

# 全国高齢者における健康状態別余命の推計， とくに咀嚼能力との関連について

ナス イクオ サイトウ ヤスヒコ  
那須 郁夫\* 斎藤 安彦<sup>2\*</sup>

**目的** 日本全国の65歳以上の高齢者を対象とした大規模パネル聞き取り調査（「健康と生活に関する調査」日本大学総合学術情報センター研究プロジェクト）を、1999年から2年ごとに3回実施した。この縦断調査の個票データを用いて、高齢者の咀嚼能力別にみた健康状態別余命を男女に分けて推計した。

**方法** 本研究は、第1回から第3回調査に至る間における「健康」―「不健康」―「死亡」の状態間移動確率をもとに、多相生命表の手法による健康状態別余命の推計を行った点に特徴がある。ここで「不健康」な状態とは、質問したADL関連7項目とIADL関連7項目のうち1項目以上に「非常に難しい」または「できない」と回答した場合とした。

**都合** 3回の回答者と、この間の死亡者の合計4,323人の資料を計算に用いた。第1回調査時点（ベースライン）の咀嚼可能食品群による咀嚼能力に従い、男女別に、歯応えのある食品咀嚼可能群（A群）と、普通または軟らかい食品咀嚼可能群（B群）の2群に分けた。

**結果** 65歳における平均余命は、A群で19.3/23.2（男/女以下同じ）年、B群で16.7/21.1年、同歳の健康余命は、A群16.8/18.6年、B群13.6/16.3年、不健康余命は、それぞれ2.4/4.6年、3.1/4.8年であり、AB群間で統計学的に有意差があったのは、健康余命のみであった。

ベースラインの健康状態が「健康」の場合、A群では65歳時の平均余命は19.5/23.2年、健康余命は17.1/18.7年、不健康余命は2.4/4.5年、B群ではそれぞれ17.0/21.1年、14.1/16.4年、2.9/4.7年であった。一方ベースライン時に「不健康」の場合、A群の65歳平均余命10.8/22.1年、健康余命6.2/15.4年、不健康余命4.6/6.7年、B群ではそれぞれ10.0/19.5年、4.0/12.1年、5.9/7.3年であった。ベースラインが「健康」の健康余命においては、AB群間で統計学的に有意差があった。

**結論** 以上、高齢者において十分な咀嚼能力を維持・回復しておくことは、平均余命の保持もさることながら、むしろ健康余命の延長に強く関連することが示唆された。

**Key words** : 健康余命, 咀嚼能力, 全国高齢者, パネル調査

## 1 緒 言

健康余命（あるいは健康状態別余命）という概念<sup>1)</sup>は、この用語が「健康日本21<sup>2)</sup>」の基本的な方向として掲げられた頃を境に、わが国でも保健施策の数多くの場面で用いられるようになった。とくに高齢者を対象にした施策においては、平均

余命を指標とした施策評価から、健康余命を用いた施策評価を目指すべきであるとして、次第にその重心を健康余命のほうに移しつつある。平成12年の厚生白書においても健康増進法の施行に合わせて健康な長寿について取り上げる<sup>3)</sup>など、国民の間にも単に長生きするのではなく、活動的な高齢者として暮らそうとする考え方は次第に浸透してきていると思われる。

このような背景から、地域において健康余命の延伸が、理念としてあるいは重要な目標<sup>4)</sup>として掲げられるようになったとはいえ、実際に高齢者の健康余命の延伸を実現するための方法や手段に

\* 日本大学松戸歯学部社会口腔保健学講座

<sup>2\*</sup> 日本大学大学院総合科学研究科

連絡先：〒271-8587 千葉県松戸市栄町西 2-870-1  
日本大学松戸歯学部社会口腔保健学教室 那須郁夫

については必ずしも成算のある提案がなされているわけではない。むしろ、今後できるだけ早い時期に、健康余命の延伸に貢献できる要因を明らかにして、保健施策に利用可能な方法を提示する責任が、私たち保健関係者に課せられているとさえ言える。

そこで本研究では、生命あるいは健康の源泉である毎日の食事や栄養摂取に直接関係する個人の咀嚼能力<sup>9)</sup>を自己評価法により調査し、その違いが平均余命、健康余命、不健康余命のそれぞれにどのような影響を与えるかについて検討することにした。

具体的には、1999年から2年ごとに3回にわたり実施した高齢者の健康に関する全国規模の縦断調査<sup>6)</sup>の個票データを用いて、特に高齢者の咀嚼能力別にみた健康状態別余命を男女に分けて推計し、健康余命の延伸との関係を明らかにすることを目的とした。

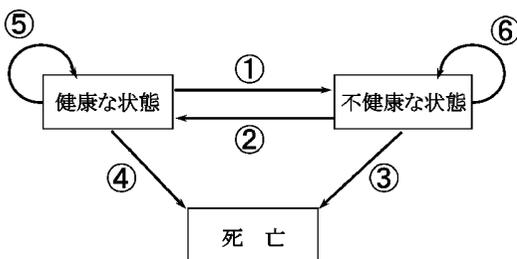
## II 方法と資料

### 1. 推計モデルの設定

健康状態別余命推計は多相生命表<sup>7)</sup>による方法を用いた。この方法では健康状態別余命を推計するために、健康—不健康—死亡の状態間の移動を想定する。すなわち図1に示すように、現実の健康状態の移動は、①健康から不健康へ移行するばかりでなく、②不健康から健康への回復もある<sup>7,8)</sup>。また、死亡においても、③不健康状態から死亡するばかりでなく、④健康状態から死亡する場合もある。これらに、⑤健康のままと⑥不健康のままを加えた6種類の状態間移動確率をもとに健康状態別余命を推計するモデルが多相生命表である<sup>9,10)</sup>。

このような状態間移動確率を計算するために

図1 多相生命表の概念



は、個人を追跡して得られる縦断調査データが必要不可欠である<sup>9~11)</sup>。

### 2. 資料

#### 1) 研究プロジェクト

日本大学総合学術情報センターでは、縦断研究「高齢社会と情報の研究プロジェクト」において、全国の65歳以上の高齢者6,700人を対象として、同一調査対象者を追跡調査する大規模パネル訪問聞き取り調査「健康と生活に関する調査<sup>6,12)</sup>」を、1999年、2001年、2003年の3回実施した。

#### 2) 調査設計と実施

1999年1月1日現在の日本全国の65歳以上人口に対し、75歳以上人口で2倍のオーバーサンプリングを設定したうえで、層化二段無作為抽出法により、6,700人の標本を抽出した(65~74歳2,922人、75歳以上3,778人)<sup>12)</sup>。

本調査では、各調査年の11月が調査月として設定され、実際の調査は10月末から12月初旬に行われた。各調査回とも翌年3月に回答率改善のための2次調査を実施した。なお、各調査回における11月中実施率は、第1回から順に89%、91%、92%であった。第1回調査の回答率を基準に日本人人口に対するウェイトを計算した。

