

Figure 1. Graphical presentation of the interactive effect of age and DM in BE at 8000 Hz.

The pathophysiological mechanism of hearing impairment in DM has been investigated for years in temporal bone studies using animal models of DM and in human post-mortem cases; however, it has not been completely clarified [19-21]. Some investigators have observed findings of DM-related cochlear microangiopathy, such as vessel wall thickening or atrophy of the stria vascularis, the organ responsible for generating endolymph, which serves as the driving force for hair cell mechanotransduction. However, others have failed to find these changes in DM. Recently, possible biochemical pathways involved in the detrimental effects of DM on sensory end-organs have been advocated [10,22]. The auditory system requires glucose and high-energy utilization for its complex signal processing. The high metabolic demands of the inner ear and the auditory pathway could make them a target of the disease, even before evidence of microvascular complications. This could occur through hyperglycemia, which has effects including oxidative stress, hypoxia and ischemia, activation of the polyol pathway, and increased levels of advanced glycation end products (AGEs), which play an important role in development of atherosclerosis in diabetes.

A recent study provided evidence that various forms of oxidative stress increase in the aging cochlea, while cellular antioxidant defense systems are reduced [23]. The findings mean that, irrespective of the presence of DM, oxidative stress during the aging process leads to dysfunctional degeneration of the cochlear tissue. Another study demonstrated that increased vulnerability of outer hair cells from the base of the cochlea, which responds to higher frequency auditory stimuli compared with those at the apex, was associated with lower levels of the antioxidant glutathione in the basal hair cells [24]. This finding may explain the current result that DM could potentially accelerate early presbycusis, high-frequency sensorineural hearing loss, in the younger age-bracket.

Some limitations of the present study should be mentioned. Although the definition of DM in the present study was based on multiple criteria, medical history and medication taken to lower blood glucose level were obtained by questionnaires. We could not distinguish between type 1 and type 2 DM, and

did not take into account severity or duration since DM diagnosis. Additionally, the participants of the NILS-LSA are potentially more health-conscious than average Japanese. Residents selected from resident registrations were invited by mail to an explanatory meeting at which the objectives of NILS-LSA, study design, and detailed procedures of examinations were described. Only those who understood the project and signed a written informed consent form became participants. Employed people would have to get time off to take part in the examination, and those with seriously impaired activities of daily living, rarely attend. Therefore, the present subjects may have been healthier than the subjects in other analyses in the clinical setting.

Despite these possible limitations, however, the present findings that diabetes reduces auditory sensitivity in middle-aged people may indicate potential benefits of early intervention. Yoshikawa et al. has prospectively examined the effect of short-term intervention with lifestyle modification, and has clearly demonstrated that lifestyle modification can significantly reduce circulating AGE levels [25]. Screening for hearing impairment in diabetic patients may be valuable for intervention or prevention, especially in early middle-age.

CONCLUSIONS

The present study demonstrated that DM adversely affected hearing in the community-dwelling middle-aged and elderly population. Although the DM-age interaction appeared additive at below 4000 Hz, significant reciprocal effects of this interaction were found at 4000 Hz and 8000 Hz. This suggests that DM could potentially accelerate early presbycusis, high-frequency sensorineural hearing loss. Screening for hearing impairment in patients with DM may provide benefits for prompt intervention or primary prevention, especially in early middle-age.

Acknowledgments

We thank all the health professionals and researchers from the Department of Epidemiology, National Center for Geriatrics and Gerontology who were involved in the data collection and analyses.

Declaration of interest

Nothing declared.

Conflict of interest

None. The funding sources had no role in the study design; in the collection, analysis, and interpretation of data; in the writing of the report; or in the decision to submit the paper for publication.

Ethical approval

Ethical Committee of the National Center for Geriatrics and Gerontology.

REFERENCES:

1. The National Health and Nutrition Survey in Japan, 2006. Press release. <http://www.mhlw.go.jp/houdou/2008/04/dl/h0430-2c.pdf>

2. Jerger J, Chmiel R, Wilson N, Luchi R: Hearing impairment in older adults: new concepts. *J Am Geriatr Soc*, 1995; 43: 928-35
3. Wiley TL, Cruickshanks KJ, Nondahl DM, Tweed TS: Self-reported hearing handicap and audiometric measures in older adults. *J Am Acad Audiol*, 2000; 11: 67-75
4. Gates GA, Cooper JC Jr, Kannel WB, Miller NJ: Hearing in the elderly: the Framingham cohort, 1983-1985, part I—basic audiometric test results. *Ear Hear*, 1990; 11: 247-56
5. Pleis JR, Lethbridge-Cejku M: Summary health statistics for U.S. adults: National Health Interview Survey, 2006. *Vital Health Stat*, 2007; 10: 1-153
6. Cruickshanks KJ, Wiley TL, Tweed TS et al: Prevalence of hearing loss in older adults in Beaver Dam, Wisconsin. *The Epidemiology of Hearing Loss Study*. *Am J Epidemiol*, 1998; 148: 879-86
7. Jordao AMD: Consideration sur un cas du diabete. *Union Med. Du Paris*, 1857; 11: 446
8. Cullen JR, Cinnamon MJ: Hearing loss in diabetics. *J Laryngol Otol*, 1993; 107: 179-82
9. Dalton DS, Cruickshanks KJ, Klein R et al: Association of NIDDM and hearing loss. *Diabetes Care*, 1998; 21: 1540-44
10. Frisina ST, Mapes F, Kim S et al: Characterization of hearing loss in aged type II diabetics. *Hear Res*, 2006; 211: 103-13
11. Kakarlapudi V, Sawyer R, Staecker H: The effect of diabetes on sensorineural hearing loss. *Otol Neurotol*, 2003; 24: 382-86
12. Ma F, Go'mez-Man'n O, Lee DJ, Balkany T: Diabetes and hearing impairment in Mexican American adults: a population-based study. *J Laryngol Otol*, 1998; 112: 835-39
13. Ren J, Zhao P, Chen L et al: Hearing loss in middle-aged subjects with type 2 diabetes mellitus. *Arch Med Res*, 2009; 40: 18-23
14. Uchida Y, Nakashima T, Ando F et al: Is there a relevant effect of noise and smoking on hearing? A population-based aging study. *Int J Audiol*, 2005; 44: 86-91
15. Bainbridge KE, Hoffman HJ, Cowie CC: Diabetes and hearing impairment in the United States: audiometric evidence from the National Health and Nutrition Examination Surveys, 1999 to 2004. *Ann Intern Med*, 2008; 149: 1-10
16. Helzner EP, Cauley JA, Pratt SR et al: Race and sex differences in age-related hearing loss: the Health, Aging and Body Composition Study. *J Am Geriatr Soc*, 2005; 53: 2119-27
17. Vaughan N, James K, McDermott D et al: A 5-year prospective study of diabetes and hearing loss in a veteran population. *Otol Neurotol*, 2006; 27: 37-43
18. Vasilyeva ON, Frisina ST, Zhu X et al: Interactions of hearing loss and Diabetes Mellitus in the middle age CBA/Cal mouse model of presbycusis. *Hear Res*, 2009; 249: 44-53
19. Rust KR, Prazma J, Triana RJ et al: Inner ear damage secondary to diabetes mellitus, II: changes in aging SHR/N-cp rats. *Arch Otolaryngol Head Neck Surg*, 1992; 118: 397-400
20. Makishima K, Tanaka K: Pathological changes of the inner ear and central auditory pathway in diabetics. *Ann Otol Rhinol Laryngol*, 1971; 80: 218-28
21. Fukushima H, Cureoglu S, Schachern PA et al: Effects of type 2 diabetes mellitus on cochlear structure in humans. *Arch Otolaryngol Head Neck Surg*, 2006; 132: 934-38
22. Chan L, Terashima T, Fujimiya M, Kojima H: Chronic diabetic complications: the body's adaptive response to hyperglycemia gone awry? *Trans Am Clin Climatol Assoc*, 2006; 117: 341-52
23. Jiang H, Talaska AE, Schacht J, Sha SH: Oxidative imbalance in the aging inner ear. *Neurobiol Aging*, 2007; 28: 1605-12
24. Sha SH, Taylor R, Forge A, Schacht J: Differential vulnerability of basal and apical hair cells is based on intrinsic susceptibility to free radicals. *Hear Res*, 2001; 155: 1-8
25. Yoshikawa T, Miyazaki A, Fujimoto S: Decrease in serum levels of advanced glycation end-products by short-term lifestyle modification in non-diabetic middle-aged females. *Med Sci Monit*, 2009; 15: PH65-73

