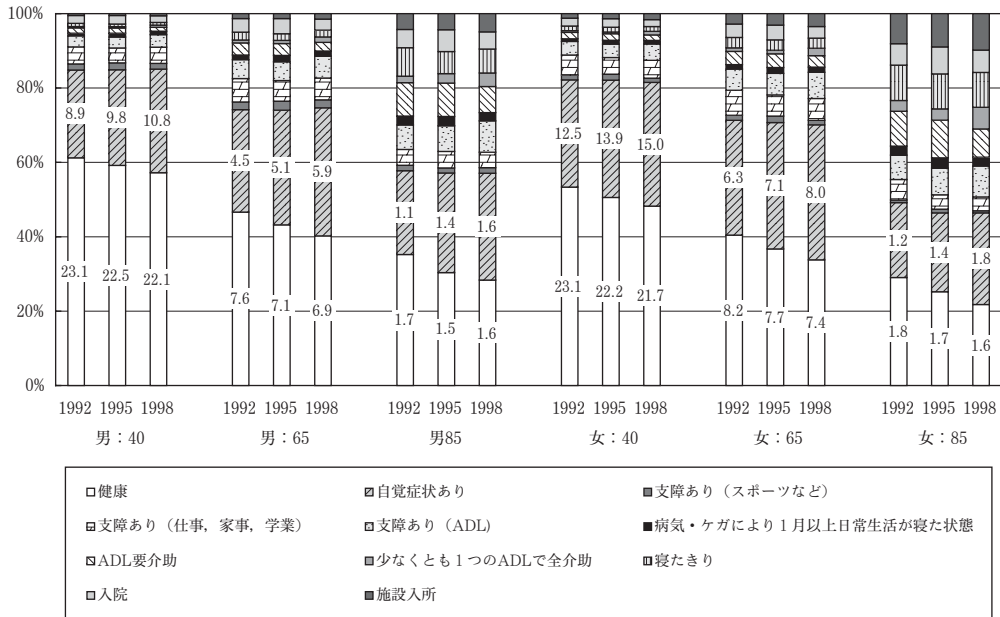
入院・要介護を指標とした健康状態別余命を健康な状態および不健康な状態両方で詳しく分析した結果を図1に示した。8つの質問をもとに施設入所を含め健康状態を11に分けた複合指標による健康状態別余命の平均余命に対する割合をグラフにしたものである。入院・要介護を指標とした場合に健康と定義された部分は「健康」、「自覚症状あり」、「支障あり(スポーツなど)」、「支障あり(仕事、家事、学業)」、「支障あり(ADL)」、「病気・ケガにより1月以上日常生活が寝た状態」の5つの健康状態に分割した。また、入院・要介護の部分も「ADL要介助」、「少なくとも1つのADLで全介助」、「寝たきり」、「入院」の4つの健康状態に分割した。図1において健康状態のカテゴリーが「健康」から「施設入所」に進むにしたがって必ずしも健康状態が悪くなるとは限らないが⁶⁾、健康状態を詳しく検討することで介護ニーズの変化、生産活動やボランティア活動の社会活動に参加できる時間の推計が可能である。例えばADL要介助での余命が増えているのか寝たきりでの余命が増えているのかの違いで、必要とするサービスおよび経済的負担の変化が検討できる。グラフの中には、健康余命と自覚症状ありの余命のみ推計値を表示した。

1992年、1995年、1998年の健康余命は年数および平均余命に対する割合で男女ともに一

5) 小数点第一位で四捨五入しているので表示されている値が同じである。また、統計的に有意な結果が出た理由として入所率の計算に年齢階級別人口を使用したため分散を計算する時のNが大きくなったことが挙げられる。

6) どのような傷病で通院しているかに対する質問で脳卒中もしくは狭心症・心筋梗塞と答えていても複合指標による健康状態別余命のカテゴリーで健康に含まれているものも存在する。これは、傷病の有無をカテゴリーの基準にしていなかったためである。

図1 複合指標による性・年齢・健康状態別余命と平均余命に対する割合の推移：
1992年・1995年・1998年



つの例外（1995年の男性の85歳）を除くすべての年齢で減少傾向がはっきりと観察される。1992年と1995年を比較すると40歳において男性は23.1年から22.1年へ女性は23.1年から21.7年に減少している。反対に男女すべての年齢で自覚症状ありの余命が増加している。1992年から1998年にかけて自覚症状を伴う余命は40歳時の男性で8.9年から10.8年へと約2年、女性で12.5年から15.0年へと2.5年も延びている。しかし、2つの健康状態を合わせた年数の平均余命に対する割合は1992年から1998年への経年変化がほとんど見られない。したがって、健康余命の減少は自覚症状を伴う余命の増加による影響が大きいようである。