第2回および第3回調査では、欠票のうち入院、施設入所者は、不健康状態にあるものとして扱った。その結果、第2、第3回の両方ともに回答しなかった403人のうち42人が解析に追加されることとなった。

第1回調査(ベースライン)の回答者数は、4,997人であり、標本抽出者数6,700人に対する回収率は74.6%であった。性年齢階級別の、全回答者数と解析に用いた回答者数(第2回と第3回の両方に回答しなかった者とADL/IADLおよび咀嚼データに不備があった者を除く)を表1に示した。

#### 3) 質問項目

##### (1) ADL, IADLに関する質問項目

前述のように、本推計のモデルは、第1回から第3回調査に至る間における「健康」—「不健康」—「死亡」の健康状態間移動の確率をもとに平均余命と健康状態別余命を推計した点に特徴がある。

ここで「不健康」な状態とは、ADL関連7項目(入浴、着替え、食事、起(離)床、歩行、外出、排泄)とIADL関連7項目(食事の準備、

表1 性年齢階級別回答者数(ウエイトなし実人数)

年 齢	第1回調査回答者数			本解析に用いた回答者数 <sup>†</sup>		
	男	女	合計	男	女	合計
65-69歳	582人	582人	1,164人	499人	498人	997人
70-74	435	536	971	393	452	845
75-79	614	902	1,516	535	782	1,317
80-84	334	582	916	291	494	785
85-89	118	222	340	104	198	302
90-	31	59	90	27	50	77
合 計	2,114	2,883	4,997	1,849	2,474	4,323

<sup>†</sup> 第1回回答者から、第2回と第3回の両方ともに回答しなかった者とADL/IADLおよび咀嚼データに不備があった者を除いた人数。

表2 ADLとIADLの各質問項目ごとの不健康者の割合(ウエイトによる補償済み)

	ADL	男	女	合計
1 入浴 (お風呂に入る/シャワーを浴びる)	3.3%	3.9%	3.6%	
2 着替 (衣服を着たり脱いだりする)	2.4	2.8	2.6	
3 食事(食べる)	0.8	1.4	1.1	
4 起(離)床(寝床から起き上がる)	1.8	2.9*	2.4	
5 歩行(家の中を歩く)	2.0	2.8	2.4	
6 外出(外に出かける)	4.6	5.7	5.2	
7 排泄(トイレまで行って用を足す)	1.9	3.0*	2.5	
	IADL	男	女	合計
1 食事の準備 (自分自身の食事の支度をする)	4.5%	4.8%	4.7%	
2 買い物(身の回りの物や薬などの 買い物に出かける)	5.6	7.3*	6.6	
3 金銭管理 (日常の金銭の管理をする)	3.4	4.0	3.7	
4 電話(電話をかける)	3.9	3.6	3.7	
5 簡単な家事 (身の回りの片付けなどをする)	3.4	3.5	3.5	
6 交通機関の利用(バスや電車で 乗って一人で出かける)	6.1	9.0**	7.7	
7 服薬管理(薬を飲む)	1.8	2.5*	2.2	

上記の14項目のうち1項目以上、「非常に難しい」または「できない」と答えたものを「不健康」とした。

\*:  $P < 0.05$ , \*\*:  $P < 0.01$  ( $\chi^2$ 検定)

買い物、金銭管理、電話、軽い家事、交通機関の利用、服薬管理)のうちいずれか1項目以上に「非常に難しい」あるいは「できない」と回答した場合とした<sup>13)</sup>。これらの項目はKatzの方法<sup>8)</sup>を基本に老研式活動能力指標<sup>14)</sup>などいくつかの類似の調査を参考に設定した(表2)。

表3 咀嚼可能な食品で調べた咀嚼能力分類別人数の構成割合(ウエイトによる補償済み)

群	食 品	咀嚼 能力	男	女	合計
A群	さきいか・ たくあん	5	70.2%	67.5%	68.7%
B群	豚ももゆで・生 にんじん・セロリ	4	12.9	12.5	12.7
	油揚げ・酢だ こ・白菜の漬 物・干しぶどう	3	9.0	9.9	9.5
	ご飯・林檎・つ みれ・ゆでたア スパラガス	2	5.1	7.0	6.1
	バナナ・煮豆・ コーンビーフ・ ウエハース	1	1.8	2.1	2.0
	どの食品も噛み 切れない	1 未満	1.0	1.0	1.0
	合 計		100.0	100.0	100.0

## (2) 咀嚼に関する質問項目(咀嚼能力自己評価)

咀嚼能力の質問は、東京都老人医療センターで開発されたG-1ゼリー<sup>15)</sup>を用いた先行調査研究<sup>16,17)</sup>と比較するために、質問紙にはG-1ゼリーのランクに合わせた5段階の硬さの食品名を提示し、普段の食事でも噛み切れる食品のうち最も硬いものを答えてもらうことにより、咀嚼能力自己評価とした(表3)。

咀嚼能力は最も高い者を、便宜上咀嚼能力5とし、以下順に咀嚼能力1までと咀嚼能力1未満の6ランクに分けてある。さらに本報告では、咀嚼能力5を歯応えのある食品咀嚼可能群(A群)とし、咀嚼能力4以下を普通または軟らかい食品咀嚼可能群(B群)とする2群に分けた。

本研究は日常生活を前提にしているため、義歯使用者にあっては義歯を用いた状態について回答してもらったことを付け加えておく。

### 3. 計算プログラム

計算は、多相生命表の手法<sup>7,18)</sup>に基づいて、ベースラインでの健康状態を区別しないで推計する人口平均多相生命表 (population based multistate life table) と、ベースラインでの健康状態ごとに推計する状態別多相生命表 (status based multistate life table)<sup>3)</sup>の両方法で推計した。

採用したソフトウェアであるIMaCh (REVES)<sup>19)</sup>は、調査データから最尤法を用いて健康状態間移動確率を求めて健康状態別余命を推定するコンピュータプログラムである。標準誤差も推計できるので統計学的有意水準を検討できるという特徴を備えている。

IMaChにおいては、健康状態の移動確率を第

1回調査と第2回調査との間と、第2回と第3回との間のそれぞれ2年間の移動をもとに計算するとともに、途中の第2回調査データが欠けている場合には、第1回と第3回との間の4年間の健康状態移動を加えることができる点もまた本プログラムの特徴である。参考までに前後3回の調査における健康状態の移動と回答なしの人数について表4に示した。

死亡者のうち死亡年月不明者は、第2回調査では、2000年11月(調査期間の中央月)死亡、第3回調査では、2002年11月(同)死亡とした。

### 4. 倫理的配慮

本調査の実施にあたっては、調査予定者に対して調査の趣旨とデータの取り扱いについて文書により十分説明して、本人から協力の同意を得て実施している<sup>12)</sup>。

