

する、後期高齢者・超高齢者に対しても訪問型介入プログラムは良い効果をもたらすことが示唆された。

談話ボランティアプログラム、地図作りプログラムは両者とも、高齢者の社会貢献という側面に注目した介護予防プログラムとすることができる。しかし、現状では高齢者自身だけでなく、社会的にも高齢者の「記憶」や「思い出」が社会的な資産であることが認識されていないのが現状である。また、この様な情報を収集した後、保存や維持し、社会に還元するシステムも完全なものではない。今後、この様な情報を収集した結果を加工し、さらに価値のある情報として利用するためのシステムの開発も必要であろう。

#### F. 健康危険情報

なし

#### G. 研究発表

##### 1. 論文発表

- 1) Iwasa H, Gondo Y, Furuna T, Kobayashi E, Inagaki H, Sugiura M, et al. Cognitive function among physically independent very old people in an urban Japanese community. *Geroatr Gerontol Int*, 2005; 5:248-253.
- 2) 権藤恭之, 古名丈人, 小林江里香, 岩佐 一, 稲垣宏樹, 増井幸恵, 他. 都市部在宅超高齢者の心身機能の実態: ~板橋区超高齢者悉皆訪問調査の結果から【第1報】~. *日老医誌*, 2005; 42(2): 199-208.
- 3) 岩佐 一, 権藤恭之, 古名丈人, 小林江里香, 稲垣宏樹, 杉浦美穂, 他. 身体的に自立した都市部在宅超高齢者における認知機能の特徴: ~板橋区超高齢者悉皆訪問調査から【第2報】~. *日老医誌*, 2005; 42(2): 214-220.
- 4) 岩佐 一, 河合千恵子, 権藤恭之, 稲垣宏樹,

鈴木隆雄. 都市部在宅中高年者における7年間の生命予後に及ぼす主観的幸福感の影響. *日老医誌*, 2005; 42(6): 677-683.

- 5) 権藤恭之, 古名丈人, 小林江里香, 岩佐一, 稲垣宏樹, 増井幸恵, 他. 超高齢期における身体的機能の低下と心理的適応~板橋区超高齢者訪問悉皆調査の結果から~. *老年社会科学*, 2005; 27(3): 327-338.
  - 6) 増井幸恵, 権藤恭之, 稲垣宏樹. 超高齢者用認知機能評価尺度の開発. *老年精神医学*, 2005; 16(7): 837-845.
- #### 2. 学会発表
- 増井幸恵, 権藤恭之, 他. 高齢期におけるEriksonの「統合性」の発達. *日本心理学会第69回大会*, 2005, 東京.

#### H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

## 転倒・骨折の発生状況に関する研究

分担研究者 高田和子 独立行政法人国立健康・栄養研究所・主任研究員

### 研究要旨

転倒及び骨折の発生状況と原因を検討するために、全国9都道府県26市町村において骨粗鬆症検診を受診した50歳以上の女性を対象に、郵送留置法による調査を実施した。対象者11,396名のうち7,848名(68.9%)から回答を得、有効な回答の得られた7,396名(64.9%)について解析した。その結果、27%に転倒がみられ、特に80歳以上では42%と高率であった。転倒による骨折の発生も80歳以上では20.7%と高かった。転倒は家の外で歩行時、つまずく、滑る、段差などにより発生していた。骨折の発生率は5.7%で、年齢とともに高くなり、80歳以上では16.7%であった。骨折発生部位は足がもっとも多く、大腿部などを含む下肢全体で34.3%を占めた。転倒の発生は段差などの外的な要因によるものもあるが、歩行時のつまずき、滑るなど歩行機能の低下に影響される場合も多いと推測された。

### 研究協力者

張 建国 南京師範大学

#### A. 研究目的

高齢者の社会参加の増加及び日常生活の自立度の向上が求められている今日において、転倒はそれを阻む要因のひとつになっている。先行研究によると、地域在住の高齢者では、毎年およそ30%が1度以上転倒し<sup>1-4)</sup>、80歳以上の高齢者においてその転倒発生率がさらに高くなっている<sup>2)</sup>。転倒による直接あるいは間接的な死亡は死亡原因の6位を占めている<sup>5)</sup>。そればかりではなく、転倒後の活動制限はさらに自立能力に悪影響を与え、高齢者のQOLの低下をもたらす<sup>6-8)</sup>。一方加齢に伴って骨折の発生率も上昇し、寝たきりにもつながるおそれがある<sup>9)</sup>。そこで、本研究においては、転倒および骨折の発生状況とその原因を検討するために、市町村における骨粗鬆症検診受診者を対象に転倒・骨折の発生状況を調べることを目的とした。

#### B. 研究方法

全国9都道府県26市町村で骨粗鬆症検診を受診した50歳以上の女性11,396名を対象に郵送留置法により、検診受診後2年間の転倒・骨折の発症状況についての調査を実施した。調査内容は転倒・骨折の発症の有無、骨折部位、骨折の理由、治療の有無、転倒の回数、転倒場所、転倒時の履物、転倒の理由、転倒による怪我の有無である。対象者11,396名のうち7,848名(68.9%)から回答を得た。今回はそのうち、年齢・転倒についての回答がない428名、50歳以下だった者24名を除く7,396名(64.9%)を解析対象とした。

#### C. 研究結果

##### I. 転倒の状況

##### 1) 転倒の発生

過去2年間の転倒について調べた結果、7,396名のうち、2,000人は1回あるいは2回

以上を転倒し、平均転倒発生率は27%であった。年代別に見ると、加齢に伴って転倒の発生が多くなった(表1)。また、980名は2回以上転倒し、対象者全員の13.3%を占めた。

表1 年代別に見た転倒発生率

	50-59歳 (n = 2401)	60-69歳 (n = 3640)	70-79歳 (n = 1217)	80歳~ (n = 138)
転倒者数	567	966	410	58
転倒発生率*(%)	23.6	26.5	33.7	42.0

\*: 転倒発生率=転倒者数/対象者数

表2 年代別に見た転倒発生率(2回以上)

	50-59歳 (n = 2401)	60-69歳 (n = 3640)	70-79歳 (n = 1217)	80歳~ (n = 138)
転倒者数	287	470	198	25
転倒発生率*(%)	12.0	12.9	16.3	18.1

\*: 転倒発生率=転倒者(2回以上)数/対象者数

## 2) 転倒によるけが

表3に示すように、80%以上の転倒はけがを伴った。けがの内容からみると、打撲がもっとも多く、すり傷・切り傷、ねんざが続いた。年代別に転倒による骨折を検討した結果、80歳以上の高齢者では、転倒による骨折の発生率がもっとも高かった(表4)。

表3 転倒によるけが

けがの状況	%
打撲	30.4
すり傷・切り傷	24.1
何もなかった	19.8
ねんざ	11.7
骨折	8.0
その他のけが	3.3
縫うことが必要な程のけが	1.5
気を失った	1.3

表4 年代別に見た転倒による骨折発生率

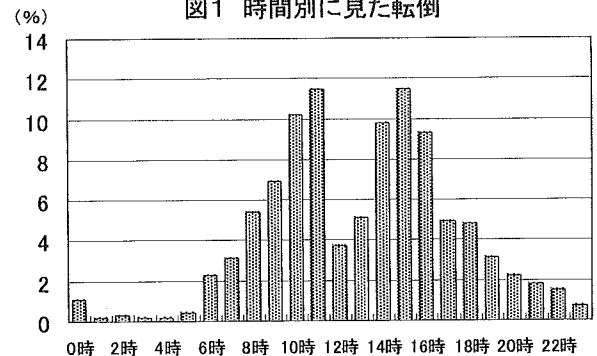
	50-59歳 (n = 567)	60-69歳 (n = 965)	70-79歳 (n = 410)	80歳~ (n = 58)
転倒者数	33	104	37	12
転倒による骨折発生率*(%)	5.8	10.8	9	20.7