傷病等による自覚症状には熱がある、眠れない、頭痛、歯が痛い、動悸、胃のもたれ、痔による痛み、などの項目が含まれ、女性の場合肩凝り、腰痛、手足の関節の痛み、体がだるい等、男性では腰痛、せきやたんが出る、肩凝り等の症状を挙げる調査回答者が多い。傷病等により具合の悪いところがあるかどうか質問しているが、あると答えた回答者がすべて病院等に通院しているわけではなく、40歳においては半数以上が、65歳および85歳でも約2割の回答者は通院していない。傷病の有無を健康の指標とした場合風邪をひいて病院で受療している人は不健康とされ、風邪をひいていても病院で受療していない人は健康とみなされる。したがって、自覚症状の有無は傷病の有無と異なり「事実」に近い健康状態を表しているといえる。

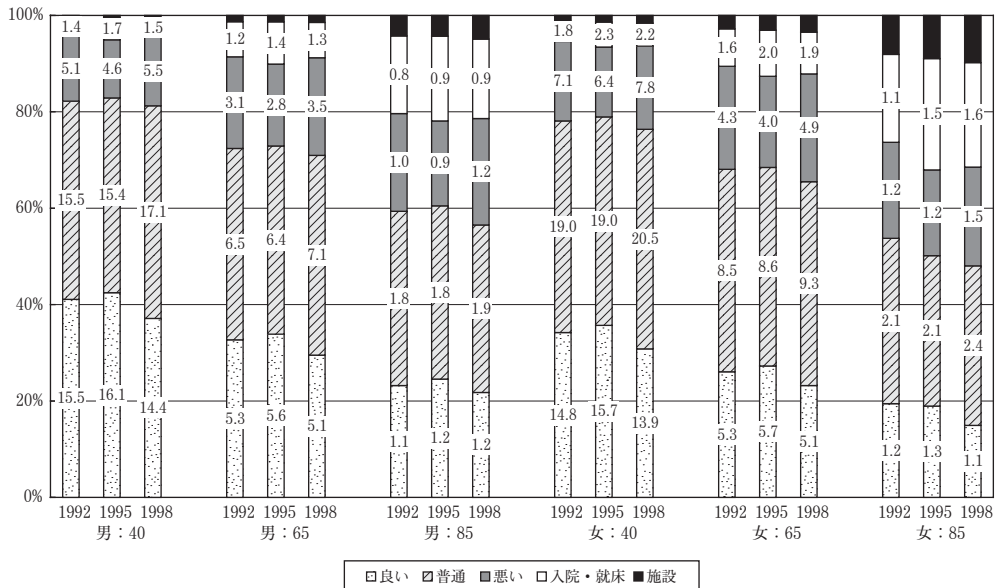
健康余命と自覚症状を伴う余命以外の余命は値がそれほど小さくなく平均余命に対する割合も少ない。さらに、それぞれの健康状態での余命に目だった経年変化は観察されない。しかし、「健康」から「スポーツなどをするのに支障あり」までの余命を合計すると人口

平均で見た労働できる余命と考えることが出来、40歳における男性の労働できる余命は1992年の32.6年から1998年の33.5年に約1年増えている。65歳時でも同じ期間に12.4年から13.2年と0.8年増加している。また、支障あり（仕事、家事、学業）までを足すことで少なくとも自分の身の回りのことは支障なく自分で出来る余命ということになる。

これまで検討された2つの健康状態別余命は基本的に入院、寝たきり、自覚症状といった「事実」を基準として推計された。これに対し主観的健康感という意識を指標として健康状態別余命を推計した結果を図2に示した。性・年齢・健康状態別余命の平均余命に対する割合をグラフにしたものである。グラフ内の数字は推計された余命であるが施設入所余命は表2と同じであるので表示していない。また、調査時点で入院および就床していた調査対象者はこの質問に答えていないので施設入所者と同じように独立した健康状態として扱った。入院や就床していたとしても健康もしくは健康状態が普通であると感じる人もいる可能性はあるが、健康状態があまりよくない、もしくは悪いと回答することを仮定すれば、棒グラフを読む際に下から徐々に健康状態が悪くなると考えることが出来る。1998年の女性の40歳における健康状態別余命を例にとると、自分の健康状態が良いと感じて過ごす年数は約14年で平均余命の約34%、健康状態が普通と感じている年数は20.5年で平均余命の約44%になる。平均余命の16.5%、7.8年は健康状態があまりよくないまたは、悪いと感じて生活する年数となる。