プライバシー保護のために、研究プロジェクト

表4 調査回別健康状態別人数と性別構成割合 (ウエイトなし実人数)

第1回調査	健康状態		男 (人) %	女 (人) %	合計 (人) %
	第2回調査	第3回調査			
健康	健康	健康	1,075( 58.14)	1,305( 52.75)	2,380( 55.05)
健康	健康	不健康	103( 5.57)	122( 4.93)	225( 5.20)
健康	健康	死亡	63( 3.41)	56( 2.26)	119( 2.75)
健康	健康	回答なし	132( 7.14)	196( 7.92)	328( 7.59)
健康	不健康	健康	18( 0.97)	51( 2.06)	69( 1.60)
健康	不健康	不健康	50( 2.70)	108( 4.37)	158( 3.65)
健康	不健康	死亡	23( 1.24)	40( 1.62)	63( 1.46)
健康	不健康	回答なし	14( 0.76)	35( 1.41)	49( 1.13)
健康	死亡	—	99( 5.35)	70( 2.83)	169( 3.91)
健康	回答なし	健康	50( 2.70)	69( 2.79)	119( 2.75)
健康	回答なし	不健康	5( 0.27)	29( 1.17)	34( 0.79)
健康	回答なし	死亡	20( 1.08)	12( 0.49)	32( 0.74)
不健康	健康	健康	9( 0.49)	35( 1.41)	44( 1.02)
不健康	健康	不健康	8( 0.43)	28( 1.13)	36( 0.83)
不健康	健康	死亡	5( 0.27)	3( 0.12)	8( 0.19)
不健康	健康	回答なし	6( 0.32)	12( 0.49)	18( 0.42)
不健康	不健康	健康	3( 0.16)	23( 0.93)	26( 0.60)
不健康	不健康	不健康	45( 2.43)	115( 4.65)	160( 3.70)
不健康	不健康	死亡	44( 2.38)	48( 1.94)	92( 2.13)
不健康	不健康	回答なし	11( 0.59)	24( 0.97)	35( 0.81)
不健康	死亡	—	53( 2.87)	72( 2.91)	125( 2.89)
不健康	回答なし	健康	1( 0.05)	2( 0.08)	3( 0.07)
不健康	回答なし	不健康	7( 0.38)	12( 0.49)	19( 0.44)
不健康	回答なし	死亡	5( 0.27)	7( 0.28)	12( 0.28)
合計			1,849(100.00)	2,474(100.00)	4,323(100.00)

に対して渡される個票データには、氏名など個人を特定できる情報は含まれていない。当然、縦断調査対象者の名簿は調査会社において厳重に管理されている。

### III 結 果

#### 1. ADL および IADL

ADL の各項目において不健康な者の割合は、男女を合わせた結果では、高いほうから外出、入浴、着替え、排泄、起床、歩行、食事の順であった。ADL ではどの項目も女性のほうが男性に比べて高い割合を示しており、この傾向は起床と排泄において顕著であった(表2)。

同様に IADL の結果では、交通機関の利用、買い物、食事の準備、金銭管理、電話、簡単な家事、服薬管理の順であった。交通機関の利用、買い物など外出に関連する項目で女性のほうが高い割合を示した。服薬管理も女性のほうが不健康な者の割合が高かった。

ADL と IADL を通じて、最も不健康な者の割合が高かったのは、女性の交通機関の利用(9.0%)であり、最も低かったのは男性の食事(0.8%)であった。

#### 2. 咀嚼能力別の構成割合

咀嚼能力は、男で70%、女で68%が咀嚼能力5の歯応えのある食品が咀嚼可能であると答えた。以下、咀嚼能力4は男女とも13%、咀嚼能力3は男9%、女10%、であり、ここまでの累計は、男92%、女90%となった。以下咀嚼能力2と答えた男性は5%、女性は7%、咀嚼能力1以下が男2%、女3%存在していた。分布に男女差はなかった(表3)。

#### 3. 健康状態別余命の推計

1) 人口平均多相生命表による健康状態別余命  
表5に1999年のベースライン基準の平均余命、健康余命、不健康余命、および健康余命と不健康余命の平均余命に対する割合を、男女別に、咀嚼能力別すなわち咀嚼能力5(A群)と咀嚼能力4以下(B群)に分けて65歳から85歳まで5歳ごとに示した。

その結果、平均余命と健康余命は男女とも、加齢とともに低下するが、不健康余命は男性では2あるいは3年台で、女性では4年台で推移していた。

65歳を例にとると、平均余命は、A群で19.3/23.2(男/女以下同じ)年、B群で16.7/21.1年、健康余命は、A群16.8/18.6年、B群13.6/16.3年であり、不健康余命は、それぞれ2.4/4.6年、3.1/4.8年であった。AB群間の差は、平均余命において2.5/2.1年、健康余命において3.2( $P<0.01$ )/2.3( $P<0.05$ )年の差があった。

他の年齢においては、平均余命および不健康余命においては、AB群間では統計学的に有意な差はみられなかったが、健康余命においては男性の85歳を除いて表に示したすべての年齢でAB群間の差は統計学的に有意であった。

65歳における、平均余命に対する健康余命の割合はA群で87.3%/80.3%(男/女)、B群で81.5%/77.2%であった。この値は、70歳台から80歳台で、AB群間で、10ないし20ポイント開いていた。

#### 2) 状態別多相生命表による健康状態別余命

前項において表5に示した人口平均多相生命表による推計結果はベースラインでの健康状態を考慮しておらず、単に当該年齢における平均余命を健康余命と不健康余命に分けたものである。しかし、ベースラインで健康な高齢者と不健康な高齢者とは、平均余命自体に違いがあることも、また健康な状態で過ごす期間に違いがあることも知られている。そこで、ベースラインの健康状態を、「健康」と「不健康」に分けた場合の健康状態別余命の推計結果を、それぞれ表6と表7に示す。

まず表6に示したベースラインで「健康」な者に着目してみる。65歳において咀嚼能力の優るA群では平均余命は19.5/23.2年、健康余命は17.1/18.7年、不健康余命は2.4/4.5年であった。咀嚼能力の劣るB群では平均余命は17.0/21.1年、健康余命は14.1/16.4年、不健康余命は2.9/4.7年であった。AB群間において統計学的に有意な差があったのは、健康余命における3.0( $P<0.01$ )/2.3( $P<0.05$ )年であり、平均余命と不健康余命においては有意差はなかった。

表7のベースラインで「不健康」な者では、65歳でA群の平均余命は10.8/22.1年、健康余命6.2/15.4年、不健康余命4.6/6.7年、B群ではそれぞれ10.0/19.5年、4.0/12.1年、5.9/7.3年であった。しかしこの年齢においてはAB群間の平均余