\*: 転倒発生率=骨折を伴う転倒者数/転倒者数

## 3) 転倒の場所と時間

転倒の場所では、家の中(庭先などの敷地内を含む)が31.4%、家の外は68.6%であった。転倒の時間からみると、半分以上の転倒は午前10時~12時、午後2時~5時の時間帯に発生した(図1)。

図1 時間別に見た転倒



## 4) 転倒時の履物と行動

転倒した時の履物は、靴がもっとも多く、ついでサンダルとスリッパであった(表5)。転倒時の行動では、「歩いている」と答えた者がもっとも多く、半分以上を占めた(表6)。

表5 転倒時の履物

履物	%
靴	57.1
サンダル	24.3
スリッパ	6.7
靴下	6.1
はだし	5.2
他の履物	0.4
げた	0.2

表6 転倒時の行動

行動	%
歩いている時	56.2
その他	18.1
階段を降りている時	9.3
走っている時	7.7
立ち上がろうとした時	4.4
階段を上っている時	2.7
座ろうとした時	0.8
立ち止まっている時	0.7

## 5) 転倒の理由

転倒の理由としてもっとも多かったのは「つまづいた」で、その次は「滑った」、「段差があった」であった(表7)。

表7 転倒の理由

理由	%
つまづいた	33.9
滑った	22.6
段差があった	18.3
足を踏み外した・転落	9.6
他の理由	6.3
人や物にぶつかった	4.6
体がふらついた	3.8
めまいがした・気が遠くなった	1.0

## II. 骨折の状況

過去2年間に420例の骨折があり、骨折の発生率は5.7%であった。

## 1) 年代別に見た骨折発生率

加齢に伴って骨折発生率が徐々に上昇するが、80歳以上では、骨折発生率が大幅に上昇した(表8)。

## 2) 骨折の部位

骨折がもっとも多く発生した部位は足で、その次は腕と手であった(表9)。

表8 年代別に見た骨折発生率

	50-59歳 (n = 2397)	60-69歳 (n = 3635)	70-79歳 (n = 1210)	80歳~ (n = 139)
転倒者数	81	219	97	23
転倒発生率*(%)	3.4	6	8	16.7

\*: 骨折発生率=骨折者数/対象者数

## D. 考 察

50歳以上の女性7,396名を対象に過去2年間の転倒や骨折について調べた。その結果、転倒の発生率は加齢に伴って上昇したことがわかった。本研究の結果は日本人を対象とした先行研究とほぼ同じであった。

転倒はアクシデントによるものが多いと考えられるが、頻発性転倒は身体機能の低下によるものと考えられる<sup>11)</sup>。80歳以上群では、2回以上の転倒率が最も高かった。

転倒によるけがでは、打撲がもっとも多かった。転倒による骨折は全員の平均が8%であったが、80歳以上の高齢者では、20%以上で、平均値の倍以上となった。

転倒が最も多く発生した時間帯は10時から12時と14時から16時で、12時から14時の時間帯には転倒の発生が比較的少なかった。この時間帯は大抵の家庭では昼食の時間となっているので、活動が少なかったのではないかと考えられる。転倒の場所では、7割近くの人が家の外と回答した。このことから、調査した対象が比較的活動的な日常生活を送っていることを窺える。

転倒の理由について、もっとも多く答えたのは「つまづいた」で、次は「滑った」であった。この結果は先行研究と一致した<sup>12)</sup>。

過去2年間での骨折の発生率は5.7%であったが、80歳以上の高齢者では、16.7%となり、平均値を大幅に上回るのだけでなく、70歳代の高齢者の倍にもなっていた。骨折の部位からみると、足がもっとも多かったが、大腿骨頸部で

の骨折は3.9%しかなかった。

#### E. 結論

50歳以上の女性の2年間における転倒発症率は27%で、先行研究とほぼ同じであった。転倒、骨折発症とも加齢とともに増加し、特に80歳以上で高率となった。転倒は、屋外の歩行時、つまづく、滑るなどの原因によって起こることが多く、下肢の筋力や協調性などの向上が必要と推測された。

#### F. 健康危険情報 なし

#### G. 研究発表

##### 1. 論文発表

なし

##### 2. 学会発表

Kazuko Ishikawa-Takata, et al. Good appetite and Exercise: Key factors for predicting functional independence among community-dwelling elderly. 52nd Annual Meeting of American College of Sports Medicine, 2005, Nashville, USA.

#### H. 知的財産権の出願・登録状況 なし

#### I. 引用文献

- 1) Prudham D, Evans JG. Factors associated with falls in the elderly: a community study. *Age Ageing*, 1981;10:141-146.
- 2) Preey BC. Falls among the elderly: a review of the methods and conclusions of epidemiologic studies. *J Am Geriatr Soc*, 1982;30:367-371.
- 3) Campbell AJ, Reinken J, Allan BC, et al. Falls in old age: a study of frequency and related clinical factors. *Age Ageing*, 1981;10:264-270.
- 4) Lach HW, Reed AT, Arfken CL, et al. Falls in the elderly: reliability of a classification system. *J Am Geriatr Soc*, 1991;39:197-202.
- 5) Stattin RW. Falls among older persons: A public health perspective. *Annu Rev Public Health*, 1992;13:489-508.
- 6) Tinetti ME, Howland J, Tennstedt S, et al. Risk factors for falls among elderly persons living in the community. *N Engl J Med*, 1988;319(26):1701-1707.
- 7) Howland J, Lachman ME, Peterson EW, et al. Covariates of fear of falling and associated activity curtailment. *The Gerontologist*, 1998;38(5):549-555.
- 8) Lachman ME, Howland L, Tennstedt S, et al. Fear of falling and activity restriction: The survey of activities and fear of falling in the elderly (SAFE). *J Gerontol*, 1998; 53B(1): P43-P50.
- 9) Riggs BL, Melton LJ 3rd, Robb RA, et al. Population-based analysis of the relationship of whole bone strength indices and fall-related loads to age- and sex-specific patterns of hip and wrist fractures. *J Bone Miner Res*, 2006; 21(2):315-23.
- 10) 安村誠司, 他. 農村部の在宅高齢者における転倒の発生要因. *日本公衆衛生雑誌*, 1994;41(6): 528-37.
- 11) Nevitt MC, Cummings SR, Kidd S, et al. Risk factors for recurrent nonsyncopal falls. A prospective study. *JAMA*, 1989; 261(18):2663-8.
- 12) Zhang JG, Yamazaki H, Ishikawa-Takata K. Risk factors for all falls and injurious falls in the elderly in Nanjing, People's Republic of China. *Health Sciences*, 2003;19 (1):37-43.

## 健康寿命の推移

分担研究者 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

### 研究要旨

「健康寿命」とは、痴呆や寝たきりにならず、心身ともに自立した状態で生活できる期間と定義される。高齢者の健康寿命の10年間の推移を検討することを目的に以下の研究を行った。調査Ⅰでは、65歳以上仙台市民から5%の割合で無作為抽出した3,704名を対象に、1988年と1991年の2回にわたって日常生活動作(ADL)の自立度に関する調査を実施し、それをもとにADLの自立した生存期間(ADL自立期間)としての健康寿命を測定した。調査Ⅱでは、調査Ⅰと同様の手法により無作為抽出した7,000名を対象に、2002年と2004年の2回にわたってADLの自立度を調査し、その推移をもとに健康寿命を測定した。65歳時の平均余命は、男性では調査Ⅰ(1988-1999年)の16.1年から調査Ⅱ(2002-2004年)の17.2年に1.1年延長し、女性では20.4年から22.6年に2.2年延長した。65歳時のADL自立期間は、男性では調査Ⅰの14.7年から調査Ⅱの16.0年に1.3年延長し、女性では17.7年から19.6年に1.9年延長した。65歳時の要介護期間は、男性では調査Ⅰの1.4年から調査Ⅱの1.2年に0.2年短縮したが、女性では2.7年から3.0年に0.3年延長した。本研究の結果、この10年間で平均余命もADL自立期間も延長したが、要介護期間は男性では短縮し、女性では延長していた。ADL自立期間の延長は死亡率の低下、要介護の有病率・発生率の低下が要因と考えられ、介護予防の推進によりADL自立期間のさらなる延長、要介護期間の短縮が期待される。