主観的健康感を指標とした健康状態別余命の場合、健康状態がよいまたは普通と感じる時間を健康余命とすると、男女とも年齢が高くなるにつれて健康余命の平均余命に対する割合が減少する。同じ年で比較した場合、男性のほうが女性より健康余命の割合が高いが、

図2 主観的健康感を指標とした性・年齢・健康状態別余命と平均余命に対する割合の推移：1992年・1995年・1998年



推計された健康余命は女性のほうが長い。1998年の40歳時を例に取れば女性の場合健康余命は34.4年であるのに対し、男性は31.4年である。平均余命に対する割合はそれぞれ76.4%と81.2%である。健康余命の推計値は増加傾向を示しているが、平均余命に対する割合で見た場合に健康余命の割合の変化傾向はそれほど明確ではない。ただ、わずかながら減少傾向にあるようにも思われ、特に女性の85歳において割合の減少傾向が明らかである。図1において健康余命と自覚症状がある余命を足した年数の平均余命に対する割合と図2の主観的健康感を指標とした健康状態別余命で健康状態をよいまたは普通と感じている年数の平均余命に対する割合が同程度であることは興味深い。このことから、主観的健康感の質問に対する回答は個人の総合的な健康状態について回答していると考えても良いようである。

次に特定の疾病を指標とした健康状態別余命の推計を検討する。脳血管疾患または心疾患により通院しているかどうかを健康状態の基準としてそれぞれの疾患を伴う余命を推計した⁷⁾。心疾患に関しては1992年、1995年、1998年の調査項目に「狭心症・心筋梗塞」があるのでこの2つの心疾患に限って推計する。脳血管疾患に関しては1992年と1995年の調査では質問票の「脳卒中（脳出血・脳梗塞・くも膜下出血等）」を1998年では質問票の「脳卒中（脳出血・脳梗塞等）」を指標とした。選択項目に若干の違いがあるため、大きくはないが1998年の余命の推計値を引き下げる影響がでる可能性がある。また、病院に入院中または老人保健施設に入所している調査対象者の原因を考慮していないため、推計された値は実際の値より低いことが予想される。さらに何らかの理由によりこれらの疾患による病院への入院または老人保健施設の入所状況に経年で変化があった場合は結果にそのバイアスを含むことになる。傷病の有無はこれまで議論されたように政策等の影響を受けやすい指標である。しかし、脳血管疾患および心疾患の中高齢層への影響は非常に大きいため問題はあるが2つの疾患を指標として健康状態別余命を推計した。

表3に脳血管疾患と心疾患を伴う余命を性・年齢別で示した。変化はそれほど大きくないが脳血管疾患を伴う余命に関してはすべての年齢で1992年から1998年に増加傾向を示している。脳血管疾患を伴う余命は年数と平均余命に対する割合の両方で男のほうが女より長い。40歳における男女の1992年、1995年、1998年の脳血管疾患を伴う余命はそれぞれ0.8年、0.9年、1.0年および0.5年、0.6年、0.7年である。また、平均余命に対する割合もすべての年齢で男女ともに増加傾向を示している。したがって、脳血管疾患を伴う余命の伸びが平均余命の伸びを上回っていることになる。この原因として2つの可能性が考えられる。第一に死因構造の変化により他の疾病で死亡する人が減少し脳血管疾患の発生率が高くなった。第二に脳血管疾患による死亡率の低下である。死亡率は2つの理由により低下することが考えられる。医療技術の発達により脳血管疾患を発病しても命が救われる確率が高くなっていることと一命を取りとめた場合の生存期間が長くなっていることである。健康状態別余命の推計では変化の原因を特定できない。これについては後に取り上げるこ