表5 人口平均多相生命表による健康状態別余命および平均余命に対する割合（ウエイトによる補償済み）

男				女					
年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下		年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下	
	平均余命 (S.E.)	%	平均余命 (S.E.)	%		平均余命 (S.E.)	%	平均余命 (S.E.)	%
65歳	19.26(0.62)	100.00	16.73(0.78)n.s.	100.00	65歳	23.21(0.68)	100.00	21.11(0.71)n.s.	100.00
70	15.41(0.59)	100.00	13.24(0.66)n.s.	100.00	70	19.17(0.64)	100.00	17.06(0.59)n.s.	100.00
75	11.94(0.58)	100.00	10.20(0.59)n.s.	100.00	75	15.24(0.64)	100.00	13.18(0.53)n.s.	100.00
80	8.95(0.59)	100.00	7.68(0.56)n.s.	100.00	80	11.51(0.65)	100.00	9.61(0.49)n.s.	100.00
85	6.51(0.59)	100.00	5.73(0.55)n.s.	100.00	85	8.19(0.65)	100.00	6.61(0.47)n.s.	100.00

男				女					
年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下		年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下	
	健康余命 (S.E.)	%	健康余命 (S.E.)	%		健康余命 (S.E.)	%	健康余命 (S.E.)	%
65歳	16.82(0.54)	87.31	13.65(0.68)**	81.50	65歳	18.64(0.45)	80.29	16.30(0.54)*	77.22
70	12.97(0.50)	84.19	10.14(0.57)**	76.53	70	14.50(0.40)	75.59	12.20(0.45)**	71.46
75	9.52(0.48)	79.77	7.09(0.49)*	69.46	75	10.52(0.39)	68.98	8.35(0.39)**	63.36
80	6.57(0.47)	73.44	4.57(0.43)*	59.50	80	6.87(0.37)	59.68	5.02(0.33)**	52.19
85	4.18(0.47)	64.42	2.64(0.38)n.s.	46.18	85	3.86(0.34)	47.12	2.50(0.26)*	37.87

男				女					
年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下		年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下	
	不健康余命 (S.E.)	%	不健康余命 (S.E.)	%		不健康余命 (S.E.)	%	不健康余命 (S.E.)	%
65歳	2.44(0.28)	12.69	3.09(0.42)n.s.	18.50	65歳	4.57(0.45)	19.71	4.81(0.42)n.s.	22.78
70	2.44(0.29)	15.81	3.10(0.40)n.s.	23.47	70	4.68(0.47)	24.41	4.87(0.41)n.s.	28.54
75	2.42(0.31)	20.23	3.12(0.41)n.s.	30.54	75	4.73(0.49)	31.02	4.83(0.41)n.s.	36.64
80	2.38(0.35)	26.56	3.12(0.44)n.s.	40.50	80	4.64(0.52)	40.31	4.59(0.41)n.s.	47.81
85	2.33(0.40)	35.58	3.09(0.51)n.s.	53.82	85	4.33(0.55)	52.88	4.11(0.43)n.s.	62.13

単位：年，%：平均余命に対する割合，n.s.：not significant，\*：P<0.05，\*\*：P<0.01（同年齢同項目間）

命，健康余命，不健康余命のいずれにおいても，統計学的には有意差はなかった。

65歳において整理しなおすと，男性の場合，ベースラインが「健康」で咀嚼能力が5の場合，平均余命が19.5年で健康余命が17.1年となる（表6）。これに対してベースラインが「不健康」で咀嚼能力が4以下の場合，平均余命が10.0年で，健康余命が4.0年となる。女性の場合はそれぞれ，平均余命23.2年，健康余命18.7年にに対し，19.5年と12.1年となる（表7）。

また65歳における平均余命に対する健康余命の割合は，ベースラインが「健康」な者では，咀嚼能力5（A群）では87.7%/80.4%，咀嚼能力4以下（B群）では82.7%/77.5%であり（表6），ベースラインが「不健康」な者では，A群で57.7%/69.6%，B群で40.3%/62.4%であり（表7），ベースラインでの状態によってその割合が異なっていた。

着目する年齢の範囲を拡大して加齢による変化を見ると，ベースラインが「健康」な者の場合，平均余命は，A群のほうがB群よりも長いもののどの年齢においても統計学的な差はなかった。健康余命は，男性で80歳まで，女性で85歳まででA群のほうがB群よりも統計学的に有意に長かった。不健康余命は逆にB群のほうがA群よりも長い，統計学的な差は認められなかった（表6）。

一方，ベースラインが「不健康」な者の場合においては，健康余命は男性ではAB群間で有意差はないが，女性では70歳から80歳まででA群とB群の健康余命の差は統計学的に有意であった。平均余命および不健康余命ではAB群間では統計学的な有意差は見いだせなかった（表7）。

以上の人口平均多相生命表および状態別多相生命表による健康状態別余命の推計結果をまとめる

表6 状態別多相生命表によるベースラインが健康の場合の健康状態別余命および平均余命に対する割合  
(ウエイトによる補償済み)

男				女					
年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下		年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下	
	平均余命 (S.E.)	%	平均余命 (S.E.)	%		平均余命 (S.E.)	%	平均余命 (S.E.)	%
65歳	19.48(0.62)	100.00	17.00(0.78)n.s.	100.00	65歳	23.22(0.68)	100.00	21.15(0.71)n.s.	100.00
70	15.72(0.59)	100.00	13.64(0.66)n.s.	100.00	70	19.22(0.64)	100.00	17.18(0.59)n.s.	100.00
75	12.36(0.58)	100.00	10.72(0.60)n.s.	100.00	75	15.38(0.64)	100.00	13.44(0.52)n.s.	100.00
80	9.48(0.59)	100.00	8.29(0.57)n.s.	100.00	80	11.82(0.64)	100.00	10.10(0.48)n.s.	100.00
85	7.12(0.59)	100.00	6.37(0.57)n.s.	100.00	85	8.71(0.63)	100.00	7.29(0.47)n.s.	100.00

男				女					
年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下		年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下	
	健康余命 (S.E.)	%	健康余命 (S.E.)	%		健康余命 (S.E.)	%	健康余命 (S.E.)	%
65歳	17.09(0.52)	87.74	14.07(0.64)**	82.72	65歳	18.68(0.44)	80.43	16.40(0.53)*	77.55
70	13.36(0.48)	85.02	10.74(0.52)**	78.73	70	14.62(0.40)	76.03	12.44(0.42)**	72.41
75	10.05(0.46)	81.38	7.88(0.43)*	73.53	75	10.81(0.37)	70.25	8.86(0.35)**	65.85
80	7.25(0.45)	76.56	5.55(0.38)*	66.96	80	7.45(0.35)	62.97	5.86(0.29)*	57.97
85	5.00(0.43)	70.40	3.76(0.32)n.s.	59.16	85	4.75(0.31)	54.50	3.61(0.23)*	49.44