### 研究協力者

大森 芳 東北大学大学院公衆衛生学分野  
栗山 進一 東北大学大学院公衆衛生学分野  
中谷 直樹 東北大学大学院公衆衛生学分野  
寶澤 篤 ミネソタ大学疫学・地域保健学  
島津 太一 東北大学大学院公衆衛生学分野  
菊地 信孝 東北大学大学院公衆衛生学分野

健康寿命の延伸が最大の目標に掲げられている。

われわれは、仙台市の協力のもと、全国に先駆けて市民の健康寿命を測定している。それは、65歳以上市民から5%の割合で無作為抽出した3,704名を対象に、1988年と1991年の2回にわたって日常生活動作(ADL)の自立度に関する調査を実施し、それをもとにADLの自立した生存期間としての健康寿命を推計したものである。その結果、65歳時の男性の平均余命16.1年のうち健康寿命が14.7年であり、女性では平均余命20.4年のうち健康寿命が17.7年であることを明らかにした。女性では平均余命も健康寿命も男性より長いのだが、しかしADL要介護状態での生存期間(平均余命と健康寿命との

### A. 研究目的

「健康寿命」とは、痴呆や寝たきりにならず、心身ともに自立した状態で生活できる期間と定義される。人口の高齢化が進むなか、健康寿命の重要性が強く認識されるようになっていく。厚生労働省が2000年度より実施している健康づくり国民運動「健康日本21」においても、

差)は男性 1.4 年に対して女性 2.7 年と、約 2 倍の格差があることも明らかとなった。

上記調査から 10 年以上が経過し、高齢者の健康状態や ADL の自立度、生活習慣などには相当の変化が生じていることが推測される。国勢調査時の完全生命表による 65 歳時の平均余命は 1990 年の男性 16.2 年、女性 20.0 年から 2000 年の男性 17.5 年、女性 22.4 年まで延長している。10 年間での 65 歳時平均余命の伸びは、男性 1.3 年、女性 2.4 年であり、平均余命の性差は拡大している。一方、健康寿命の推移はよくわかっていない。

今回われわれは、仙台市の協力のもと、2002 年から 2004 年にかけて再度 ADL の自立度に関する調査を実施し、それをもとに健康寿命を推計した。本研究の目的は、1988 年から 1991 年に行われた前回調査と 2002 年から 2004 年に行われた今回調査との間で健康寿命の推移を検討することである。健康寿命の定義にはさまざまなものがあるが、本研究では、食事・更衣・入浴・排泄の 4 項目の ADL を全て自立して行える生存期間 (ADL 自立期間) と定義する。平均

寿命から健康寿命を引き算したものが、1 つ以上の ADL になんらかの手助けが必要な状態で生きる期間 (要介護期間) となる。

## B. 研究方法

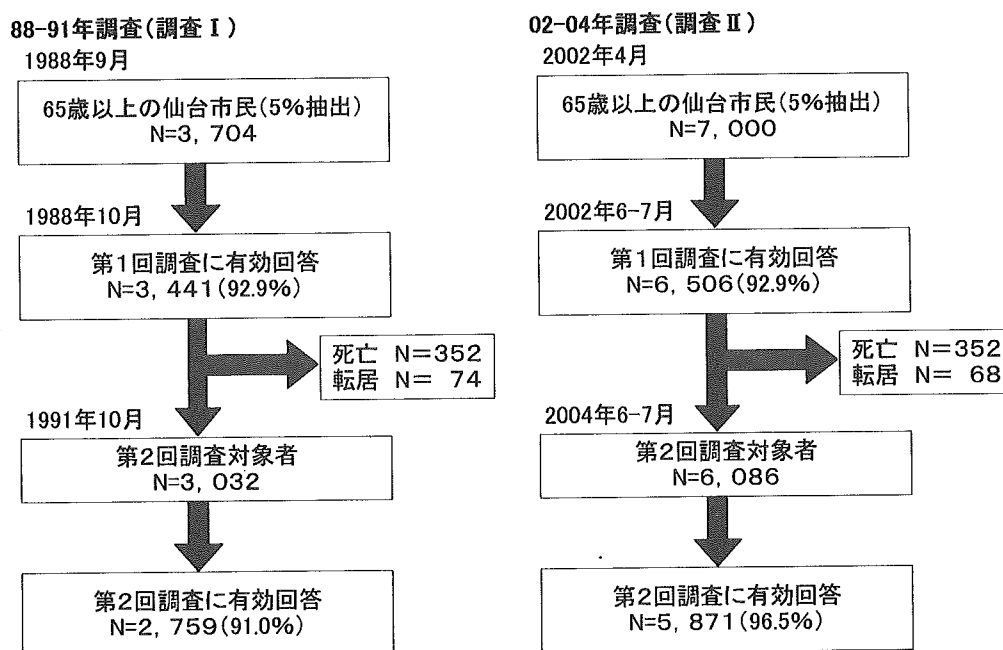
### 1) 対象

1988 年から 1991 年に実施された仙台市高齢者健康実態調査 (以下「調査 I」) と 2002 年から 2004 年に実施された仙台市高齢者健康寿命調査 (以下「調査 II」) との比較検討を可能にするために、両調査とも同一の手法で行われた。両調査の概要を図 1 に示す。

#### (1) 調査 I

調査 I の対象は、1988 年 9 月 20 日時点で 65 歳以上であった仙台市民のうち住民基本台帳より 5% の割合で無作為に抽出した 3,704 人である。同年 10 月に第 1 回調査が行われた。調査は、民生委員が対象者に調査票を配布して記入を依頼し、数日後に回収する形式で行われた。調査項目は、年齢、性、家族構成、ADL 4 項目 (食事、更衣、排泄、入浴) の遂行能力、痴呆と関連する症状の有無などに関するものであった。

図 1 調査の流れ



有効回答者は3,441人(92.9%)であった。

調査Ⅰでは、第2回調査は1991年10月に行った。第2回目調査までに74人(2.1%)が市外への転居により追跡不能となった。また、352人(10.2%)が死亡していた。死亡者については、死亡年月日を確認した。その結果、3,032人が第2回調査の対象となり、このうち2,759人(91.0%)が回答した。

## (2) 調査Ⅱ

調査Ⅱの対象は、2002年4月1日時点で65歳以上であった仙台市民のうち住民基本台帳より5%の割合で無作為抽出された7,000人である。1988年に行われた調査Ⅰの5%無作為抽出による対象者は3,704人であり、約10年間で仙台市の高齢者人口は約2倍に増加した。それを裏付けるように、仙台市の65歳以上人口割合は1990年国勢調査時の8.8%から2000年国勢調査時には1.5倍の13.2%に増加した。

調査Ⅱでは2002年6月から7月にかけて第1回調査が行われた。調査は、民生委員が対象者に調査票を配布して記入を依頼し、数日後に回収する形式で行われた。調査項目は、年齢、性、家族構成、ADL4項目の遂行能力の他、東京都老人総合研究所式活動能力指標や健康関連する生活習慣(食事の回数、運動習慣、不満や悩み・ストレス、喫煙など)であった。有効回答者は6,506人(92.9%)であった。

調査Ⅱでは、第2回調査は2004年6月から7月にかけて行った。第2回目調査までに68人(1.0%)が市外への転居により追跡不能であった。また、352人(5.4%)が死亡していた。死亡者については、死亡年月日を確認した。その結果、6,086人が第2回調査の対象となり、このうち5,871人(96.5%)が回答した。

## 2) 自立、要介護の定義

ADLに関しては、食事、更衣、入浴、排泄の4項目の遂行能力を尋ねた。調査Ⅰおよび調査Ⅱに共通して、「(以下の)日常生活の様子はいかがですか」の設問に続き、食事・更衣・入浴・排泄について、「1.自分でできる」「2.助け