7) 脳血管疾患と心疾患の両方で通院している調査対象者が存在するので2つの余命を足すことで脳血管疾患または心疾患を伴う余命とはならない。

とにする。

心疾患を伴う余命も1990年代に増加傾向にあるが、男女差はほとんどない。1998年の推計値を見ると40歳における平均余命のうち男性で1.4年、女性で1.3年は心疾患を伴う余命である。脳血管疾患を伴う余命より男女ともに若干長いが、生存期間における生命の質という意味では脳血管疾患を伴う余命と心疾患を伴う余命では大きな隔たりがありそうである。

65歳時における寝たきりの余命と脳血管疾患および心疾患が原因となる寝たきりの余命の推計値を表4に示した。寝たきりの年数は図2で推計されたものである。これらは1992年と1995年の寝たきりの原因に関する質問から、1998年は介護の原因に関する質問から割合を計算し推計に用いている。寝たきりの原因に関する質問に対する回答の選択肢で1992年と1995年は「脳卒中」と表記されているが1998年は「脳血管疾患（脳卒中など）」と表記されており表記の違いが結果に影響を及ぼす可能性がある。心疾患に関してはすべての年で「心臓病」と表記されている。推計値自体は大変小さいものであるがその割合には注目するものがある。1998年の65歳時で、あくまでも人口平均であるが、男で約4ヶ月、女で6ヶ月の寝たきりの余命を考えなくてはならない。そのうち男の場合約41%にあたる0.13年、女の場合約29%にあたる0.17年が脳血管疾患による寝たきりの状態である。男女65歳時で脳血管疾患が原因で寝たきりになる余命は年数および寝たきりによる余命に対する割合ともに増加傾向にある。したがって、寝たきりという状態に限ってみれば脳血管疾患による影響が増加していることを示している。

表3 脳血管疾患および心疾患を指標とした40歳・65歳・85歳における性・健康状態別余命：1992年・1995年・1998年

年齢	男			女		
	1992	1995	1998	1992	1995	1998
脳血管疾患を伴う余命（年）						
40	0.8	0.9	1.0	0.5	0.6	0.7
65	0.6	0.8	0.9	0.4	0.5	0.6
85	0.2	0.3	0.3	0.1	0.2	0.3
心疾患を伴う余命（年）						
40	1.1	1.1	1.4	1.0	1.1	1.3
65	0.9	0.9	1.2	0.8	0.9	1.1
85	0.3	0.3	0.4	0.2	0.3	0.4

表4 寝たきり、脳血管疾患および心疾患が原因による寝たきりを指標とした65歳における性・健康状態別余命とその割合：1992年・1995年・1998年

	男			女		
	1992	1995	1998	1992	1995	1998
寝たきりによる余命	0.34	0.29	0.31	0.57	0.58	0.60
脳血管疾患が原因（年）	0.12	0.11	0.13	0.13	0.15	0.17
割合（％）	35.2	37.7	41.3	22.8	25.2	28.6
心疾患が原因（年）	0.02	0.02	0.01	0.03	0.03	0.03
割合（％）	6.2	5.2	4.7	4.8	4.5	5.0

V. 結論

この研究では6つの指標を用いて1992年、1995年、および1998年の性・年齢階級・健康状態別余命を推計し、日本における40歳以上人口の健康状態の推移を検討した。施設入所者に関しては、健康状態が必ずしも、悪い、または介護が必要とは限らないが計算上、独立した健康状態のカテゴリーとした。したがって、施設入所余命は6つの指標を用いて推計された健康状態別余命のすべてに含まれている。人口平均で見た施設に入所する時間は1990年代に僅かではあるが増加している。この傾向は女性で顕著である。ただ、施設入所率は傷病の有無同様政策の影響が大きいので必ずしも健康状態の変化が推計結果に現れているとは限らない。特に1990年代にはゴールドプランにより特別養護老人ホームの施設数および定員が増えたことを考慮しなければならない。もちろん、65歳以上人口も増加しているが、65歳以上人口10万人あたりの定員数は1990年の1,085人から2000年の1,358人に増えていると同時に在在者数も定員の99%を超えている。

入院・要介護余命の場合は入院に施設入所と同様の影響が考えられる。これは老人保健施設定員の増加が計られたからである。しかし、影響は要介護者の減少により相殺される可能性が高く、推計結果への影響は少ないであろう。入院・要介護余命は男性で減少傾向、女性で増加傾向が見られた。