男				女					
年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下		年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下	
	不健康余命 (S.E.)	%	不健康余命 (S.E.)	%		不健康余命 (S.E.)	%	不健康余命 (S.E.)	%
65歳	2.39(0.28)	12.26	2.94(0.38)n.s.	17.28	65歳	4.54(0.45)	19.57	4.75(0.41)n.s.	22.45
70	2.36(0.29)	14.98	2.90(0.37)n.s.	21.27	70	4.61(0.47)	23.97	4.74(0.40)n.s.	27.59
75	2.31(0.31)	18.62	2.84(0.38)n.s.	26.47	75	4.57(0.48)	29.75	4.59(0.39)n.s.	34.15
80	2.23(0.33)	23.44	2.75(0.41)n.s.	33.04	80	4.38(0.51)	37.03	4.24(0.39)n.s.	42.03
85	2.12(0.37)	29.60	2.61(0.45)n.s.	40.84	85	3.96(0.53)	45.50	3.69(0.41)n.s.	50.56

単位：年，％：平均余命に対する割合，n.s.：not significant，\*： $P<0.05$ ，\*\*： $P<0.01$ （同年齢同項目間）

と，ベースラインにおいて「不健康」な男性の場合を除いて，咀嚼能力が優れていると，65歳から概ね80歳台までの間で，有意に健康余命は長くなる一方，平均余命と不健康余命においては，咀嚼能力の優劣で比較しても，統計学的な差は認められなかった。

## IV 考 察

### 1. 分析方法の妥当性

本報告は，わが国ではこれまで例の少なかった比較的サンプル数の大きい全国規模の縦断調査データによる，多相生命表<sup>7)</sup>の手法を用いた健康状態別余命の推計研究である。

健康状態別余命の推計には現在までのところ，主に利用可能なデータの制約<sup>20,21)</sup>からサリバン法が多く用いられている<sup>22,23)</sup>が，この方法は，同一

年齢群に所属する人は，その健康状態のいかんに関わらず同一の死亡率であるとの前提に基づいており，必ずしも現実を反映した結果が得られるとは限らない。

多相生命表の場合，多数の個人（パネル）を一定期間追跡して調査する必要がある，データ収集に時間と人手が必要となる。しかしこの方法は，個人が健康状態から不健康に一方的に移動する場合ばかりではなく，不健康から健康状態に回復する姿も反映できるモデルである点，さらに死亡においても不健康状態からのみならず健康状態からの死亡確率が得られる点に特徴があり，より高齢者の実態に即したモデルであるといえる。

健康状態別余命の推計は，「健康」と「不健康」の境界をどのように定義するかによって結果が変わってくる<sup>24)</sup>。今回はADLとIADLを用いて，

表7 状態別多相生命表によるベースラインが不健康の場合の健康状態別余命および平均余命に対する割合(ウエイトによる補償済み)

男				女					
年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下		年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下	
	平均余命(S.E.)	%	平均余命(S.E.)	%		平均余命(S.E.)	%	平均余命(S.E.)	%
65歳	10.76(1.68)	100.00	9.97(1.41)n.s.	100.00	65歳	22.12(0.84)	100.00	19.46(0.92)n.s.	100.00
70	8.62(1.12)	100.00	8.20(0.97)n.s.	100.00	70	17.63(0.85)	100.00	15.03(0.81)n.s.	100.00
75	6.85(0.81)	100.00	6.74(0.71)n.s.	100.00	75	13.41(0.81)	100.00	11.12(0.66)n.s.	100.00
80	5.43(0.69)	100.00	5.57(0.61)n.s.	100.00	80	9.78(0.76)	100.00	7.98(0.54)n.s.	100.00
85	4.33(0.66)	100.00	4.63(0.61)n.s.	100.00	85	6.94(0.71)	100.00	5.65(0.48)n.s.	100.00

男				女					
年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下		年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下	
	健康余命(S.E.)	%	健康余命(S.E.)	%		健康余命(S.E.)	%	健康余命(S.E.)	%
65歳	6.20(1.53)	57.66	4.03(1.10)n.s.	40.33	65歳	15.37(0.82)	69.56	12.12(0.91)n.s.	62.38
70	4.46(0.92)	51.76	2.81(0.66)n.s.	34.26	70	10.73(0.70)	60.90	7.81(0.66)*	52.01
75	3.07(0.59)	44.85	1.88(0.41)n.s.	27.87	75	6.70(0.54)	49.98	4.45(0.43)*	40.02
80	2.01(0.44)	37.10	1.20(0.29)n.s.	21.54	80	3.67(0.40)	37.52	2.22(0.27)*	27.76
85	1.25(0.36)	28.95	0.72(0.22)n.s.	15.71	85	1.75(0.27)	25.10	0.96(0.16)n.s.	16.99

男				女					
年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下		年齢	咀嚼能力5		咀嚼能力4以下	
	不健康余命(S.E.)	%	不健康余命(S.E.)	%		不健康余命(S.E.)	%	不健康余命(S.E.)	%
65歳	4.55(0.61)	42.34	5.95(0.84)n.s.	59.67	65歳	6.75(0.60)	30.44	7.34(0.61)n.s.	37.62
70	4.16(0.48)	48.24	5.39(0.64)n.s.	65.74	70	6.90(0.57)	39.10	7.22(0.53)n.s.	47.99
75	3.78(0.42)	55.15	4.87(0.52)n.s.	72.13	75	6.71(0.56)	50.02	6.67(0.48)n.s.	59.98
80	3.42(0.41)	62.90	4.37(0.49)n.s.	78.46	80	6.11(0.57)	62.48	5.76(0.43)n.s.	72.24
85	3.08(0.45)	71.05	3.91(0.52)n.s.	84.29	85	5.19(0.58)	74.90	4.69(0.42)n.s.	83.01

単位：年，％：平均余命に対する割合，n.s.：not significant，\*：P<0.05（同年齢同項目間）

それらのいずれか1項目以上が困難または不可能であれば「不健康」として扱うことにした。比較的多用されるADLやIADLのような基準であっても、他の調査で推計された健康状態別余命とは単純な比較検討はできない<sup>9)</sup>が、この点も、縦断調査データを用いることにより同一の基準で検討できる。

調査員による訪問調査という制約下で行う咀嚼能力自己評価にも工夫が必要である。今回は咀嚼可能な食品を示して回答してもらう方法を採用した。これはMiura<sup>25)</sup>も指摘しているように、単によく噛めるかどうかをたずねるよりも具体的な食品名のほうが回答の精度が上がると考えたためである。食品群の選択法についてはすでに方法で述べた。