が必要(調査Ⅰでは「介助すればできる」「できない」に分割)」の選択肢からそれぞれ1つを選ぶように求めた。分析にあたって、4項目のADLすべて自分でできる者を「自立」、1項目以上に介助が必要な者または第2回調査無回答者のうちの施設入所者を「要介護」として二者択一的に扱った。

## 3) 統計解析

調査Ⅰ、調査Ⅱそれぞれについて以下のように行った。まず、調査Ⅰおよび調査Ⅱで、第1回調査有効回答者におけるADL要介護項目数の頻度に関し、年齢階級を調整したコクラン・マンテル・ヘンツェル検定を用いて調査Ⅰと調査Ⅱの差、および性差をそれぞれ分析した。

次に、調査Ⅰおよび調査Ⅱで、第1回調査有効回答者における第1回目調査時のADL遂行能力(自立、要介護)別の死亡率を比較検討した。その際、調査Ⅰでは第1回目調査と第2回目調査の間で死亡率は一定であると仮定し死亡者の観察人年を研究期間の中間点とした。調査Ⅱでは、住民票に基づく死亡年月日より死亡者の観察人年を算出した。

さらに、第1回目調査、第2回目調査ともに完全回答した者を対象として、2回の調査におけるADL要介護項目数の推移割合を性・年齢階級別に調査Ⅰ・調査Ⅱそれぞれ算出した。

最後に、生命表法を用いて平均余命、健康寿命としてのADL自立期間、要介護期間を求めた。平均余命は、ADL自立期間、要介護期間の和として求められる。生命表法による分析では、第1回調査有効回答者のうち、第2回調査の有効回答者および第2回目調査時に死亡あるいは施設入所していた者を解析対象とした。調査Ⅰ・調査Ⅱそれぞれについて、第1回調査の結果から男女別に第1回目調査時ADLにより自立者、要介護者に分け、第1回調査時年齢別の観察人年を計算した。続いて、調査Ⅰ・調査Ⅱそれぞれについて、第2回調査時の結果から、性・ADL・年齢で細分化した「(自立者の)要介護発生率」「(要介護者の)ADL回復率」「死亡率」



を計算した。「(自立者の) 要介護発生率」「(要介護者の) ADL 回復率」「死亡率」から生命表を作成し、調査Ⅰ・調査ⅡそれぞれのADL自立期間、要介護期間およびその総和である平均余命を算出した。

すべての統計分析において、 $p < 0.05$  を有意水準とした。

### C. 研究結果

#### 1) 第1回調査回答者の性・年齢階級別分布と第2回調査における状況

調査Ⅰ・調査Ⅱのそれぞれについて、第1回調査回答者の第2回調査における状況(回答、不回答、死亡、転居)を性・年齢階級別に表1に示した。

調査Ⅰでは、1988年の第1回調査回答者のうち、41.7%が男性であり、回答者の平均年齢は73.5(最高年齢:113)歳であった。調査Ⅱでは、2002年の第1回調査回答者のうち、42.6%が男性であり、回答者の平均年齢は73.5(最高年齢:103)歳であった

第2回調査までに転居した者は、調査Ⅰでは74人(うち男性29.7%)、調査Ⅱでは68人(うち男性26.5%)であった。残りの追跡可能者は調査Ⅰで3,384人(うち男性42.3%)、調査Ⅱで6,438人(うち男性42.8%)であった。調査

Ⅰ・調査Ⅱともに転居者に比べて追跡可能者で男性の割合が高かった。

第2回調査までに、調査Ⅰでは352人(追跡可能者のうち10.4%)が死亡し、調査Ⅱでも352人(追跡可能者のうち5.5%)が死亡した。第2回調査に回答しなかったのは、調査Ⅰは273人(追跡可能者のうち8.1%)、調査Ⅱは215人(追跡可能者のうち3.3%)であった。第2回調査不回答者のうち、調査Ⅰでは80人(不回答者のうち29.3%)、調査Ⅱでは83人(不回答者のうち38.6%)が病院に入院中または施設に入所中であった。

#### 2) 第1回調査時における要介護者の割合

ADL 要介護項目数の性・10歳階級別頻度を表2に示した。男性では、調査Ⅰで92.8%、調査Ⅱでは93.7%が全項目で自立していた。女性では調査Ⅰで92.1%、調査Ⅱでは92.4%が全項目で自立していた。しかし、年齢階級で調整したコクラン・マンテル・ヘンツェル検定では調査Ⅰと調査Ⅱの間で有意な差はなかった(男性; $p=0.38$ 、女性; $p=0.40$ )。3項目以上で介護を要する比較的重度の要介護者の頻度は、男性では調査Ⅰは4.4%、調査Ⅱは2.6%、女性でも調査Ⅰは4.3%、調査Ⅱは3.3%であり、男女とも約10年で減少している。

表1 第1回調査回答者の性・年齢階級分布と第2回調査における状況(回答、不回答、死亡、転居)

#### <男性>

##### 調査Ⅰ(88-91年)

第1回調査時の年齢	生存		死亡	転居	総数
	回答	不回答			
65-74歳	789	67	59	12	927
75-84歳	292	38	81	8	419
85歳以上	35	11	42	2	90
総数	1,116	116	182	22	1,436

##### 調査Ⅱ(02-04年)

第1回調査時の年齢	生存		死亡	転居	総数
	回答	不回答			
65-74歳	1,685	45	70	13	1,813
75-84歳	686	18	94	4	802
85歳以上	104	12	41	1	158
総数	2,475	75	205	18	2,773

#### <女性>

##### 調査Ⅰ(88-91年)

第1回調査時の年齢	生存		死亡	転居	総数
	回答	不回答			
65-74歳	1,059	98	44	29	1,230
75-84歳	485	45	64	19	613
85歳以上	82	14	62	4	162
総数	1,626	157	170	52	2,005

##### 調査Ⅱ(02-04年)

第1回調査時の年齢	生存		死亡	転居	総数
	回答	不回答			
65-74歳	2,079	56	26	17	2,178
75-84歳	1,088	55	65	28	1,236
85歳以上	229	29	56	5	319
総数	3,396	140	147	50	3,733

表2 第1回調査におけるADL要介護項目数の性・年齢階級別頻度

<男性>

調査 I (88-91年)			
第1回調査時の年齢	なし N (%)	1-2 N (%)	3-4 N (%)
65-74歳 (N=927)	893 (96.3)	13 (1.4)	21 (2.3)
75-84歳 (N=419)	372 (88.8)	21 (5.0)	26 (6.2)
85歳以上 (N=90)	68 (75.6)	6 (6.7)	16 (17.8)
総数 (N=1,436)	1,333 (92.8)	40 (2.8)	63 (4.4)

調査 II (02-04年)			
第1回調査時の年齢	なし N (%)	1-2 N (%)	3-4 N (%)
65-74歳 (N=1,771)	1,723 (97.3)	30 (1.7)	18 (1.0)
75-84歳 (N=773)	693 (89.7)	44 (5.7)	36 (4.7)
85歳以上 (N=153)	111 (72.6)	25 (16.3)	17 (11.1)
総数 (N=2,697)	2,527 (93.7)	99 (3.7)	71 (2.6)

<女性>

調査 I (88-91年)			
第1回調査時の年齢	なし N (%)	1-2 N (%)	3-4 N (%)
65-74歳 (N=1,230)	1,197 (97.3)	20 (1.6)	14 (1.1)
75-84歳 (N=613)	552 (90.1)	28 (4.6)	33 (5.4)
85歳以上 (N=162)	98 (60.5)	25 (15.4)	39 (24.1)
総数 (N=2,005)	1,847 (92.1)	72 (3.6)	86 (4.3)

調査 II (02-04年)			
第1回調査時の年齢	なし N (%)	1-2 N (%)	3-4 N (%)
65-74歳 (N=2,119)	2,079 (98.1)	20 (0.9)	20 (0.9)
75-84歳 (N=1,200)	1,076 (89.7)	75 (6.3)	49 (4.1)
85歳以上 (N=302)	189 (62.6)	63 (20.9)	50 (16.6)
総数 (N=3,621)	3,344 (92.4)	158 (4.4)	119 (3.3)