施設入所・入院・要介護余命を合計した場合、施設入所定員の増加の影響はなくなると考えられるが、平均余命からこれらの余命を引いた年数が健康余命の一つの定義である。この健康余命は男女ともに1992年、1995年、そして1998年とすべての年齢で増加している。しかし、健康余命の平均余命に対する割合においては男性の場合増加傾向にあり、女性の場合は減少傾向にある。したがって、この指標を用いた場合に1992年から1998年にかけて男性の健康状態は良くなったと考えられるが、女性の場合健康状態が相対的に悪くなったと考えられる。

健康状態を11に分割する複合指標を用いて推計した健康状態別余命では特に健康余命と自覚症状を伴う余命が注目される。肩凝り、頭痛、腰痛などの日常で経験する体調不良を不健康の定義に含めた場合、健康余命は1992年から1998年にかけて男女ともにほとんどの年齢で減少傾向が見られた。平均余命の割合はすべての年齢で減少傾向が明らかである。これに対し、自覚症状を伴う余命およびその平均余命に対する割合はすべての年齢で男女ともに延びている。しかし、健康余命と自覚症状を伴う余命を合計した余命はほとんど経年変化がない。

自己申告ではあるが健康状態の「事実」を指標とした健康状態別余命に対して同じ期間に自分の健康に関する意識がどのように変化したのか、主観的健康感を指標に健康状態別余命を推計して調べた。その結果、自分の健康状態をよいまたは普通と感じる時間を健康余命とすると、増加傾向にある。しかし、平均余命に対する割合では明確な傾向はない。わずかに減少傾向にあるようにも考えられ、女性の85歳時ではこの傾向が明らかである。

脳血管疾患または心疾患を伴う余命の推計では大きな変化ではないが男女、すべての年齢で増加傾向が見られた。また、年数だけではなく平均余命に対する割合でも増加傾向が見られた。それぞれの疾患を伴う余命を性別で見ると、女性の脳血管疾患を伴う余命は男性と比較して短い、心疾患を伴う余命では差は見られなかった。

さらに、この2つの疾患が寝たきりに与える影響を調べるためにこれらの疾患を原因とした寝たきりの余命を推計した。推計された余命自体は大変短いものであるが脳血管疾患を原因とした寝たきりの時間が増加している。男の場合1992年の35%から1998年の41%へと、女性の場合23%から29%へと増加している。1990年代においても中高年齢層の脳血管疾患による死亡率の低下が見られるが、死亡率の変化が寝たきり等の要介護状態での時間の増加に寄与していることが推測される。これに対して心疾患による寝たきりの時間に目だった変化はなく、割合にしても5%程度と少なかった。

以上をまとめると、不健康の程度が重度な指標（入院・要介護）および主観的健康感をもとに推計された健康余命は1992年から1998年にかけて男女とも延びており健康状態が改善していると考えられる。しかしながら平均余命に対する割合で見ると必ずしも健康状態が改善しているとは言えず反対に悪化の傾向を示している場合もある。不健康の程度が軽度な自覚症状を指標に含めて推計した健康余命を見ると健康余命の減少傾向が明確である。さらに、脳血管疾患と心疾患を伴う余命は増加傾向にあり、寝たきりによる余命における脳血管疾患の影響が大きくなっていることも観測できる。

少なくとも健康余命が延びることは良いことである。しかし、平均余命に対する健康余命の割合が減少傾向にあることは将来に不安を残す。これは用いる指標がどのようなものであっても不健康である人の割合が増えていることを意味する。健康余命が延びているにもかかわらずその割合が減少していることは不健康余命の延びが健康余命の延びを上回っているからで、経済負担で考えれば負担は大きくなる。はたして健康余命が延びるだけでよいのだろうか。WHOにより推計された健康寿命である DALE では日本人の健康寿命が世界で一番長いことは先に述べた。しかし、平均寿命に対する割合で見ると日本が一番健康寿命の割合の高い国ではない。健康状態の指標として健康余命の長さがよいのか健康余命の平均余命に対する割合の高さがよいのか考え方によって違いがある。しかし、今後は健康余命の長さのみならず平均余命に対する割合を高くすることも同時に達成できるよう努力する必要がある。疾病に対する予防や慢性疾患の場合は発症年齢を遅らせることが「障害期間の短縮」(Fries 1980)につながる。自覚症状がありながら受診しない人を減らしたり、「未病」の状態にある人、例えば高脂血症や脂肪肝など自覚症状はないが検査を受ければ病気が判断される人、の早期受診を進めることも効果的な手段であろう。有病余命は増えることになるが要介護余命は短くなることになり、経済的効果も期待される。