本調査および推計は、咀嚼能力ごとの健康状態

別余命を検討するために以上のような考えに基づいて計画実施したものであり、得られた分析結果にはある一定の妥当性があると考えられる。

## 2. 咀嚼能力と健康余命

平均余命を健康余命と不健康余命とに分けたとき、健康余命は変化せずに不健康余命が延長したり、健康余命が延長しても不健康余命も同時に伸びたりしたのでは、人々のQOLが高まったことにはならず、たとえば社会全体でみた場合の医療費または要介護者数の問題改善にはつながらない<sup>10)</sup>。理想的には健康余命は延長して反対に不健康余命は短くなる状況が望まれる。これとて、生活費としての年金負担の問題が生ずるとの意見もあるだろうが、わが国が目指すべき社会であろうことは間違いない。

今回の解析結果(表5)によると、ベースライ

ンで十分な咀嚼能力のある者は、男性で70歳後半まで、女性で80歳後半までで、2ないし3年程度健康余命が長くなり、他方不健康余命は、統計学的に有意差は認められないものの、男性の全年齢を通じて約半年短くなるという結果が得られた。女性では、不健康余命の変化は認められず、差し引きすると全体として平均余命は延長となった。平均余命の中に占める健康余命と不健康余命の比率についても同様であり、特に、男性の70ないし80歳台でよく噛める者のほうが約10ないし20ポイント高かった。

これまでも食事は生命維持の根本であり、何でも噛めることは十分な食事栄養摂取の必須条件である一方で、咀嚼能力の優劣が高齢者の健康状態<sup>26)</sup>や、ADLおよびIADLの良否に強く関係する<sup>27~29)</sup>ことが知られていた。したがって、健康余命についても咀嚼能力が関連しているであろうことはある程度予想していたが、本報告によりベースラインにおいて「さきいか」や「たくあん」を噛むことができるという十分な「咀嚼能力」が確保されていることが、健康余命の延伸に寄与する可能性を実証的に示すことができたと考える。

### 3. 咀嚼能力維持回復が健康余命に影響する理由

これまで、健康と咀嚼の関係を直接論じた論文は限られているが、その中で熊谷らは、健康と咀嚼の関係について、高齢者が摂取する食品の多様性は高齢者の高次生活機能の自立度を規定しているとし、さらにその食品多様性は咀嚼能力と知的能動性によって規定されていた<sup>30)</sup>ことを報告して咀嚼能力が高齢者のQOLを左右する鍵であることが示した。

また、喫煙、飲酒、運動、栄養、休養などの生活習慣は、人々の健康に影響をもたらす要因とされる<sup>3)</sup>が、健康な生活に必要な「基本的なリズム」を作る行動の一つに、規則性のある毎日の食事を挙げたい。

全国の極めて健康度の高い高齢者を対象にした調査<sup>31)</sup>によれば、彼らに共通した特徴は、基本となる生活習慣、心構え、健康管理等が確立しており、規則正しい生活のリズムや食事内容や食生活への配慮がみられる点であるという<sup>1)</sup>。

さらに同調査では、彼らのうち毎日歯磨きをしている人の割合は8割を越えていたことが示され

ている。歯科保健行動の立場からみれば、歯磨きはそれ自体が独立して習慣化するものではない。歯を磨く行動に先行する規則正しい食事が確立していることが前提である。

加えて、この調査の85%が「食事の際にはよく噛むことを心がける」と答えている<sup>31)</sup>ことからして、彼らの食生活は、まず毎日の規則的な食事の確立とそれに続く口腔の清掃や手入れ、そしてそれらの結果としての食事の多様性に支えられた十分な栄養摂取という、日常の好ましい循環が実現できていると想像される。

反対に、加齢による歯の喪失や筋力の衰えなどによる咀嚼障害、嚥下困難、食事中のむせなどの口腔機能低下は、直接的には低栄養を誘発して体重減少の原因となり、その結果これらの障害が高齢者の死亡率を高める<sup>5)</sup>。間接的には、口腔機能低下によってもたらされた食事や食生活状況の変化が、高齢者の身体機能低下や、食欲不振をつらせるような人生の悲しいイベントへの遭遇や買い物や調理の不都合など<sup>32)</sup>の心理的状态や社会的立場などと相互に関連しあってQOLや死亡率に悪い影響を与えかねない。

### 4. 性差に対する配慮

わが国においては、要介護状態になる理由が男女で異なることは周知の事実である。男性では脳血管疾患が原因となることが多く、女性では脳血管疾患の他に、加齢に伴う衰弱、骨折、転倒、痴呆が多い。加えて一般に女性のほうが障害期間が長い<sup>33)</sup>。今回の結果でみると男女の違いは、不健康余命の長短にみられ、よく噛めるA群同士でさえ、女性は男性の約2倍の不健康余命があった(表5)。

また、要介護状態から死亡にいたる理由は、男性は加齢に伴う身体機能低下であり、女性では慢性疾患の存在だという<sup>34)</sup>。表5と表6の不健康余命をみると、男性は、全年齢で咀嚼能力の低いB群のほうが不健康余命が長い、女性では、80歳を過ぎると逆転して、咀嚼能力の高いA群のほうが不健康余命が長くなった。この理由は別に追求中である。

栄養摂取と深い関連がある、食べるという行動は、ADLのなかでも最後まで残る機能であることはよく知られており<sup>35,36)</sup>、今回の結果もそれを支持した(表3)。介護予防の観点から、男性の

脳血管疾患予防にしても女性の体力低下を防ぐためにも、また、死亡率を低下させるためにも、基本的には栄養改善、食生活改善が有効であり、食べる機能は健康長寿のための根本であるはずである。

### 5. 高齢者の現実と目標設定

那須らによれば、咀嚼能力自己評価は、視力や聴力などわずかな機能低下も問題とする他の能力や健康度自己評価とは異なり、普通以上の咀嚼能力があると自己評価している者（今回の分類で咀嚼能力4相当以上）は、咀嚼機能の変化についてあまり問題視しないようである。しかし、いったん普通の食事（咀嚼能力3相当）より歯応えのあるものが噛めなくなると、その程度に応じて急に自己評価を下げる。とくに、咀嚼能力自己評価が最低の者は、心理的にも身体的にも自己評価を最悪と評価するようになる<sup>37)</sup>。

すなわち、咀嚼は生命維持に欠かせない機能にもかかわらず、日常行為のうちでは他の機能に比べて容易な部類に入るためか、この機能が障害されたことのリスクに気づくのが他の機能の障害に比べて遅れる。Nakanishiらの、主観的咀嚼能力は、歯科的状态の程度や健康度と心理的要因との関係が深かったとの指摘もこの点を指していると考えられよう<sup>38)</sup>。

本報告の資料を用いた別の集計<sup>39)</sup>だが、65歳以上の高齢者では、自分の歯を相当喪失しているのが現実である。厚生省歯科疾患実態調査においても同様であり<sup>40)</sup>、前述のADLが自立した健康な80歳老人の全国調査においてでさえ、平均歯数は5本以下である<sup>31)</sup>。つまり現状では、65歳以上の高齢者の多くは、元来28本所有していた自分の歯を平均20数本失ってしまっている。