トピックス

I. 診療の進歩

1. 地域住民における潜在性甲状腺機能異常の頻度と実態

下方 浩史 安藤富士子 北村伊都子

要 旨

無作為抽出された40歳以上の地域住民について潜在性甲状腺機能異常の頻度、4年間の変化、各検査結果との関連について検討した。潜在性甲状腺機能低下症は3.3%、亢進症は2.3%に認められた。潜在性機能低下症は女性に多く、加齢とともに増加していた。4年間の追跡で潜在性甲状腺機能低下症の10%が顕在性の低下症となった。潜在性甲状腺機能低下症・亢進症ともに、動脈硬化、喫煙との関連が示唆された。

〔日内会誌 99：686～692, 2010〕

Key words：潜在性甲状腺機能異常，地域住民，縦断研究，動脈硬化，喫煙

はじめに

甲状腺刺激ホルモン（TSH）の測定は1970年代から行われ、その後、簡易な測定法が開発されて検査が一般的に行われるようになった。TSHの測定が広く行われるようになり、血中の甲状腺ホルモン値は正常であるが、TSHが高値もしくは低値である人が数多く見つかるようになった。これを潜在性甲状腺機能異常症という。そしてTSHが高値である場合を潜在性甲状腺機能低下症、TSHが低値である場合を潜在性甲状腺機能亢進症といい、その臨床的な意義が注目されている。しかし、わが国においては地域住民での甲状腺機能異常症の実態とその意義についての検討は数少ない。本稿では、無作為抽出

された一般地域住民を対象に、潜在性甲状腺機能異常症の有病率、性・年齢別の分布、追跡による変化、また臨床所見や生活習慣との関連などについて報告する。

1. 地域住民におけるデータの収集

国立長寿医療センター研究所疫学研究部では、1997年より「国立長寿医療センター研究所・老化に関する長期縦断疫学研究（NILS-LSA：National Institute for Longevity Sciences-Longitudinal Study of Aging）」を実施している¹⁻³⁾。この調査は日本人の老化および老年病に関する詳細な縦断的データを収集し老化像を明らかにし、老化および老年病に関する危険因子を解明することを目的としている。調査の対象者は国立長寿医療センター周辺の地域住民から性・年齢を層化、無作為抽出を行い、調査参加への同意の得られた男女2,267名であり、観察開始年齢は40～79歳である（表1）。第1次調査は

しもかた ひろし：国立長寿医療センター研究所疫学研究部

あんどう ふじこ：愛知淑徳大学医療福祉学部

きたむら いつこ：愛知学院大学教養部

表1. 調査参加者の性別・年齢階級別分布 (NILS-LSA 第1次調査)

年齢	男性	女性	合計
40～49	291	282	573
50～59	282	279	561
60～69	283	285	568
70～79	283	282	565
合計	1,139	1,128	2,267

男女各年代が同数になるように性・年齢を層化し住民基本台帳から無作為抽出した。調査に同意した者のみを対象にしているため対象者の人数に多少のバラツキが生じている。

1997年11月より開始し、2年ごとに追跡調査を繰り返し行っている。調査地域は地理的に日本の中心に位置し、気候風土が日本全国のほぼ平均であるとともに、縦断調査開始前に行った全国郵送調査で、この地域に在住する人々の食習慣を含めた生活習慣全般が全国平均に近いことを確認している⁴⁾。

2. 潜在性甲状腺機能異常の有病率

1) ホルモン測定値の性別・年代別分布

NILS-LSAの第1次調査参加者のうち、採血可能であった者から甲状腺疾患の内服治療を受けている13名を除いた2,251名を対象として検討を行った。早朝空腹時に採血を行い、遊離トリヨードサイロニン (FT₃)、遊離サイロキシン (FT₄) および甲状腺刺激ホルモン (TSH) を電気化学発光免疫測定法 (ECLIA: electrochemiluminescence immunoassay) により測定した。FT₃ は男性では年代が上がるとともに低下し (Cochran-Mantel-Haenszel検定, p trend < 0.001)、女性では年代が上がるとともに増加した (p trend = 0.003)。FT₄ は男女とも年代上昇にともなう有意な変動傾向はなかった。TSHは男女とも年代が上がるともに有意に増加していた (男性 p trend < 0.001, 女性 p trend = 0.003)。各ホルモン濃度の性差は年代が若い群で顕著で、FT₃、FT₄ は40代、50代では男性のほうが高値であっ

たが、60代、70代では性差はなく、TSHは40代、50代、60代では女性のほうが高値であったが、70代では性差はなかった (図1)。

2) 潜在性甲状腺機能異常症の有病率

各ホルモン濃度の基準値 (FT₃: 2.3～4.3 pg/ml, FT₄: 0.9～1.7 ng/dl, TSH: 0.5～5.0 μ IU/ml) にしたがって、①正常 (TSH, FT₃, FT₄ のすべてが基準値内)、②潜在性甲状腺機能低下症 (FT₃, FT₄ がともに基準値内でTSHが高値)、③潜在性甲状腺機能亢進症 (FT₃, FT₄ がともに基準値内でTSHが低値)、④顕性甲状腺機能低下症 (FT₃, FT₄ の一方もしくは両方が低値)、⑤顕性甲状腺機能亢進症 (FT₃, FT₄ の一方もしくは両方が高値) の5群に分類した。第1次調査の参加者では、正常89.2% (2,007名) 潜在性甲状腺機能低下症3.3% (75名)、潜在性甲状腺機能亢進症2.3% (52名)、顕性甲状腺機能低下症3.4% (77名)、顕性甲状腺機能亢進症1.8% (40名) の割合であった。

潜在性甲状腺機能異常の性、年代別の分布を検討した (図2)。40代から70代にかけての潜在性甲状腺機能低下症の有病率は、男性では0.7% (2名)、0.7% (2名)、3.5% (10名)、5.0% (14名)、女性では1.8% (5名)、3.3% (9名)、5.7% (16名)、6.1% (17名) と、男女とも年代上昇とともに有意な増加傾向を示した (男女とも p trend < 0.001)。一方、潜在性甲状腺機能亢進症の有病率は、男性3.8% (11名)、1.1% (3名)、3.5% (10名)、2.5% (7名)、女性では1.9% (5名)、1.5% (4名)、1.4% (4名)、2.9% (8名) と年代による有意な変動傾向を示さなかった。性別で有病率を比べると、潜在性甲状腺機能低下症は男性2.5%、女性4.2%であり、女性のほうが有意に有病率が高く (p = 0.02)、潜在性甲状腺機能亢進症は男性2.7%、女性1.9%で、有病率に男女間での有意な差はなかった。

潜在性甲状腺機能低下症の有病率は、閉経後女性を対象としたオランダのRotterdam Study⁵⁾ で10.8% (TSH 4.0 μ IU/ml以上を基準)、アメリ