検定: 調査 I と調査 II の差 (Cochran-Mantel-Haenszel検定)  
 男性 P=0.38  
 女性 P=0.40  
 性差 (Cochran-Mantel-Haenszel検定)  
 調査 I P=0.91  
 調査 II P=0.82

表3 第1回調査時のADL能力レベル別にみた死亡率(100人年あたり)

<男性>

第1回調査時のADL能力レベルと年齢	調査 I (88-91年) 死亡率(観察人年)	調査 II (02-04年) 死亡率(観察人年)
自立*		
65-74歳	1.90 (2,584.3)	1.61 (3,356.0)
75-84歳	5.67 (1,022.5)	4.63 (1,316.4)
85歳以上	16.44 (158.1)	9.40 (202.2)
要介護†		
65-74歳	12.82 (78.0)	14.64 (82.0)
75-84歳	23.40 (98.3)	22.28 (134.6)
85歳以上	44.78 (35.7)	38.26 (57.5)

<女性>

第1回調査時のADL能力レベルと年齢	調査 I (88-91年) 死亡率(観察人年)	調査 II (02-04年) 死亡率(観察人年)
自立*		
65-74歳	1.13 (3,463.4)	0.49 (4,087.7)
75-84歳	2.72 (1,544.3)	1.93 (2,071.2)
85歳以上	10.33 (251.7)	5.78 (346.3)
要介護†		
65-74歳	5.70 (87.7)	6.86 (72.9)
75-84歳	14.49 (151.8)	10.40 (221.1)
85歳以上	31.79 (113.2)	17.59 (199.0)

\*自立: 4項目のADL全てに自立  
 †要介護: 1つ以上のADL項目で要介護

また、ADL 要介護項目数を男女間で比較すると、年齢階級で調整したコクラン・マンテル・ヘンツェル検定では有意な性差は認められなかった(調査 I ;p=0.91、調査 II ;p=0.82)。年齢階級別に性差を検討すると、調査 I・IIともに75歳未満では男性(調査 I ;p=0.23、調査 II ;p=0.086)で、85歳以上では女性(調査 I ;p=0.016、調査 II ;p=0.034)で要介護者の頻度が高い傾向があった。

### 3) ADL 遂行能力と生命予後

第1回調査に回答した者のうち、転居による追跡不能者を除く者(調査 I ;3,367人、調査

II ;6,438人)について、ADL 能力別に死亡リスクを検討した(表3)。同一のADL 能力レベルおよび性・年齢階級で比較すると、65-74歳の要介護者以外では、調査 II で死亡率は低下していた。ADL の自立した男性の100人年あたりの死亡率は、65-74歳では1.90から1.61に、75-84歳では5.67から4.63に、85歳以上では16.44から9.40にそれぞれ低下した。ADL の自立した女性の100人年あたりの死亡率は、65-74歳では1.13から0.49に、75-84歳では2.72から1.93に、85歳以上では10.33から5.78にそれぞれ低下した。ADL 要介護の男性では、65-74

歳の死亡率は100人年あたり12.82から14.64に増加したが、75-84歳では23.40から22.28に、85歳以上では44.78から38.26にそれぞれ低下した。ADL要介護の女性では、65-74歳の死亡率は100人年あたり5.70から6.86に増加したが、75-84歳では14.49から10.40に、85歳以上では31.79から17.59にそれぞれ低下した。

性別にみると、調査Ⅰ・Ⅱともに全ての年齢階級・ADL能力レベルで、男性の死亡率は女性よりも高かった。

表4 ADL要介護項目数の推移\*

〈男性〉

調査Ⅰ (88-91年)	第2回調査時の要介護項目数(%)		
	なし	1-2	3-4
なし			
65~74歳 (N=727)	96.4	1.4	2.2
75~84歳 (N=262)	93.5	2.7	3.8
85歳以上 (N=31)	74.2	16.1	9.7
1-2			
65~74歳 (N=7)	42.9	28.6	28.6
75~84歳 (N=5)	20.0	40.0	40.0
85歳以上 (N=0)	-	-	-
3-4			
65~74歳 (N=10)	30.0	0.0	70.0
75~84歳 (N=6)	16.7	16.7	66.7
85歳以上 (N=1)	0.0	0.0	100.0

4) ADL 遂行能力の推移

ADL要介護項目数の推移を性・年齢階級別に検討した結果を表4に示す。調査Ⅰ・Ⅱを通じて、第1回調査時で全てのADLで自立していた者の大多数は、第2回調査時も良好な機能を維持している。しかし、その頻度は高齢になるほど低下する。第1回調査時ADLの自立した男性では、65-74歳の96.4% (調査Ⅰ) および97.7% (調査Ⅱ)、75-84歳の93.5% (調査Ⅰ) および94.0% (調査Ⅱ)、85歳以上の74.2% (調査Ⅰ) および81.3% (調査Ⅱ) が第2回調査時も

調査Ⅱ (02-04年)	第2回調査時の要介護項目数(%)		
	なし	1-2	3-4
なし			
65~74歳 (N=1588)	97.7	1.9	0.4
75~84歳 (N=601)	94.0	4.0	2.0
85歳以上 (N=80)	81.3	11.3	7.5
1-2			
65~74歳 (N=18)	33.3	55.6	11.1
75~84歳 (N=28)	42.9	35.7	25.0
85歳以上 (N=12)	41.7	21.4	33.3
3-4			
65~74歳 (N=10)	0.0	10.0	90.0
75~84歳 (N=16)	0.0	6.3	93.8
85歳以上 (N=3)	0.0	0.0	100.0

〈女性〉

調査Ⅰ (88-91年)	第2回調査時の要介護項目数(%)		
	なし	1-2	3-4
なし			
65~74歳 (N=966)	97.9	1.0	1.0
75~84歳 (N=427)	92.3	4.0	3.7
85歳以上 (N=56)	71.4	14.3	14.3
1-2			
65~74歳 (N=15)	40.0	33.3	26.7
75~84歳 (N=17)	17.7	17.7	64.7
85歳以上 (N=8)	12.5	25.0	62.5
3-4			
65~74歳 (N=5)	60.0	0.0	40.0
75~84歳 (N=11)	9.1	18.2	72.7
85歳以上 (N=6)	0.0	16.7	83.3

調査Ⅱ (02-04年)	第2回調査時の要介護項目数(%)		
	なし	1-2	3-4
なし			
65~74歳 (N=1925)	98.5	1.1	0.4
75~84歳 (N=933)	92.4	6.2	1.4
85歳以上 (N=150)	77.3	16.0	6.7
1-2			
65~74歳 (N=17)	35.3	52.9	11.8
75~84歳 (N=54)	29.6	50.0	20.4
85歳以上 (N=33)	24.2	63.6	12.1
3-4			
65~74歳 (N=12)	0.0	8.3	91.7
75~84歳 (N=28)	3.6	14.3	82.1
85歳以上 (N=26)	0.0	3.9	96.2

\*第1回、第2回調査ともに完全回答した者を対象とした

自立していた。第1回調査時ADLの自立した女性では、65-74歳の97.9%（調査Ⅰ）および98.5%（調査Ⅱ）、75-84歳の92.3%（調査Ⅰ）および92.4%（調査Ⅱ）、85歳以上の71.4%（調査Ⅰ）および77.3%（調査Ⅱ）が第2回調査時も自立していた。