しかしながら、全般的な自分の歯数の少なさと裏腹に、今回調べた65歳以上の全国高齢者では、咀嚼能力5の十分な咀嚼能力を維持していると回答した高齢者は男女とも約70%であった（表3）。これに関しては、G-1ゼリーを用いたHiranoらの調査結果<sup>41)</sup>においても、調査に参加した高齢者の約80%がNo. 5ゼリー（咀嚼能力5相当）を噛んでみせたということと符合する。すなわち、人口（population）レベルではよく噛める人が現状においてでさえかなり高い割合で存在していることはよく認識してよい。

これらの事実は、周りの同年輩も自分自身も、いつの間にか少なくなった自分の歯と失った咀嚼機能を、義歯などで補って対応して生活している姿を端的に表している。わが国の高齢者は、国民皆保険制度を利用するなどして、個別的に高齢者本人と歯科医療担当者の間での個人的な問題として対処して歯の機能を維持しているのである。

これまでの高齢者歯科保健制度や歯科医療制度においては、歯の喪失予防と喪失後の義歯による対応が中心に置かれ、積極的なあるいは前向きな目標設定に欠けていたきらいがある。現在までのような疾病の発見とその治療に比重を置いた成人歯科健康診断の受診率は大変低く、とくに高齢者では自分は総義歯だから歯科の診査は不要だというクライアント側の診査回避の「言い分」があった。しかし本解析の結果、歯科の健康相談、健康診断において評価すべきは、疾患ではなく咀嚼能力という「機能の評価」であることが明確になった。

すなわち、健康余命の延伸のためには、疾病治療型の歯や口の健康モデルから、機能維持回復型の健康モデルにその発想も制度も切り替えることの必要性が導かれる。疾患の治療や処置は機能発揮の前段階としての観点<sup>42)</sup>から評価して位置付けし直せばよい。

具体的には、まず抜歯や治療処置により疾病に決着をつけた後、補綴処置により咀嚼に十分な本数すなわち自分の歯と合計して28本の「歯」を確保する。普段の手入れを十分に行う。ここまではこれまでの疾病治療型の医療制度が受け持っていた部分である。

機能の維持回復のためには、筋力、舌機能、咀嚼機能、味覚機能の維持訓練、食事の意欲や選択、調理方法、食材の需給など、いわゆる医療の範囲を超えて発展させた直接的、間接的な咀嚼機能回復環境整備が必要となる。

介護予防が改めて重要視されている今日、身体機能の障害による能力低下が日常生活動作の障害を誘発し<sup>36)</sup>、買い物の不自由、食事準備の不都合、食事の貧困化、体力低下、という悪循環スパイラル<sup>43)</sup>から脱出し、反対に十分な栄養、体力維持、さらに歯ごたえのある食事摂取といった、前向きな上昇志向の相乗効果をもたらしめるきっかけにするために、「咀嚼機能が十分かどうか」と

いう評価基準を介護予防問題の中心に据えてみるべきであると考え。

機能向上訓練をいつから始めるかという点については、いつ始めてもそれなりの効果があるということは確かである<sup>36)</sup>。Crimminsらは、高齢者の低下した機能を効率よく早く回復させるためには、他の機能ができるだけ多く残っているうちに早めに訓練を開始するに限るという<sup>13)</sup>。

気づくのが遅いといわれる歯や口腔の機能低下であるが、本報告により十分な機能回復を図ることができれば、健康余命の延伸に寄与するところ大である可能性が示唆された。

今後、縦断調査期間中の咀嚼能力の変化（改善や悪化）が健康余命に与える影響や、咀嚼能力と健康余命の延伸に影響するその他の要因との関連など、さらに検討説明すべき課題は多い。

この研究は、日本大学総合学術情報センターの研究プロジェクトが企画・実施した日本大学『健康と生活に関する調査』のデータを使用した。

本報告の要旨は、第15回日本老年歯科医学会総会における学術大会（平成16年9月、鹿児島）、第16回日本老年歯科医学会学術大会（平成17年6月、東京）および第22回日本公衆衛生学会（平成17年9月、札幌）において報告した。

（受付 2006. 1.11）  
（採用 2006. 4.17）

## 文 献

- 辻 一郎. 健康寿命. 東京: 麦秋社, 1998; 44-61.
- 健康日本21企画検討会, 健康日本21計画策定検討会: 健康日本21 (21世紀における国民健康づくり運動について). 東京: 健康・体力づくり事業財団, 2000; 3-6.
- 厚生省監修. 厚生白書 (平成12年版). 東京: ぎょうせい, 2000; 58-84.
- 東京都. 東京都健康推進プラン21 —生活習慣病と寝たきりの予防をめざして—. 東京: 東京都, 2001; 31.
- Omran ML, Morley JE. Assessment of protein energy malnutrition in older persons, part I: History, examination, body composition, and screening tools. *Nutrition* 2000; 16: 50-63.
- 斎藤安彦. 第1回『健康と生活に関する調査』報告書. 東京: 日本大学総合学術情報センター, 2002; 1-12.
- Rogers A, Rogers RG, Branch LG. A multistate analysis of active life expectancy. *Public Health Reports* 1989; 104: 222-226.
- Katz S, Branch LG, Branson MH, et. al. Active life expectancy. *New England J Medicine* 1983; 309: 1218-1224.
- Saito Y, Crimmins EM, Hayward MD. Health expectancy: An overview, Research Paper Series 67. Tokyo: Nihon University Population Research Institute, 1999; 11-19.
- 斎藤安彦. 健康状態別余命. 日本大学人口研究所研究報告シリーズ 8. 東京: 日本大学人口研究所, 1999; 13-20.
- 伏見恵文. 方法論からみた地域別生命表と健康寿命. 厚生指標 2003; 50(5): 47-49.
- 斎藤安彦. 日本大学「健康と生活に関する調査」. *ESTRELA* 2005; 133: 20-27.
- Crimmins EM, Saito Y. Getting better and getting worse: Transitions in functional status among older Americans. *J Aging and Health* 1993; 5: 3-36.
- 古谷野 亘, 柴田 博, 中里克治, 他. 地域老人における活動能力の測定 —老研式活動能力指標の開発—. *日本公衆衛生誌* 1987; 34: 109-114.
- 湖山昌男, 石山直欣, 渡邊郁馬, 他. ゼリー(G-1ゼリー)を用いた咀嚼能力判定試料に関する研究. *老年歯科医学* 1992; 6: 126-131.
- 平野浩彦, 渡辺 裕, 石山直欣, 他. 老年者咀嚼能力に影響する因子の解析. *老年歯科医学* 1995; 9: 184-189.
- 那須郁夫, 堀内俊孝, 渡邊寿子, 他. 地域における高齢者の咀嚼能力と現在歯-補綴歯-欠損歯の構成比. *口腔衛生学会雑誌* 1999; 49: 586-587.
- Laditka SB, Wolf DA. New method for analyzing active life expectancy. *J Aging and Health* 1998; 10: 214-241.
- Lievre A, Brouard N, Heathcote C. The estimating of health expectancies from cross-longitudinal surveys. *Mathematical Population Studies* 2003; 10: 211-248.
- 橋本修二, 宮下光令, 辻 一郎. 健康余命の算出方法の比較—Sullivan法, Katz法とRogers法—. 厚生指標 1999; 46(4): 12-16.
- 甲斐一郎. 高齢社会における健康寿命のあり方健康寿命の現状と課題. *日本衛生学雑誌* 2001; 56: 96-97.
- Sullivan DF. A single index of mortality and morbidity. *HSMHA Health Reports* 1971; 86: 347-354.
- 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.
- 辻 一郎, ソバジェ・カトリース, 久道 茂, 他. 健康余命の現状と国際比較: 仙台データ. 厚生指標 1999; 46(4): 17-22.