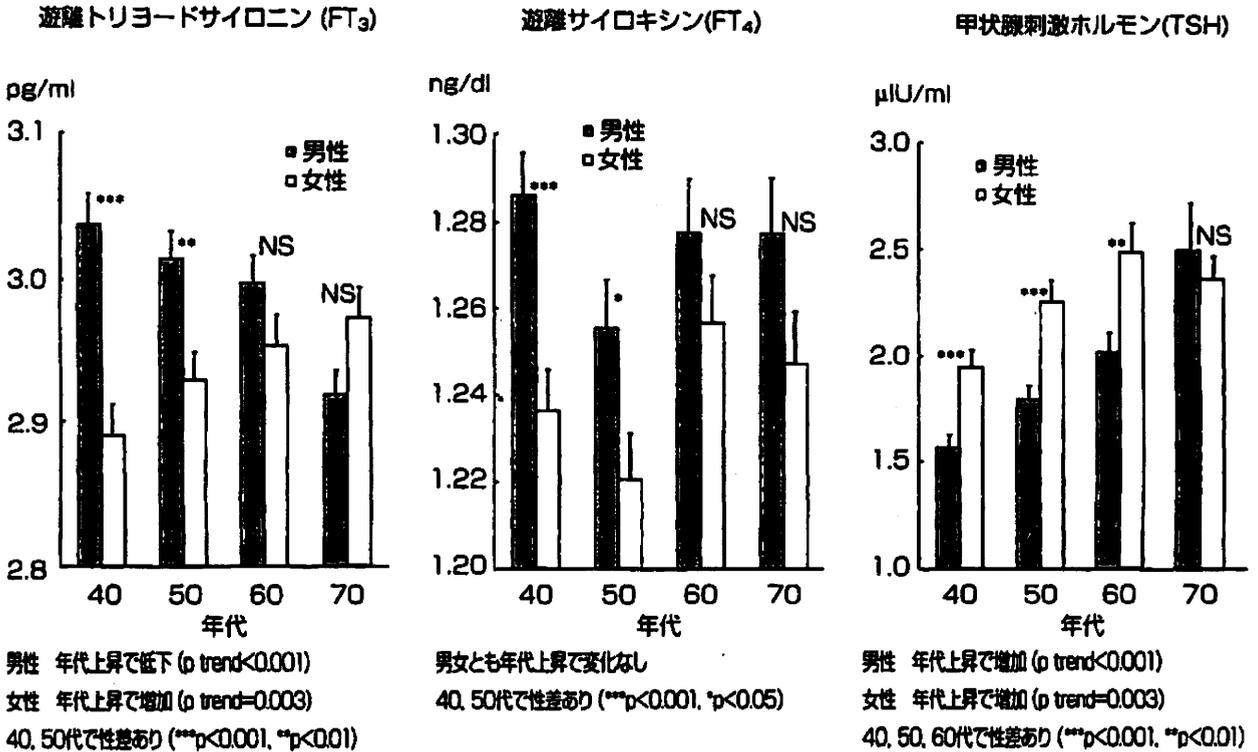


図 1. 性・年代別の FT₃, FT₄, TSH の値. 性差の検定は χ^2 検定で, 年齢群による傾向性の検定は Cochran-Mantel-Haenszel 検定で行った.

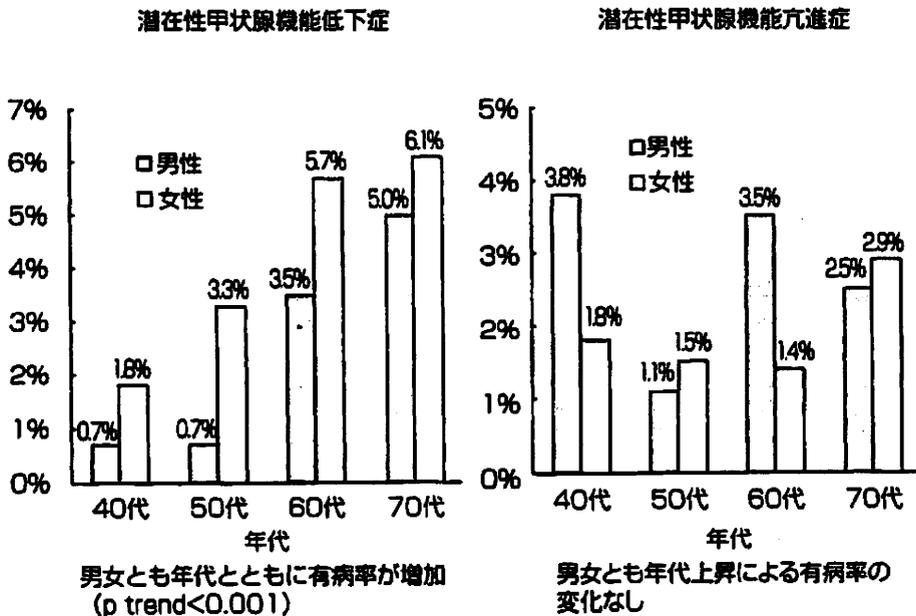


図 2. 性・年代別の潜在性甲状腺機能異常症の有病率

カのNHANESIIIstudy⁶⁾で 4.3% (TSH 4.6 μIU/ml 以上を基準), コロラドの調査⁶⁾でのデータでは 8.5% (TSH 5.1 μIU/ml 以上を基準), 長崎の原爆被爆者での調査では男性 9.8%, 女性 10.5% (TSH

5.0 μIU/ml 以上を基準) に認められている⁸⁾. これらの報告に比べると, NLS-LSAでの潜在性甲状腺機能低下症頻度は, 全体で 3.3%, 男性 2.5%, 女性 4.2% とやや低い値となっている. 一方, 潜

表2. 4年間の追跡による甲状腺機能の変化

第1次調査	第3次調査					
	正常	潜在性甲状腺機能低下症	潜在性甲状腺機能亢進症	甲状腺機能低下症	甲状腺機能亢進症	
正常	1,451	1,267 (87.0%)	88 (6.1%)	7 (0.5%)	86 (5.9%)	8 (0.6%)
潜在性甲状腺機能低下症	50	10 (20.0%)	35 (70.0%)	0 (0.0%)	5 (10.0%)	0 (0.0%)
潜在性甲状腺機能亢進症	36	27 (75.0%)	0 (0.0%)	6 (16.7%)	2 (5.6%)	1 (2.8%)
顕性甲状腺機能低下症	55	38 (69.1%)	6 (10.9%)	0 (0.0%)	11 (20.0%)	0 (0.0%)
顕性甲状腺機能亢進症	26	17 (65.4%)	4 (15.4%)	1 (3.9%)	0 (0.0%)	4 (15.4%)

在性甲状腺機能亢進症の有病率はNHANESIII⁶⁾ study⁶⁾で4.3% (TSH 0.4 μ IU/ml未満を基準), 65歳以上の高齢者の集団⁹⁾では1.5% (TSH 0.44 μ IU/ml未満を基準)であった。潜在性甲状腺機能異常症の有病率は、基準値の設定、対象集団の人種、年齢、地域の違いや対象コホートの性質の違いなどにより大きく異なっている。