第1回調査で3～4項目に介護を要した者の大多数は、同様の重度の要介護レベルに留まっているが、能力が改善する者も存在する。しかし、その頻度も高齢になるほど低下する。第1回調査で3～4項目に介護を要した男性の29.4%（調査Ⅰ）および6.9%（調査Ⅱ）、女性では21.9%（調査Ⅰ）および10.6%（調査Ⅱ）で第2回調査時に要介護項目数が減少していた。要介護項目数が1ないし2個の者は流動的な経過を示し、同じレベルに留まっている者の頻度は調査Ⅰでは20～40%、調査Ⅱでも20～65%であり、改善・悪化と両方向性の変化を示した。合計すると、何らかのADLに障害がありながら生存した者のうち、調査Ⅰでは30.8%、調査Ⅱでは30.4%でADL遂行能力に1個以上の改善が認められたが、調査Ⅰと調査Ⅱの間に大きな変化はなかった。

#### 5) ADL自立期間と要介護期間の推移

性別の平均余命、ADL自立期間、要介護期間

を表5に示す。男性の65歳時平均余命は、調査Ⅰで16.1年、調査Ⅱで17.2年と約10年間で1.1年延長した。女性の65歳時平均余命は、調査Ⅰで20.4年、調査Ⅱで22.6年と2.2年延長した。平均余命の延長は女性でより大きかった。

さらに、平均余命の内訳を検討した。調査Ⅰと調査Ⅱとの間で、65歳の男性ではADL自立期間は14.7年から16.0年へ1.3年延長し、要介護期間は1.4年から1.2年へ0.2年短縮した。75歳男性ではADL自立期間が1.4年延長し、要介護期間に変化はなかった。85歳男性ではADL自立期間が1.5年延長し、要介護期間は0.5年短縮した。男性の平均余命の延長は、ADL自立期間の延長のみでなく要介護期間の短縮を伴っていた。一方、65歳の女性では、ADL自立期間は17.7年から19.6年へ1.9年延長し、さらに要介護期間も2.7年から3.0年へ0.3年延長した。75歳の女性ではADL自立期間は1.1年、要介護期間は0.3年延長した。85歳の女性ではDL自立期間は0.2年、要介護期間は0.9年延長した。女性の平均余命の延長は、ADL自立期間の延長とともに要介護期間の延長も伴うものであった。

表5 平均余命・ADL自立期間・要介護期間の推移

	<男性>					
	65歳		75歳		85歳	
	調査Ⅰ(88-91年)	調査Ⅱ(02-04年)	調査Ⅰ(88-91年)	調査Ⅱ(02-04年)	調査Ⅰ(88-91年)	調査Ⅱ(02-04年)
平均余命	16.1年	17.2年	9.0年	10.4年	4.7年	5.7年
ADL自立期間	14.7年	16.0年	7.9年	9.3年	3.3年	4.8年
要介護期間	1.4年	1.2年	1.1年	1.1年	1.4年	0.9年
	<女性>					
	65歳		75歳		85歳	
	調査Ⅰ(88-91年)	調査Ⅱ(02-04年)	調査Ⅰ(88-91年)	調査Ⅱ(02-04年)	調査Ⅰ(88-91年)	調査Ⅱ(02-04年)
平均余命	20.4年	22.6年	12.5年	13.9年	6.0年	7.2年
ADL自立期間	17.7年	19.6年	9.8年	10.9年	4.1年	4.3年
要介護期間	2.7年	3.0年	2.7年	3.0年	1.9年	2.8年

## D. 考 察

仙台市健康寿命調査を実施して以下の結果を得た。65歳時の平均余命は、男性では前回調査（1988-1991年）から1.1年延長し、女性では2.2年延長した。65歳時のADL自立期間は、男性では前回調査から1.3年延長し、女性では1.9年延長した。65歳時の要介護期間は、男性では前回調査から0.2年短縮したが、女性では0.3年延長した。要介護の有症率・発生率、要介護者の重症度およびADL自立者の死亡率が男女ともに低下したことが、平均余命およびADL自立期間の延長の要因の一つと考えられる。

Friesらによると、平均余命の延長には3つのパターンがあるとされている。一つは、Life extension と呼ばれ、平均余命のうち要介護期間のみが延長しADL自立期間は延長していないものである。つまり、延長した寿命はすべて要介護期間ということになる。これは最も好ましくないシナリオである。二つめは、Shift to the Right と呼ばれ、ADL自立期間と要介護期間が同様に延長するものである。三つめは、ADL自立期間が延長しさらに要介護期間が短縮またするものである。これは Compression of Morbidity と言われ、最も理想的なものである。

この3つのパターンのうち、どれが現在の余命の変化に近いのかについては、研究の行われた年代や国によって異なり、一致した結果は得られていない。1980年代に行われた研究の多くはLife extensionを示していた。しかし、1990年代以降にアメリカやオーストラリアで行われた研究では、特に高齢者層においてCompression of Morbidityが示された。一方で、2003年にDavisらが発表したオーストラリアの研究では要介護期間は延長しており、Life extensionに近い結果が示された。2004年にGrahamらが発表したニュージーランドの研究は中間の結果を示し、軽度の要介護期間は延長したが重度の要介護期間は短縮していた。

それでは、今回認められた日本人男女の平均余命の延長パターンはどれに該当するのであ

ろうか。男性では、ADL自立期間が延長した一方で要介護期間は短縮しており、平均余命の延長における3つのパターンのうち、理想的とされる Compression of Morbidity が達成されたといえる。一方、女性ではADL自立期間、要介護期間ともに延長しており、ADL自立期間と要介護期間が同様に延長する Shift to the Right に近いといえる。

以上から、10年間で平均余命は男女ともに延長したが、その質には性差があった。男性では平均余命の長さだけでなくその質も改善されつつあるのに対し、女性では平均余命の伸びは男性より大きいもののその質の改善には問題が残された。特に女性では、要介護の予防・改善が今後の重要課題であることが示された。

## E. 結 論

本研究の結果、この10年間で平均余命もADL自立期間も延長し、高齢者の健康状態は概ね改善したと考えられた。ADL自立期間の延長の背景には死亡率の低下、介護の有症率・発生率の低下が認められた。一方で、要介護期間は男性では短縮したが、女性では延長していた。特に女性においては、要介護の予防・改善が今後の重要課題であることが示された。

## F. 健康危険情報

なし

## G. 研究発表

### 1. 論文発表

なし

### 2. 学会発表

大森 芳, 山口拓洋, 島津太一, 菊地信孝, 栗山進一, 辻 一郎. 肥満と健康寿命: 仙台市健康寿命調査. 第16回日本疫学会, 2006, 名古屋.

## H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

#### IV. 研究成果の刊行に関する一覧表

[論文発表]

- 1) Ohmori K, Kuriyama S, Hozawa A, Ohkubo T, Tsubono Y, Tsuji I.  
Modifiable factors for the length of life with disability before death:  
mortality retrospective study in Japan.  
Gerontology, 2005;51(3):186-91.
- 2) Niu K, Hozawa A, Fujita K, Ohmori K, Okutsu M, Kuriyama S, Tsuji I,  
Nagatomi R.  
Influence of leisure-time physical activity on the relationship between  
C-reactive protein and hypertension in a community-based elderly population  
of Japan: the Tsurugaya project.  
Hypertension Research, 2005;28(9):747-54.
- 3) Taki Y, Kinomura S, Awata S, Inoue K, Sato K, Ito H, Goto R, Uchida S,  
Tsuji I, Arai H, Kawashima R, Fukuda H.  
Male elderly subthreshold depression patients have smaller volume of medial  
part of prefrontal cortex and precentral gyrus compared with age-matched  
normal subjects: A voxel-based morphometry.  
Journal of Affective Disorders, 2005;88(3):313-20.
- 4) Kuriyama S, Hozawa A, Ohmori K, Shimazu T, Matsui T, Ebihara S, Awata S,  
Nagatomi R, Arai H, Tsuji I.  
Green tea consumption and cognitive function: a cross-sectional study from  
the Tsurugaya Project.  
American Journal of Clinical Nutrition, 2006;83(2):355-61.
- 5) 大井 孝, 菊池雅彦, 玉澤佳純, 服部佳功, 坪井明人, 高津匡樹, 佐藤智昭,  
岩松正明, 伊藤進太郎, 小牧健一朗, 山口哲史, 寶澤 篤, 辻 一郎, 渡邊 誠.  
都市部住宅地域における在宅高齢者の口腔状態－鶴ヶ谷プロジェクト.  
東北大学歯学雑誌, 2005;24(1):16-23.
- 6) Iwasa H, Gondo Y, Furuna T, Kobayashi E, Inagaki H, Sugiura M, Masui Y,  
Abe T, Imuta H, Homma A, Suzuki T.  
Cognitive function among physically independent very old people in an urban  
Japanese community.  
Geriatrics and Gerontology International, 2005;5:248-253.
- 7) 榎藤恭之, 古名丈人, 小林江里香, 稲垣宏樹, 杉浦美保, 増井幸恵, 岩佐 一,  
阿部 勉, 藺牟田洋美, 本間 昭, 鈴木隆雄.  
都市部在宅超高齢者の心身機能の実態：～板橋区超高齢者悉皆訪問調査の結果か  
ら【第1報】～.  
日本老年医学会誌, 2005;42(2):199-208.