本研究では健康状態別余命の推計にサリバン法を用いた。サリバン法を用いる利点は計算が容易なこと、横断調査のデータが利用できるため既存のデータが利用しやすいこと、データの収集が比較的容易であることが挙げられる。これに対し、時間を隔てた変化の比較が正確に出来ない (Brouard 1990) ことや突然の変化、例えば、特定の疾病に対する

治癒の方法の発見による罹患率 (Incidence Rate) の変化などが正確に把握できない (Barendregt, Bonneux, & Van der Mass 1994), 2つの種類の違ったデータ (罹患率と有病率) を使用することによる歪みの存在 (Rogers, Rogers, & Belanger 1990) という問題が指摘されている。しかし, これらの指摘に対していくつかの反論 (Mathers 1991; Crimmins, Saito & Hayward 1993; Robine & Mathers 1993; Mathers 1995) がなされているように, サリバン法を用いた健康状態別余命は定義された健康状態の変化が急激でなければ実際の健康状態を表す最も適した近似値であると同時に人口の健康状態構造を理解する上で大変有用な指標であると考えられる。方法論の制限を理解した上で今後さらに健康状態別余命の研究がなされることを期待する。

また, Barendregt, Bonneux, & van der Mass (1998) による指摘の通りサリバン法による健康状態別余命は有病率と死亡率を表しているにすぎない。サリバン法による研究では結果としての健康状態の変化を捉えることは出来るがその変化の原因を探ることは不可能である。健康状態の指標として「傷病」・「機能障害」・「障害」・「死亡」のすべてを含んだとしても, サリバン法では疾病への罹患率が変化したのか, 疾病から障害への罹患率が変化したのか, 疾病や障害からの死亡率が変化したのか, 疾病や障害からの回復率が変化したのか判らない。変化の原因を理解するためには縦断調査による健康状態別余命の推計が必要であり, 今後の研究が期待される。

文献

- Barendregt, J.J., Bonneux, L., & van der Maas, P.J. (1994) "Health Expectancy: An Indicator for Change?" *Journal of Epidemiology and Community Health*, 48, pp.482-487.
- Barendregt, J.J., Bonneux, L., & van der Maas, P.J. (1998) "Health Expectancy," *Journal of Aging and Health*, 10(2), pp.242-258.
- Brouard, N. (1990) *Evaluation of Existing Analytic Approaches*, (REVES Paper No.45) presented to 3rd International Meeting of the Network on Health Expectancy (REVES), Durham.
- Council of National Living (1974) *Social Indicators of Japan*
- Crimmins, E.M., M.D. Hayward, & Y. Saito (1994) "Changing Mortality and Morbidity Rates and the Health Status and Life Expectancy of the Older Population," *Demography*, 31, pp.159-175.
- Crimmins, E.M., Saito, Y., & Hayward, M.D. (1993) "Sullivan and Multistate Methods of Estimating Active Life Expectancy: Two Methods, Two Answers", in J.M. Robine, C.D. Mathers, M.R. Bone, and I. Romieu (eds.), *Calculation of Health Expectancies: Harmonization, Consensus Achieved and Future Perspectives*, Montrouge, France: John Libbey Eurotext, pp.155-160
- Crimmins, E.M., & Seeman, T. (2001) "Integrating Biology into Demographic Research on Health and Aging," in Finch, C.E., Vaupel, J.W., & Kinsella, K. (eds.) *Cells and Surveys*, Washington, D.C.: National Academy Press
- Fries, J. (1980) "Aging, Natural Health, and the Compression of Morbidity," *New England Journal of Medicine*, 303, pp.130-135.
- 郡司篤晃, 林玲子 (1991) 「質を考慮した健康指標とその活用」, 第43回日本人口学会報告資料
- 橋本修二 (1998) 「保健医療福祉に関する地域指標の総合的開発と応用に関する研究」平成9年度厚生科学研究費補助金 (統計情報高度利用総合研究事業) 報告書
- 井上俊孝, 重松峻夫, 南條善治 (1997) 「日本の1990年健康生命表—世界最長寿の質の検討」『民族衛生』63(4),

pp.226-240.