3. 潜在性甲状腺機能異常の追跡による変化

第1次調査から4年後の第3次調査まで追跡できた1,618名について、追跡での甲状腺機能の変化を表2に示す。第1次調査で潜在性甲状腺機能低下症であった50名のうち、35名(70%)は持続して潜在性甲状腺機能低下症で、10名(20%)は正常に、5名(10%)は顕性甲状腺機能低下症に移行していた。潜在性甲状腺機能亢進症では36名のうち、6名(17%)は持続して潜在性甲状腺機能亢進症であり、27名(75%)は正常に、2名(6%)は顕性甲状腺機能低下症に、1名(3%)は顕性甲状腺機能亢進症に移行していた。これらの追跡結果を正常群の追跡結果と比較した。性・年齢を調整したCochran-Mantel-Haenszel検定では、顕性の甲状腺機能低下症となる割合には正常群と潜在性甲状腺機能低下症とでは有意差はなかった。同様に顕性の甲状腺機能亢進症となる割合に正常群と潜在性甲状腺機能亢進症では有意差はなかった。追跡期間が4年間と比較的短いこと、症例数が少ないことに

より有意な結果が得られなかった可能性がある。

4. 潜在性甲状腺機能異常の臨床像

NLS-LSAでは頭部MRI (magnetic resonance imaging) 検査や心臓および頸動脈超音波断層検査、骨密度測定、腹部CT (computed tomography) 検査などの最新の機器を利用した医学検査だけでなく、詳細な生活調査、栄養調査、運動機能調査、心理検査など広汎で学際的な、しかも精度の高い調査・検査が行われている。NLS-LSAでの潜在性甲状腺機能異常とこれらさまざまな検査結果との関連について、性・年齢を調整して網羅的な解析を行った。

1) 知能・鬱との関連

NLS-LSAでは知能検査としてWechsler成人知能検査WAIS-R-SF (Wechsler Adult Intelligence Scale-Revised-Short Form), 認知症のスクリーニングとしてMMSE: (Mini-Mental State Examination), 抑鬱のスクリーニングとしてCES-D (The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale) を実施している。これらの成績との関連について検討を行ったが、潜在性甲状腺機能低下症・亢進症と正常群との間で有意差のあるものはほとんどなかった。海外での報告でも認知機能や抑鬱との関連を否定するものが多い¹⁰⁻¹²⁾。しかし潜在性の甲状腺機能異常による認知機能・抑鬱への影響は年齢で異なる可能性も指摘されている¹³⁾。

2) 頭部MRI所見との関連

MRIでの脳萎縮、脳室拡大（側脳室前角及び後角）、PVH（脳室周囲高信号域）、ラクナ梗塞、脳梗塞の所見との関連を検討したところ、潜在性甲状腺機能亢進症ではラクナ梗塞、脳梗塞である者の割合が有意に多かった（ $p=0.003$ および $p=0.01$ ）。これまで潜在性甲状腺機能異常と脳血管疾患との関連についての報告は少ないが、潜在性甲状腺機能低下症では脳血管疾患の発症と関連を認めなかったとする報告がある^{8,9)}。

3) 脂質代謝との関連

中性脂肪、総コレステロール、HDL (high density lipoprotein) コレステロール、LDL (low density lipoprotein) コレステロール、アポ蛋白、リポ蛋白(a)について正常群と比較したところ、潜在性甲状腺機能低下症・亢進症ともに脂質代謝のほとんどの指標で有意な関連が認められなかった。潜在性甲状腺機能低下症と脂質代謝との関連については多くの報告で示されている^{7,14,15)}。NLS-LSAでは潜在性甲状腺機能異常があった者の数は比較的多くなく、有意差を示すのに十分な検出力が得られなかった解析もあった。今後、更なる検討が必要であろう。

4) 肥満との関連

体重、肥満度(BMI)、臍高腹囲、二重エネルギーX線吸収法(DXA法)による体脂肪率について検討を行ったが、正常群と潜在性甲状腺機能低下症・亢進症との間に有意な差はみられなかった。海外からの報告では、潜在性甲状腺機能異常と肥満については関連を認めるものと認めないものがあり結論は一定していない¹⁶⁻¹⁹⁾。

5) 動脈硬化所見との関連

眼底検査、頸動脈超音波断層、心電図における虚血性変化との関連を調べたところ、潜在性甲状腺機能低下症では、眼底の高血圧性変化、心電図の虚血性変化のある者が有意に多かった（ $p=0.04$ 及び $p=0.03$ ）。潜在性甲状腺機能亢進症では頸動脈超音波断層検査による総頸動脈プラークを認める者が有意に多かった（ $p=0.04$ ）。閉経

女性を対象とした報告⁹⁾で、潜在性甲状腺機能低下症で大動脈石灰化と心筋梗塞である者が有意に多かったとしている。また、潜在性甲状腺機能低下症は男性で虚血性心疾患との関連があり、総死亡率も高値であるという本邦の報告⁸⁾や虚血性心疾患のリスクを増大させるというメタアナリシスの報告²⁰⁾もある。ホルモン投与の効果についても潜在性甲状腺機能低下症では血管内皮の厚さが高値であったが、サイロキシン投与で改善をみとめたとする報告がある²¹⁾。その一方で、潜在性甲状腺機能低下症での虚血性心疾患の発症率は有意に高くなかったとする高齢者を対象とした米国の調査⁹⁾や、治療効果に対するエビデンスは不十分であるとするメタアナリシスもある²²⁾。

6) 骨密度との関連

DXA法による腰椎、大腿骨頸部の骨密度と潜在性甲状腺機能異常症との関連について検討を行った。その結果、潜在性甲状腺機能低下症、潜在性甲状腺機能亢進症ともに骨密度との関連は認められなかった。甲状腺ホルモンの骨への影響は、罹病期間や他のリスクファクターとの関連など複雑であり、今までの報告でも結論は一定していない²³⁻²⁶⁾。

7) 喫煙との関連

喫煙習慣について「喫煙している」、「禁煙した」、「喫煙したことがない」の3群に分けて潜在性甲状腺機能異常症と喫煙習慣との関連を検討した。「喫煙している」は潜在性甲状腺機能低下症で6.7%、正常群で23.1%、潜在性甲状腺機能亢進症で38.5%と潜在性甲状腺機能亢進症で割合が高く、一方、「喫煙したことがない」は潜在性甲状腺機能低下症で70.7%、正常群で55.1%、潜在性甲状腺機能亢進症で48.2%と潜在性甲状腺機能低下症で割合が高くなっていった。性別・年齢を調整した多重ロジスティック回帰による正常群に対する喫煙のオッズ比は潜在性甲状腺機能低下症で0.3(95%信頼区間:0.1~0.9)、潜在性甲状腺機能亢進症で2.0(95%信頼区間:1.1~

40)であった。しかし、これらの結果は横断的検討であり、因果関係は明らかにすることはできない。これまでの報告でも喫煙が甲状腺機能に影響を与えている可能性が指摘されているが²⁷⁻²⁹⁾、その機序については、まだはっきりしていない。

おわりに

本報告での結果では、潜在性の甲状腺機能異常症と喫煙との関連や動脈硬化との関連が認められた。潜在性甲状腺機能異常症については、その臨床的な意義がまだまだはっきりしない。特に潜在性のうちに治療が必要かどうか、治療することによる危険性と有用性については、日本でのエビデンスがほとんどない。

本研究では一般地域住民から性、年齢を層化し無作為抽出された者を対象としている。日本の中老年地域住民のデータとして、本報告結果の意義は大きいと思われる。ただ、本コホートにおける潜在性甲状腺機能低下症および亢進症である者の数が十分でなかったことから、各検査結果との関連については、今後、縦断的研究を含めた十分な検討が必要であろう。