- 8) 岩佐 一, 榑藤恭之, 古名丈人, 小林江里香, 稻垣宏樹, 杉浦美穂, 増井幸恵, 阿部 勉, 藺牟田洋美, 本間 昭, 鈴木隆雄.  
身体的に自立した都市部在宅超高齢者における認知機能の特徴: ~板橋区超高齢者悉皆訪問調査から【第2報】~.  
日本老年医学会誌, 2005;42(2):214-220.
- 9) 岩佐 一, 鈴木隆雄, 吉田祐子, 吉田英世, 金 憲経, 古名丈人, 杉浦美穂.  
地域在宅高齢者における記憶愁訴の実態把握: 要介護予防のための包括的健診(「お達者健診」) についての研究(3).  
日本公衆衛生雑誌, 2005;52:176-185
- 10) 岩佐 一, 河合千恵子, 榑藤恭之, 稻垣宏樹, 鈴木隆雄.  
都市部在宅中高年者における7年間の生命予後に及ぼす主観的幸福感の影響.  
日本老年医学会誌, 2005;42(6):677-683.
- 11) 榑藤恭之, 古名丈人, 小林江里香, 岩佐 一, 稻垣宏樹, 増井幸恵, 杉浦美穂, 藺牟田洋美, 本間 昭, 鈴木隆雄.  
超高齢期における身体的機能の低下と心理的適応~板橋区超高齢者訪問悉皆調査の結果から~.  
老年社会科学, 2005;27(3):327-338.
- 12) 増井幸恵, 榑藤恭之, 稻垣宏樹, 広瀬信義.  
超高齢者用認知機能評価尺度の開発.  
老年精神医学雑誌, 2005;16:837-845.
- 13) Sakamoto Y, Ueki S, Shimanuki H, Kasai T, Takato J, Ozaki H, Kawakami Y, Haga H.  
Effects of low-intensity physical exercise on acute changes in resting saliva secretory IgA levels in the elderly.  
Geriatrics and Gerontology International, 2005;5:202-206.
- 14) Awata S, Seki T, Koizumi Y, Sato S, Hozawa A, Omori K, Kuriyama S, Arai H, Nagatomi R, Matsuoka H, Tsuji I.  
Factors associated with suicidal ideation in an elderly urban Japanese population: a community-based, cross-sectional study.  
Psychiatry Clinical Neuroscience, 2005;59(3):327-36.
- 15) Koizumi Y, Awata S, Kuriyama S, Ohmori K, Hozawa A, Seki T, Matsuoka H, Tsuji I.  
Association between social support and depression status in the elderly: Results of a 1-year community-based prospective cohort study in Japan.  
Psychiatry Clinical Neuroscience, 2005;59(5):563-9.



- 16) 栗田主一.  
地域連携に必要な専門医の役割をどう考えるか.  
老年精神医学雑誌, 2005;16:141-147.
- 17) 栗田主一.  
痴呆（認知症）の前駆症状. 抑うつ状態.  
老年精神医学雑誌, 2005;16:302-309.
- 18) 栗田主一.  
高齢者の自殺とその予防.  
日本精神神経学雑誌, 2005;107:1099-1109.
- 19) 栗田主一.  
地域ケアネットワーク. 地域精神保健チームを中心として.  
臨床看護, 2005;423:1193-1196.
- 20) 栗田主一.  
The JSSP/WASP Award（第24回日本社会精神医学会／第18回世界社会精神医学会賞）地域在住高齢者の自殺念慮に関する1年間の前向きコホート研究.  
東北医学会誌, 2005;117:94-96.
- 21) 関 徹, 栗田主一, 小泉弥生, 木之村重男, 瀧靖之, 寶澤 篤, 大森 芳,  
栗山進一, 福田 寛, 辻 一郎.  
地域在住高齢者における頭部MRI上の脳血管病変と抑うつ症状との関連.  
日本老年医学雑誌, 2006;43:102-107.

# Modifiable Factors for the Length of Life with Disability before Death: Mortality Retrospective Study in Japan

Kaori Ohmori Shinichi Kuriyama Atsushi Hozawa Takayoshi Ohkubo  
Yoshitaka Tsubono Ichiro Tsuji

Division of Epidemiology, Department of Public Health and Forensic Medicine, Tohoku University  
Graduate School of Medicine, Sendai, Japan

## Key Words

Disability · Lifestyles · Compression of morbidity · Elderly

## Abstract

**Background:** Past studies have measured and described the length of life with disability before death, but there has been no study of the relationship between modifiable lifestyle factors and duration of disability. **Objective:** To examine whether there are modifiable factors influencing the length of life with disability before death. **Methods:** The study was designed as a retrospective observation of the deceased who had earlier been enrolled in a prospective cohort study. During the follow-up period (1996–1999), we documented 781 deaths among those who were 70–79 years of age at the baseline survey in 1994 ( $n = 10,216$ ). In 2000, we interviewed family members of the deceased about the duration of the subjects' disability before death ( $n = 655$ ). **Results:** The median duration of disability before death was approximately 6 months. Both higher Body Mass Index (BMI) and shorter time spent walking were significantly associated with an increased risk of long-term disability (more than 6 months). The odds ratios of long-term disability were 1.3 in those with BMI 20–25 and 2.1 in those with BMI >25, compared with BMI <20. The odds ratios

of long-term disability were 1.3 in those walking for 0.5–0.9 h/day and 1.7 in those walking for <0.5 h/day, compared with those walking for >1.0 h/day. These relationships were unchanged after stratification for causes of death. **Conclusion:** Weight control and walking in later life may shorten the length of life with disability before death.

Copyright © 2005 S. Karger AG, Basel

## Introduction

In an era when human life expectancy is approaching its biological limits [1], increasing attention is being paid to the quality of the last months of life [2]. Fear of death is often joined by fears of disability or institutionalization [3]. We would all like to remain independent until the very last days of our lives, and thus decrease the length of life with disability.

To provide strategies for disability prevention among the elderly, past epidemiological studies have identified a number of risk factors for the incidence of disability in later life [4–10]. Although a lower incidence of disability may imply postponement of its onset [11], it has not been proven whether lowering the incidence of disability leads to a shortening of the period of disability.

Recently, a number of studies described the temporal patterns of functional decline before death, from either retrospective surveys of bereaved families or periodical observation of dying subjects [2, 3, 12–14]. These studies have described the different patterns of the time-course of disability before death in accordance with comorbid conditions and causes of death. No study has yet examined whether there are any modifiable factors related to the length of life with disability before death. If we could identify these factors, we could devise strategies to shorten morbidity and thus enhance the quality of the last months of life.

Our objective was therefore to examine whether there were any modifiable factors related to the length of life with disability before death. For this purpose, we conducted an interview survey of the family members of the deceased who had been enrolled earlier in a prospective cohort study.

## Methods

### *Study Design*

This study was a retrospective observation of the deceased who had been enrolled in a prospective cohort study. Study data were derived from the Ohsaki National Health Insurance (NHI) beneficiaries' cohort study, the design of which has already been reported in detail [15].