- Jaggard, Carol (1999) *Health Expectancy Calculation by the Sullivan Method: A Practical Guide*, (NUPRI Research Paper Series No.68), Tokyo: Nihon University Population Research Institute.
- 厚生省大臣官房統計情報部 (1993) 『平成4年簡易生命表』
- 厚生省大臣官房統計情報部 (1999) 『平成10年簡易生命表』
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2001) 『平成12年簡易生命表』
- 厚生省大臣官房統計情報部 (1998) 『第18回生命表』
- Liang, J. (1986) "Self-Reported Physical Health Among Aged Adults," *Journals of Gerontology*, 41(2), pp.248-260.
- Mathers, C.D. (1991) *Disability-free and Handicap-free Life Expectancy in Australia 1981 and 1988*, (Health Differentials Series No.1), Canberra: AGPS, Australian Institute of Health
- Mathers, C.D. (1995) "A Comparison of Sullivan and Multistate Methods for Estimating Active Life Expectancy," Paper presented at The Third WHO-CC Symposium on "Active (Disability-Free) Life Expectancy," July 5-6, Sendai, Japan
- Nagi, S.Z. (1976) "An Epidemiology of Disability among Adults in the United States," *Milbank Memorial Fund Quarterly, Health and Society*, 54, pp.439-468.
- 南條善治, 重松峻夫 (1987) 「健康生命表作成について」, 第27回日本人口学会九州地域部会報告資料
- Omran, Abdel R. (1971) "The epidemiologic transition: A theory of the epidemiology of population change," *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 49(4), pp.509-538.
- Robine, J.M., & Mathers, C.D. (1993) "Measuring the Compression or Expansion of Morbidity through Changes in Health Expectancy," in J.-M. Robine, C.D. Mathers, M.R. Bone, and I. Romieu (eds.), *Calculation of Health Expectancies: Harmonization, Consensus Achieved and Future Perspectives*, London: John Libbey Eurotext Ltd, pp.269-286.
- Rogers, A., Rogers, R.G., & Belanger, A. (1990) "Longer Life but Worse Health? Measurement and Dynamics," *Gerontologist*, 30, pp.640-649.
- Saito, Y., Crimmins, E.M., & Hayward, M.D. (1999) *Health Expectancy: An Overview*, (NUPRI Research Paper Series No.67), Tokyo: Nihon University Population Research Institute.
- 齋藤安彦 (1999) 『健康状態別余命』(研究報告シリーズNo.8), 日本大学人口研究所
- Sullivan, D.F. (1971) "A Single Index of Mortality and Morbidity," *HSMHA Health Reports*, 86, pp.347-354.
- Wilkins, R., & Adams, O.B. (1983) "Health Expectancy in Canada, Late 1970s: Demographic, Regional, and Social Dimensions," *American Journal of Public Health*, 73, pp.1073-1080.

Changes in Health Expectancy in Japan: 1992, 1995, and 1998

Yasuhiko SAITO

This study examines changes in the health of the Japanese population aged 40 years and over during the 1990's. The changes in health are assessed by several measures of health expectancy estimated using the Sullivan method and data obtained from the Comprehensive Survey of Living Conditions of the People on Health and Welfare conducted in 1992, 1995, and 1998. Institutionalization rates (use of nursing homes) are also estimated using national surveys of the institutionalized population for the same years in order to treat them properly in calculating the health expectancies. One of these health expectancies is active life expectancy. Those who were hospitalized or answered as having assistance to perform at least one ADL activity among 5 ADL's (including bathing, dressing, eating, toileting and walking) available in the surveys are classified as inactive, and the rest as active. Results indicate that life expectancy and active life expectancy increased from 1992 to 1998 for both sexes at all ages 40 years and above. For instance, life expectancy at age 40 increased from 37.7 years in 1992 to 38.7 years for males in 1998. Over the same period, active life expectancy increased from 35.7 years to 36.8 years. The corresponding figures for females are 43.3 years to 45.0 years and 40.4 years to 41.8 years. However, the proportion of active life expectancy to total life expectancy marginally decreased for females but increased slightly for males. This suggests a mixed picture for changes in health by gender in the 1990's. Based on estimated active life expectancy, males' health improved slightly but there was no change, at most, in females health. Another type of health expectancy, healthy life expectancy based on self-rated health indicates that there is no clear trend in health status from 1992 to 1998 for both sexes. However, if we compare only the results of 1992 and 1998, the proportion of healthy life expectancy to life expectancy decreased for both sexes at age 40 and above. Overall people did not feel as healthy in 1998 as they felt in 1992.