文 献

- 1) Shimokata H, et al: A new comprehensive study on aging—the National Institute for Longevity Sciences, Longitudinal Study of Aging (NILS-LSA). *J Epidemiol* 10: S1-S9, 2000.
- 2) 下方浩史: 長期縦断研究の目指すもの. *Geriatric Medicine* 36: 21-26, 1998.
- 3) 下方浩史, 他: 老化に関する長期縦断疫学研究. *Advances in Aging and Health Research* 1998. 長寿科学振興財団, 1999, 59-69.
- 4) 吉峰 徳: 老化関連要因の地域差および集団の質による差の検討. 厚生省厚生科学研究費補助金長寿科学総合研究平成8年度研究報告書. 長寿科学総合研究費中央事務局, 1998, 113-117.
- 5) Hak AE, et al: Subclinical hypothyroidism is an independent risk factor for atherosclerosis and myocardial infarction in elderly women: the Rotterdam Study. *Ann Intern Med* 132: 270-278, 2000.
- 6) Hollowell JG, et al: Serum TSH, T (4), and thyroid antibodies in the United States population (1988 to 1994): National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES III). *J Clin Endocrinol Metab* 87: 489-499, 2002.
- 7) Canaris GJ, et al: The Colorado thyroid disease prevalence study. *Arch Intern Med* 160: 526-534, 2000.
- 8) Imaizumi M, et al: Risk for ischemic heart disease and all-cause mortality in subclinical hypothyroidism. *J Clin Endocrinol Metab* 89: 3365-3370, 2004.
- 9) Cappola AR, et al: Thyroid status, cardiovascular risk, and mortality in older adults. *JAMA* 295: 1033-1041, 2006.
- 10) St John JA, et al: Mildly elevated TSH and cognition in middle-aged and older adults. *Thyroid* 19: 111-117, 2009.
- 11) Almeida C, et al: Are neuropsychological changes relevant in subclinical hypothyroidism? *Arq Bras Endocrinol Metabol* 51: 606-611, 2007.
- 12) Roberts LM, et al: Is subclinical thyroid dysfunction in the elderly associated with depression or cognitive dysfunction? *Ann Intern Med* 145: 573-581, 2006.
- 13) Biondi B, Cooper DS: The clinical significance of subclinical thyroid dysfunction. *Endocr Rev* 29: 76-131, 2007.
- 14) Kanaya AM, et al: Association between thyroid dysfunction and total cholesterol level in an older biracial population: the health, aging and body composition study. *Arch Intern Med* 162: 773-779, 2002.
- 15) Meier C, et al: TSH-controlled L-thyroxine therapy reduces cholesterol levels and clinical symptoms in subclinical hypothyroidism: a double blind, placebo-controlled trial (Basel Thyroid Study). *J Clin Endocrinol Metab* 86: 4860-4866, 2001.
- 16) Knudsen N, et al: Small differences in thyroid function may be important for body mass index and the occurrence of obesity in the population. *J Clin Endocrinol Metab* 90: 4019-4024, 2005.
- 17) Iacobellis G, et al: Relationship of thyroid function with body mass index, leptin, insulin sensitivity and adiponectin in euthyroid obese women. *Clin Endocrinol* 62: 487-491, 2005.
- 18) Nyrenes A, et al: Serum TSH is positively associated with BML. *Int J Obes (Lond)* 30: 100-105, 2006.
- 19) Manji N: Lack of association between serum TSH or free T4 and body mass index in euthyroid subjects. *Clin Endocrinol* 64: 125-128, 2006.
- 20) Rodondi N, et al: Subclinical hypothyroidism and the risk of coronary heart disease: a meta-analysis. *Am J Med* 119: 541-551, 2006.
- 21) Monzani F, et al: Effect of levothyroxine replacement on lipid profile and intima-media thickness in subclinical hypothyroidism: a double-blind, placebo-controlled study. *J Clin Endocrinol Metab* 89: 2099-2106, 2004.
- 22) Surks MI, et al: Subclinical thyroid disease. Scientific review and guidelines for diagnosis and management.

- JAMA 291 : 228-238, 2004.
- 23) De Menis E, et al : Bone turnover in overt and subclinical hyperthyroidism due to autonomous thyroid adenoma. *Horm Res* 37 : 217-220, 1992.
- 24) Gurlek A, et al : Effect of endogenous subclinical hyperthyroidism on bone metabolism and bone mineral density in premenopausal women. *Thyroid* 9 : 539-543, 1999.
- 25) Foldes J, et al : Bone mineral density in patients with endogenous subclinical hyperthyroidism: is the thyroid status a risk factor for osteoporosis? *Clin Endocrinol* 39 : 521-527, 1993.
- 26) Jodar E, et al : Bone mineral density in male patients with L-thyroxine suppressive therapy and Graves disease. *Calcif Tissue Int* 69 : 84-87, 2001.
- 27) Vestergaard P : Smoking and thyroid disorders—a meta-analysis. *Eur J Endocrinol* 146 : 153-161, 2002.
- 28) Holm IA, et al : Smoking and other lifestyle factors and the risk of Graves' hyperthyroidism. *Arch Intern Med* 165 : 1606-1611, 2005.
- 29) Muller B, et al : Impaired action of thyroid hormone associated with smoking in women with hypothyroidism. *N Engl J Med* 333 : 964-969, 1995.
-

(原 著)

在宅療養要介護高齢者の介護環境ならびに生命予後，入院， 介護施設入所リスクの性差

葛谷 雅文¹⁾ 長谷川 潤¹⁾ 榎 裕美²⁾ 井澤 幸子³⁾
平川 仁尚⁴⁾ 広瀬 貴久¹⁾ 井口 昭久⁵⁾

要約 目的：要介護認定を受けた在宅療養中の高齢者の性別による身体機能，疾病背景，介護環境（生活環境，介護者の有無ならびに統柄，サービス使用状況），さらに3年間の生命予後，入院，施設入所の相異を明らかにする。**方法：**名古屋市在住で要介護認定を受け在宅療養中の高齢者1,875名，さらにその主介護者1,568名を対象にした縦断調査（the Nagoya Longitudinal Study for Frail Elderly）の登録時のデータならびに3年間の死亡，入院，介護施設への入所に関する縦断的データを使用した。**結果：**登録された要介護者の性別構成は女性（66.3%）が男性（33.7%）の約2倍存在していた。男性に比較して女性要介護高齢者の平均年齢は高く（女性：81.5±7.5（SD）歳，男性：78.8±7.6（SD）歳， $p<0.001$ ），独居が多く（女性：26.2%，男性：14.6%， $p<0.001$ ），主介護者が配偶者である割合が男性要介護高齢者に比較して低かった（女性：22.1%，男性：73.6%， $p<0.001$ ）。女性要介護高齢者は訪問介護サービスの利用率が高く（女性：48.8%，男性：43.2%， $p=0.021$ ），また重篤な併存症の有病率は男性に比較して低く（男性 vs 女性，脳血管疾患：46.6% vs 28.3%， <0.001 ；慢性閉塞性肺疾患：9.9% vs 5.9%， $p=0.003$ ；悪性腫瘍：12.9% vs 7.3%， $p<0.001$ ），骨折の罹患率（過去5年間）が高かったが（27.4% vs 14.7%， $p<0.001$ ），3年間の死亡率，入院率は男性要介護高齢者よりも女性で低かった（男性 vs 女性%，死亡率：31.3% vs 20.6%， $p<0.001$ ；入院率：48.6% vs 39.9%， $p<0.001$ ）。介護施設への入所は男性よりも高かった（5.2% vs 8.4%， $p=0.011$ ）。Cox 比例ハザード解析では男性と比較した女性要介護者の死亡，入院，施設入所のハザード・リスク（95% 信頼区間）は単変量解析でそれぞれ0.61（0.51～0.74），0.76（0.66～0.88），1.48（1.00～2.19）で，多変量解析ではそれぞれ0.51（0.39～0.66），0.83（0.69～0.99），1.19（0.73～1.93）であった。**結論：**在宅療養中の要介護高齢者は女性が多く，主介護者の統柄など介護環境に性差が存在する。さらに女性要介護高齢者では男性よりも3年間の死亡率は低いものの，介護施設へ入所する率が多いことが明らかとなった。