- 25) Miura H, Araki Y, Hirai T, et. al. Evaluation of chewing activity in the elderly person. *J Oral Rehabilitation* 1998; 25: 190-193.
- 26) 永井晴美, 柴田 博, 芳賀 博, 他. 地域老人における咀嚼能力の健康状態への影響. *日本老年医学会雑誌* 1990; 27: 63-68.
- 27) 新開省二, 渡辺修一郎, 熊谷 修, 他. 地域高齢者における「準ねたきり」の発生率, 予後および危険因子. *日本公衆衛生誌* 2001; 48: 741-752.
- 28) 新開省二, 渡辺修一郎, 熊谷 修. 高齢社会における健康寿命のあり方 健康寿命と高齢者の栄養および身体活動. *日本衛生学雑誌* 2001; 56: 102-103.
- 29) Miura H, Araki Y, Umenai T. Chewing activity and activities of daily living in the elderly. *J Oral Rehabilitation* 1997; 24: 457-460.
- 30) 熊谷 修, 吉田英世, 古名丈人, 他. 地域在宅高齢者の食品摂取多様性の変化に関連する要因 —8年間の追跡調査—. 中年からの老化予防総合的長期追跡研究, 第II期. 東京: 東京都老人総合研究所, 2004; 161-164.
- 31) 活動的余命を高める方策に関する研究会. 活動的余命を高める方策に関する報告書. 東京: 国民健康保険中央会, 1998; 1-8.
- 32) Pirlich M, Lochs H. Nutrition in the elderly. *Best Practice Research Clinical Gastroenterology* 2001; 15: 869-884.
- 33) 厚生労働省大臣官房統計情報部編. 平成13年国民生活基礎調査第1巻解説編. 東京: 厚生統計協会, 2003; 166-180.
- 34) 鈴木隆雄. 高齢者の余命と活動的余命 地域高齢者の余命の規定要因—学際的縦断研究 TMIG-LISA から—. *日本老年医学会雑誌* 2001; 38: 338-340.
- 35) 厚生省大臣官房統計情報部編. 平成10年国民生活基礎調査第1巻解説編. 東京: 厚生統計協会, 2000; 276-308.
- 36) Tsuji I, Minami Y, Fukao A, et. al. Active life expectancy among elderly Japanese. *J Gerontology Medical Science* 1995; 50: M173-6.
- 37) 那須郁夫, 斎藤安彦. 全国高齢者における主観的健康感と, 見え方, 聞こえ方, および噛め方との関連について. *老年歯科医学* 2003; 17: 289-299.
- 38) Nakanishi N, Hino Y, Ida O, et. al. Associations between self-assessed masticatory disability and health of community-residing elderly people. *Community Dentistry Oral Epidemiology* 1999; 27: 366-371.
- 39) 那須郁夫, 斎藤安彦. 全国高齢者における咀嚼能力の機能歯三角マップによる検討, *老年歯科医学* 2001; 16: 204-212.
- 40) 那須郁夫, 中村 隆, 森本 基. 永久歯現在歯のコウホート分析, 歯科疾患実態調査資料を用いて. *老年歯科医学* 1996; 11: 88-99.
- 41) Hirano H, Ishiyama N, Watanabe I, et. al. Masticatory ability in relation to oral status and general health on aging. *J Nutrition Health Aging* 1999; 3: 48-52.
- 42) 鈴木美保, 園田 茂, 才藤栄一, 他. 高齢障害者のADLに対する歯科治療の効果. *リハビリテーション医学* 2003; 40: 57-67.
- 43) 平野浩彦. 咀嚼機能を維持するためには. 介護・医療・予防研究会編. 高齢者を知る事典. 東京: 厚生科学研究所, 2000; 192-195.

## ACTIVE LIFE EXPECTANCY FOR ELDERLY JAPANESE BY CHEWING ABILITY

Ikuo NASU\* and Yasuhiko SAITO<sup>2\*</sup>

**Key words** : health expectancy, chewing ability, elderly Japanese, panel survey

**Objective** Panel interview surveys of nationally representative elderly people aged 65 years or above in Japan were conducted three times at 2-year intervals since 1999 (Nihon University Japanese Longitudinal Study of Aging) to estimate health expectancy for males and females separately according to their chewing ability.

**Method** Multistate life table methods were applied to estimate health expectancy. Three health states, namely, active, inactive and dead, were defined according to the ability to perform specified daily activities. Living respondents were considered to be in an “inactive state” if they responded “very difficult” or “unable” for performance of at least one ADL or IADL. Otherwise they were considered to be in an “active state”. 4,323 sampled persons who responded to the baseline survey were included in the study. Based on estimated transition probabilities over the survey period between active and inactive states, and active and inactive states to death, both population- and status-based multistate life tables were constructed according to chewing ability. Those who could chew relatively hard foods at the baseline survey were classified as Group A and those who could chew only relatively soft foods were classified as Group B.

**Results** The population-based multistate life tables indicated that at age 65, total life expectancy was 19.3/23.2 (males/females) years for Group A and 16.7/21.1 years for Group B. Active life expectancy was 16.8/18.6 years and 13.6/16.3 years, and inactive life expectancy was 2.4/4.6 years and 3.1/4.8 years for Groups A and B respectively. A statistically significant difference was observed between the two groups only in terms of active life expectancy. From status-based multistate life tables, similar patterns were observed for those whose status at the baseline was “active”.

**Conclusion** These results suggest that maintenance or recovery of sufficient chewing ability for elderly people is related to a longer total life expectancy and even more strongly related to a longer active life expectancy.

---

\* Department of Dental Public Health, Nihon University School of Dentistry at Matsudo

<sup>2\*</sup> Nihon University Advanced Research Institute for the Science and Humanities