In 1994, we conducted a baseline survey of the NHI beneficiaries in a rural Japanese community. The response rate of those aged 70–79 years at baseline was 94.0%. From 1996 to 1999, we followed up the survival status of the participants ( $n = 10,216$ ) and documented 781 deaths. With official permission from the government, we investigated the causes and dates of death of all the deceased. In accordance with the 10th edition of the International Classification of Diseases (ICD-10), we excluded 29 subjects who had died from external causes (ICD-10; V01-Y98). We then attempted to contact the family members of the remaining 752 subjects. We were unable to locate 44, but we contacted the family members of the remaining 708, explained the purpose of the study, and asked for participation in an interview survey to be conducted between February and March 2000. Finally, 655 families (93.0%) gave their consent to be interviewed.

This study was approved by the Ethics Committee of the Tohoku University Graduate School of Medicine.

### *Assessment of Lifestyle*

In the baseline survey carried out in 1994, we assessed health-related lifestyle with a self-completion questionnaire. Body mass index (BMI) was calculated as the self-reported weight (kg)/height<sup>2</sup> (m) and then classified into three categories: <20, 20–25, >25. The criteria for BMI were developed from earlier studies showing their association with greater disability [16]. Tobacco smoking status was classified as current smoker, past smoker, or had never smoked. Subjects were asked: 'How long do you walk a day, on average?', and could choose one out of three options to answer: <30 min,

30 min to 1 h, and >1 h. The validity of the questionnaire on walking had already been established [17]. We also asked the subjects whether they were able to independently perform basic activities of daily living (ADL) tasks such as eating.

### *Outcome Measures*

In 2000, we conducted structured interviews of families of the deceased regarding the disability status of the subjects before death. We asked whether they had been able to perform the four ADL tasks (eating, toileting, dressing, and bathing) at each of the following 6 time points before death: 1 week, 1 month, 3 months, 6 months, 1 year, and 3 years. The interviewers typically asked: 'Was he/she able to eat (or other task) by himself/herself 1 week (or other period) prior to death?'

We defined the length of life with disability before death as the duration from the time when a subject became unable to perform at least one of four ADL tasks independently to the time when he/she died.

### *Statistical Analysis*

First, we examined the association between cause of death and the length of life with disability. We classified the underlying cause of death into four groups: death due to cancer (ICD-10; C00-97, D37-48), death due to stroke (I60-69), death due to ischemic heart disease (IHD) (I20-25), and others.

We then examined the relationship between health-related lifestyle and the length of life with disability before death. Since disability at baseline could influence baseline behaviors, in this analysis we limited to the 594 subjects who had been independent from the ADL angle at the time of the baseline survey. We arbitrarily defined 'long-term disability' as being disabled for more than 6 months before death, as this was the closest to the median value. To determine the associations between lifestyle and risk of long-term disability, we used a multivariate logistic regression after adjusting for sex, age at death, cause of death, baseline physical functioning status, and history of arthritis, osteoporosis, hypertension, or diabetes mellitus.

We also conducted stratified analyses of the relative risk of long-term disability before death according to cause of death – death from cancer, IHD or stroke, and other causes.

p values for tests of linear trends were estimated by using each category as a continuous variable. We used approximate variance formulas to calculate the 95% confidence interval (CI). All analyses were conducted with SAS software version 8.02 (SAS Institute, Cary, N.C., USA) [18].

## Results

Among the deceased whose families gave their consent to cooperate with our interview survey ( $n = 655$ ), 62.0% were men. The mean age at death was 78.4 years. The most common cause of death was cancer (32.5% of the total deaths), followed by stroke (18.9%) and IHD (9.3%). The distributions of causes of death among the study subjects was consistent with the national data for Japan: according to the Vital Statistics of Japan for 1998 among

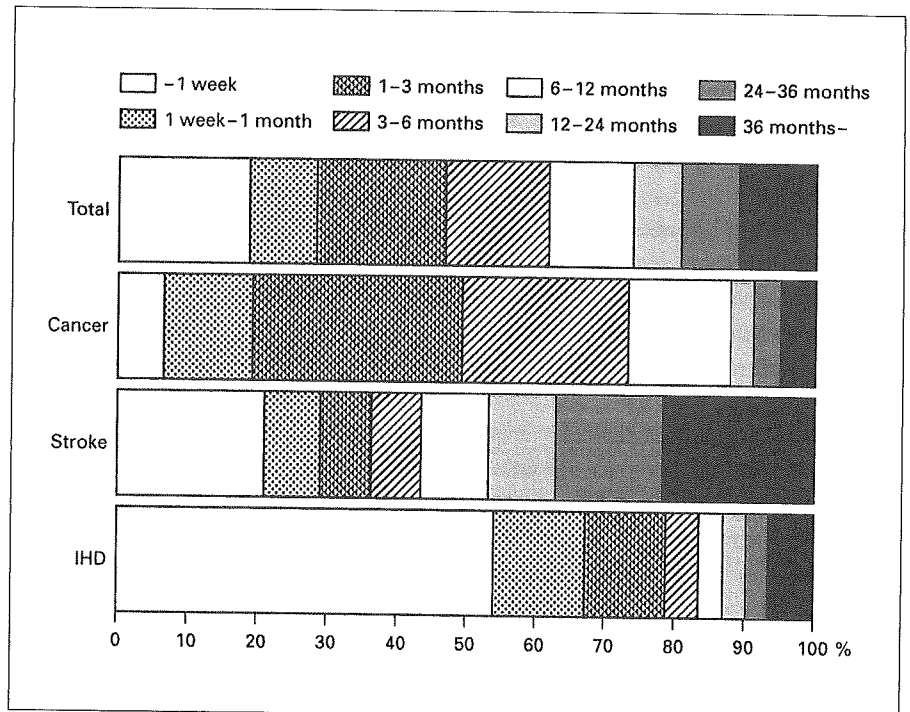


Fig. 1. Distribution of the length of life with disability before death.

those who had died aged 70–84 years, cancer accounted for 32.2% of deaths, stroke for 15.8%, and IHD for 8.5%.

#### *Distribution of the Length of Life with Disability before Death*

Among the study subjects, only 11.0% were disabled at 3 years prior to death, and 26.3% at 1 year prior to death. The frequency of disability then increased to 38.3% at 6 months, 53.1% at 3 months, 71.8% at 1 month, and 81.4% at 1 week prior to death. The frequency of disability in the subjects of this study was consistent with the Japanese national data.

The distribution of the length of life with disability before death by cause of death is shown in figure 1. The distribution varied significantly with cause of death. The median values for duration of disability were longest among those who died from stroke: the values were 3–6 months among all the deceased, less than 1 week among those who died from IHD, 3–6 months among those who died from cancer, and 6–12 months among those who died from stroke.

At 1 week prior to death, subjects who died from IHD were more active than those who died from any other causes. As many as 54.1% of those who died from IHD were independent until 1 week before death, whereas

those values were only 6.6 and 21.0% in the subjects who died from cancer and stroke, respectively. Among those who died from stroke, 46.8% had been disabled for more than 12 months, whereas these values were only 13.1% among those who died from IHD and 12.2% among those who died from cancer.

#### *Characteristics of the Deceased and Length of Life with Disability before Death*

The relationships between the characteristics of the deceased and the risk of long-term disability are shown in table 1. Because disability at baseline could influence baseline behaviors, we limited this analysis to the 594 subjects who had been independent in all aspects of ADL at the time of the baseline survey. In this group, the mean age at death was 78.3 years and 377 (63.5%) were men. These lifestyle factors were assessed in 1994 and the subjects died between 1996 and 1999, so we were able to examine the relationships between lifestyle 2–5 years before death and the risk of long-term disability.

Because 6 months was the closest to the median value of the length of life with disability before death among the study subjects, we defined more than 6 months of life with disability before death as ‘long-term disability’. The percentage of long-term disability varied with the cause of death: 23.5, 44.9, 8.9 and 39.4% for those who died