Key words：介護保険，要介護高齢者，在宅療養，介護保険サービス，性差

（日老医誌 2010；47：461-467）

緒 言

平成 21 年版 高齢社会白書によると，日本における高齢化はとどまることを知らず，平成 20 年度には 65 歳以上の高齢者人口は，過去最高の 2,822 万人となり，総人口に占める割合（高齢化率）も 22.1%（前年 21.5%）となり，22% を超える結果となった¹⁾。要介護高齢者の

数も急速に増加しており，特に 75 歳以上の後期高齢者で顕著である。介護保険制度における要介護者又は要支援者と認定された者のうち，65 歳以上の者の数についてみると，平成 18（2006）年度末で 425.1 万人となっており，高齢者人口の 16.0% を占めている。75 歳以上の人口について，要支援，要介護の認定を受けた者のそれぞれの区分における人口に対する割合をみると，75 歳以上の人口で要支援の認定を受けた者は 6.6%，要介護の認定を受けた者は 21.4% となっており，75 歳以上人口の 25% 以上が要介護・支援状態である。介護保険制度のサービスを受給した 65 歳以上の被保険者は，平成 21 年 1 月審査分で約 368 万人となっており，男女比で見ると男性が 28.0%，女性が 72.0% となっている（平成 21 年版 高齢社会白書より）¹⁾。

1) M. Kuzuya, J. Hasegawa, T. Hirose：名古屋大学大学院医学系研究科（老年科学）

2) H. Enoki：東海学園大学人間健康学部管理栄養学科

3) S. Izawa：愛知学院大学心身科学部健康栄養学科

4) Y. Hirakawa：名古屋大学医学部附属病院卒後臨床研修・キャリア形成支援センター

5) A. Iguchi：愛知淑徳大学医療福祉学部

受付日：2010. 4. 21，採用日：2010. 6. 30

これらより高齢者人口のかなりの数が必要介護高齢者であり、さらにそのうち2/3以上を女性が占めていることがわかる。このように高齢者人口、要介護者集団においては数の上で明らかに性差があることが報告されている。しかし、その要介護高齢者の性別による背景（疾病構成、日常生活動作、精神心理的状态）、介護環境（独居状態、主介護者の有無、主介護者の背景、介護保険サービスの使用状況）の相違、さらには性別による予後、病院への入院、介護施設への入所に対するリスクの相違などは明らかではない。今回1,875名の在宅療養中に要介護者、ならびにその主介護者たちを対象にしたコホート調査を基に上記の疑問を明らかにする。

対象と方法

1. 対象者

名古屋市で行われた the Nagoya Longitudinal Study for Frail Elderly (NLS-FE) の登録時65歳以上であった高齢者のデータ(1,875名)を使用した。NLS-FEは名古屋市の17訪問看護ステーション併設在宅介護支援事業所を基盤とした訪問看護サービス利用者(65歳以上の高齢者)、訪問看護未利用者、訪問看護師または介護支援専門員から書面で研究内容に関する説明をし、文書での同意を得られた要介護高齢者(1,875名)、さらにはその主介護者(1,568名)を調査対象(登録者)とする縦断的調査である。(登録は平成16年1月に終了)²⁾⁻⁵⁾。登録者に関し、登録時に行った基本調査は1年ごとに行われ、経過中3年間、3カ月ごとにイベントの有無を調査した。イベントとは1)病院への入院(処置、検査入院を含む)、2)介護施設(老人保健施設、特別養護老人ホーム、グループ・ホームなど)への入所、3)死亡、4)脱落(訪問看護サービスの中止)を示す。なお、本研究は平成19年1月に終了している。

2. 基本調査内容

基本調査内容はa)患者の属性 b)社会的背景 c)介護状態の把握 d)看護サービス内容 e)疾病背景 f)既往歴(特に転倒、骨折) g)身体機能ならびに精神心理機能(基本的ADL:Barthel index (range:0~20)⁶⁾、認知症の有無、うつの有無:Geriatric depression scale short version (GDS-15, range:0~15)⁷⁾ h)栄養状態(身体計測、摂取状況を含む) i)併存症の評価:Charlson index (range:0~9)⁸⁾ j)薬剤調査 k)主介護者の状態(健康状態、介護負担感(日本語版 the Zarit Burden Interview:ZBI)),看護師の主観的調査(サービス利用状況、患者の健康状況、家族の介護状況、主介護者の健康状況ならびに負担)などである。慢性疾患(冠

動脈疾患、心不全、脳血管障害、認知症、慢性閉塞性肺疾患、糖尿病、高血圧、悪性腫瘍)の有無はかかりつけ医からの情報を基に聴取された。さらに過去半年間の転倒歴、過去5年間の骨折歴を聴取した。これらの情報は本人または介護者、かかりつけ医からの情報を基にした。なお、GDS-15は認知症、またコミュニケーション不能者には実施しなかった。

3. 縦断調査

登録から3年間の経過中、イベント発生に関する報告書を看護師または介護支援専門員は記載し、3カ月ごとに名古屋大学に郵送した。イベントとは1)病院への入院(処置、検査入院を含む)、2)介護施設(老人保健施設、特別養護老人ホーム、グループ・ホームなど)への入所 3)死亡 4)脱落を示す。

4. 解析

登録時基本調査内容の男性・女性の相違、ならびに3年間の観察中に起こったイベント(死亡、入院、介護施設への入所)の性差を検討した。使用する解析法はstudent-t test, カイ二乗検定, Kaplan-Meier 検定, Cox 比例ハザード検定などを使用した。女性要介護者の男性要介護者と比較した死亡、入院、介護施設入所のリスクをCox 比例ハザード検定で解析した。多変量解析では単変量解析で統計的有意($p<0.05$)な因子をモデルに投入した。

5. 倫理面への配慮

本研究は名古屋大学倫理委員会の承認を得て実施した。十分なインフォームド・コンセントの後、必ず要介護者本人、主介護者の書面による同意書をもって登録とした。匿名化された情報は名古屋大学で厳重に管理し、全て集団的に分析し、個々のデータの提示などは行わず、個人のプライバシー保護に努めた。

結 果

表1に男女別登録された要介護高齢者ならびに主介護者背景を示す。登録された要介護高齢者は女性が明らかに多く(66.3%),男性(33.7%)のほぼ2倍であった。年齢は女性81.5歳と男性78.8歳に比較し有意に高齢であった($p<0.001$)。登録者のうち、独居で在宅療養中の要介護高齢者は女性で26.2%であり、男性14.6%に比較し有意に多かった。8割以上の要介護高齢者には主介護者が存在していたが、配偶者が主介護者である割合は女性の要介護高齢者で22.1%、男性で73.6%であった。主介護者介護負担感(ZBI)は男性要介護者の主介護者で有意に高かった。

登録時の平均基本的ADLならびにGDS-15得点は性

表1 要介護者性別登録時の背景, 居宅サービス使用状況ならびにその主介護者の背景

	男性	女性	p
	n = 632, 33.7%	n = 1,243, 66.3%	
年齢, mean (SD)*	78.8 (7.6)	81.5 (7.5)	< 0.001
独居, n (%)	92 (14.6)	326 (26.2)	< 0.001
主介護者有無 (n = 1,568), n (%)			
有り	556 (88.0)	1,012 (81.4)	< 0.001
無し	76 (12.0)	231 (18.6)	
介護者女性, n (%)	482 (86.7)	697 (68.9)	< 0.001
介護者年齢, mean (SD)*	67.9 (11.2)	61.9 (12.7)	< 0.001
主介護者続柄, n (%)			
配偶者	409 (73.6)	224 (22.1)	< 0.001
嫁 (孫嫁を含む)	44 (7.9)	274 (27.1)	
子供	92 (16.5)	467 (46.1)	
兄弟 (姉妹)	4 (0.7)	30 (3.0)	
主介護者 ZBI,** mean (SD)*	31.2 (17.2)	27.6 (16.8)	< 0.001
居宅サービス使用 (%)			
デイ・ケア (サービス)	43.5	43.9	0.865
訪問看護サービス	56.2	48.0	0.001
訪問介護サービス	43.2	48.8	0.021
定期的受診	61.7	58.4	0.164
ショートステイサービス	8.5	9.7	0.402
訪問入浴サービス	11.7	11.2	0.734
訪問リハビリテーションサービス	9.3	5.3	0.001
福祉用具レンタルサービス	65.8	56.3	< 0.001

* : student t-test, それ以外はカイ二乗検定

** : 日本語版 the Zarit Burden Interview (range : 0 ~ 88, n = 1,257)

差を認めなかった (表2)。併存症の重症度のスケールとして使用した Charlson comorbidity index の平均得点は男性で高得点であり, より生命予後に係る併存症の集積が男性に認められた。定期的なかかりつけ医への受診率は性差を認めなかったが, 男性で多剤服用 (6種類以上) が多かった (表2)。慢性疾患の有病率では脳血管障害, 慢性閉塞性肺疾患, 悪性腫瘍は男性での有病率が有意に高かったが, 認知症は逆に女性で有意に高かった。過去半年間の転倒経験率は男女間で差を認めなかったが, 過去5年間の骨折の既往率は女性で有意に高かった (表2)。

図1に男女別, 要介護度を示した。男女とも要介護1をピークとする分布を示し, ほぼ同様の分布であった。登録時の居宅サービスの使用率はデイケア (デイサービスを含む), ショートステイ, 訪問入浴サービスでは男女差を認めなかった (表1)。一方, 訪問看護サービス, 訪問リハビリテーション, 福祉用具レンタルサービスの使用は男性でより高率で使用されていた。逆に訪問介護サービスは女性の要介護高齢者でより高率で使用されていた (表1)。

3年間の観察期間中に要介護者 1,875 名のうち, 454

人死亡し, そのうち 107 名が在宅での看取りであった。男性の死亡率は3年間で31.3%, 女性は20.6%で有意に男性の死亡率が高かった (表3)。在宅死の率は男女の差を認めなかった。一方, 3年間で一度でも入院を経験した要介護高齢者は1,875名のうち803名あり, 男女別では男性では48.5%と女性 (39.9%) に比較し有意に高かった。介護施設への入所は逆に女性で高率 (男性: 5.2% vs 女性: 8.4%) であった (表3)。

図2に男女別, 累積生存率, 累積入院率, 累積入所率を示す (Kaplan-Meierのプロット)。死亡, 入院に関しては有意に男性が女性に比較して高率であった。一方逆に女性の方が高い率で介護福祉施設に入所した。

性による3年間の観察期間における死亡, 入院, 介護施設入所に対するリスク差を明らかにするために, Cox比例ハザード検定を行った。男性要介護者に比較し女性の死亡, 入院のハザード・リスク (HR) は単変量解析ではそれぞれ0.61 (95%信頼区間 (95%CI) : 0.51~0.74), 0.76 (0.66~0.88)で, 多変量解析ではそれぞれ0.51 (0.39~0.66), 0.83 (0.69~0.99)であった (表4)。一方, 介護施設入所の女性要介護者のHR (95%CI) は単変量解析では1.48 (1.00~2.19)と有意差を認めたが, 多重

表2 男女別要介護者の背景ならびに併存症

	男性	女性	p
基本的 ADL (range: 0~20, mean (SD))*	12.6 (6.3)	12.8 (6.8)	0.496
GDS-15 (range: 0~15, mean (SD))* [†]	6.8 (3.7)	6.4 (3.6)	0.064
Charlson index (mean (SD))*	2.4 (1.6)	1.8 (1.5)	< 0.001
定期的受診 (%)	61.7	58.4	0.164
服薬薬剤数 (%)			
0~2種類	16.5	24.7	
3~5種類	43.8	40.9	< 0.001
6種類以上	39.7	34.4	
慢性疾患の有無 (%)			
冠動脈疾患	12.3	12.1	0.888
慢性心不全	7.5	9.0	0.278
脳血管障害	46.6	28.3	< 0.001
慢性閉塞性肺疾患	9.9	5.9	0.003
糖尿病	13.2	11.4	0.280
認知症	31.7	37.0	0.031
高血圧	21.8	25.5	0.080
悪性腫瘍	12.9	7.3	< 0.001
転倒歴 (過去半年間) (%)	32.3	32.2	0.965
骨折歴 (過去5年間) (%)	14.7	27.4	< 0.001

* : student t-test, それ以外はカイ二乗検定

† : n = 1,409

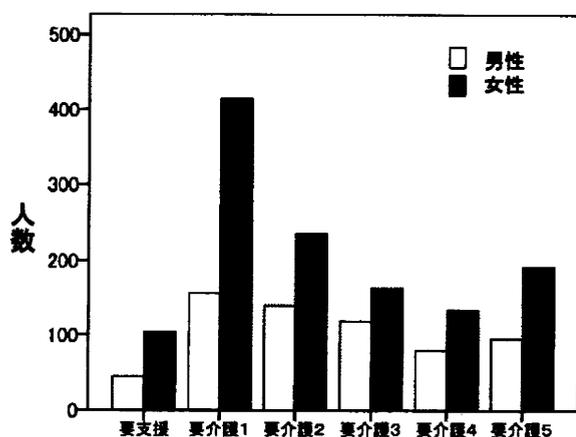


図1 男女別登録者の要介護度分布

解析では 1.19 (0.73~1.93) と男性要介護者との有意な差は消失した (表4)。なお性差に要介護者年齢のみを調整因子として投入したモデルでも女性の入所リスクは 1.30 (0.87~1.93), $p=0.195$ と有意差は消失していた。

考 察

高齢社会白書にあるように本コホートにおいても登録された要介護者は女性が男性のほぼ2倍を占めた。障害を持ちながらも居宅サービスを使用し、独居を継続している集団が存在したが、この集団は明らかに女性が多く、

男性に比較し要介護認定を受けていながらも自立した生活が女性では可能である場合が多い。このことは女性が元々身の回りのことを自分で長年こなしてきたという反面、男性は配偶者 (妻) に若い時より依存して生活をしてきたため、独居での生活が困難であるケースが多い、ということを表している可能性がある。厚生労働省「国民生活基礎調査」(平成19年)でも男性高齢者の独居率は10%前後である一方、女性高齢者では20~25%と高率である⁹⁾。

男性要介護者は主介護者が配偶者 (妻) であるケースは73.6%と高率であった半面、女性要介護者で主介護者が夫であるケースは22.1%と低かった。これは男性の方が短命であり、女性が要介護状態になった時点で、すでに夫が他界、または夫も要介護状態である場合が多いこと、さらには男性配偶者 (夫) は妻の介護をすることが困難である (しない)、ということを表しているのかもしれない。実際、総務省「国勢調査」では、男性高齢者は配偶者と生活しているものは平成17年の調査で81.8%、女性では47.1%と女性高齢者の約二人に一人は「配偶者なし」と報告されている⁹⁾。すなわち要介護状態になる以前より高齢者女性は配偶者と生活をしている数が男性高齢者より少ないことを意味している。これらの独居率さらには主介護者が配偶者である割合の性差は日本固有のものではなく、他の国でも同様との報告がなされているため¹⁰⁾、世界的に共通の事象なのかもしれない。

表3 男女別3年間に観察された各種イベントの発症率

各種イベント	男性		女性		p
	人数	%	人数	%	
全死亡	198	31.3	256	20.6	< 0.001
在宅死亡	36	5.7	71	5.7	0.989
入院	307	48.6	496	39.9	< 0.001
介護施設への入所	33	5.2	105	8.4	0.011

全てカイ二乗検定

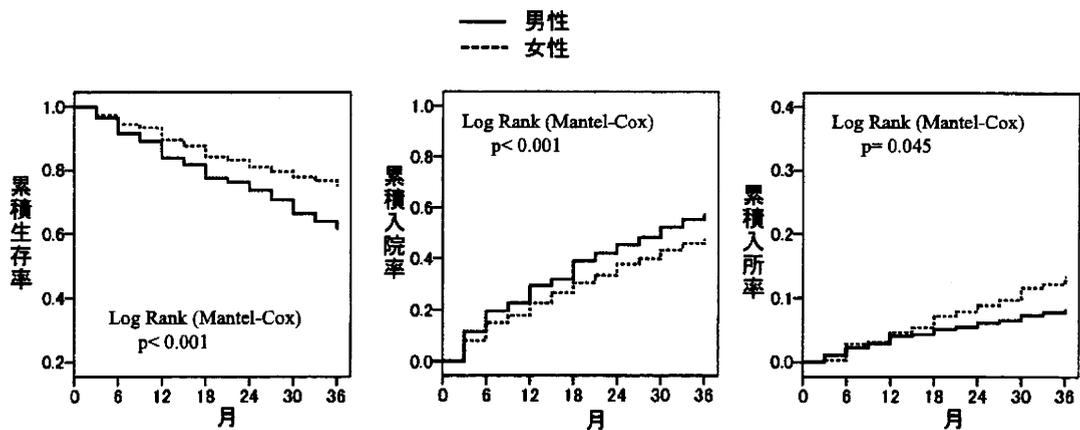


図2 男女別、累積生存率、累積入院率、累積入所率 (Kaplan-Meier のプロット)

表4 女性の種々のイベントに関するリスク (Cox 比例ハザード・モデル)

	univariate			multivariate		
	HR	95%CI	p	HR	95%CI	p
生命予後						
女性 (vs 男性)	0.61	0.51 ~ 0.74	< 0.001	0.51	0.39 ~ 0.66 *	< 0.001
入院						
女性 (vs 男性)	0.76	0.66 ~ 0.88	< 0.001	0.83	0.69 ~ 0.99 *	0.042
入所						
女性 (vs 男性)	1.48	1.00 ~ 2.19	0.048	1.19	0.73 ~ 1.93 **	0.485

HR: Hazard ratio; 95%CI: 95% confidence interval

*: 性, 年齢, 基本的 ADL score, GDS-15 score, Charlson index をモデルに投入

** : 性, 年齢, 基本的 ADL score, 介護者年齢, 主介護者 ZBI をモデルに投入

全米調査では女性の要介護者の独居率は男性に比較し有意に高く (女性: 45.4%, 男性 16.8%), 本調査と同様に配偶者と生活している率は男性で高い (男性: 73.6%, 女性: 27.8%) ことが報告されている¹⁰⁾。

居宅介護サービスの使用に関しては、本調査時期と比較的近い平成 14 年の厚生労働省の報告によると、全国の居宅サービス利用者総数あたり、訪問介護利用率が最も多く 41.5%, 通所介護 (デイサービス) が 38.7%, 通所リハビリテーション (デイケア) が 20.8%, 訪問看護サービス 13.3%, 短期入所 (ショートステイ) 8.6% と

ある¹¹⁾。本コホートでは訪問看護サービス使用が男性 56.2%, 女性 48.0% と明らかに利用率が高い。これは本研究対象者が訪問看護ステーションを基盤に登録をされたためである。本調査では訪問介護サービス使用率が男性より、女性要介護高齢者に多かった。このことは一見矛盾するように思えるが、男性要介護者の主介護者の多くは配偶者 (妻) であるため、家事援助などの訪問介護サービスの使用が不必要である。一方女性要介護者では配偶者 (夫) はすでに存在していないか、または主介護者として存在しているにも関わらず、十分な家事が実行

されていないため、訪問介護サービスの使用が多いと思われる。基本的 ADL は両群で差を認めず、男女間で身体機能障害の大きな差はなかった。同様に平均 GDS-15 得点は男女差を認めなかったが、Charlson comorbidity index は男性で高得点であり、より生命予後に係る併存症の集積が男性に認められた。実際悪性腫瘍、慢性閉塞性肺疾患、脳血管障害の有病率は男性でより高かった。認知症の有病率は女性で高かったが、女性のほうがより高齢であることが関与しているものと推測された。一方過去半年間の転倒歴に関しては男女差を認めなかったが、過去5年間の骨折の既往に関しては、他の報告と一致し¹²⁾、女性で多かった。これらの結果は厚生労働省「国民生活基礎調査」(平成19年)の男女別の要介護にいたった原因疾患の結果を反映している。すなわち男性では脳血管障害が要介護の原因疾患として最も多く(35.9%)、女性は脳血管障害(16.8%)、関節疾患(15.9%)、認知症(15.0%)、骨折(11.1%)と原因が分散している⁹⁾。

3年間のイベント調査では、予測されたとおり男性で死亡、入院というイベントが女性に比較し高率であり、明らかにそれらのリスクは女性で低かった。女性の方がより高齢集団であることを考えると興味深いことであるが、男性の方がより重度な併存症を背景に所有していることが関連している可能性がある。しかし、Cox 比例ハザードモデルでは Charlson index、年齢、ADL、GDS-15などを組み込んだモデルでもなお女性のリスクが有意に低かったことより、併存症などの背景の相違だけでは説明が困難である。なお、在宅での死亡(看取り)、病院死を別々に解析してもリスクの性差は全死亡と同様な傾向を示した。一方介護施設への入所は女性で高かったが、その理由としては女性の方がより高齢であることが関与している可能性がある。実際、年齢を組み込んで Cox 比例ハザード解析を行うと、要介護者の性別は介護施設入所との関連を認めなかった。

本研究の限界としては、本研究で使用した登録者は方法にあるように、訪問介護サービス利用者ならびに看護サービス未利用者としてリクルートしているため、介護保険サービス使用率に関しては偏りがある可能性がある。また1,875名のうち3年間で脱落(訪問介護サービス(ケアプラン作成)の使用中止)が男性で90名、女性で168名存在しており、さらに介護施設入所した対象者はその時点で追跡を中止しており、死亡の数自体が低く見積もられている可能性がある。

本研究において、性別による疾病背景、介護環境、介護保険サービスの使用状況、健康障害(生命予後、入院などのイベント)、介護施設入所リスクなどに相違があ

ることが明らかになった。今後医療関係者、福祉関係者は性別による様々な相違を考えながら、医療、介護保険サービスなどの使用を実施すべきである。

謝辞：本調査は名古屋市高齢者療養サービス事業団の多大な協力の下行われたものである。名古屋市高齢者療養サービス事業団の関係者ならびに各訪問看護ステーションの看護師、介護支援専門員のみなさんの多大なご協力に対し深謝いたします。またご協力いただいた患者さまならびにご家族の方々にも深謝いたします。また本解析を行うきっかけをいただいた国立長寿医療センター研究所疫学研究部下方浩史先生に感謝いたします。なお本研究の一部は平成21年厚生労働省科学研究費補助金(循環器疾患等生活習慣対策総合研究事業)「ライフステージに応じた女性の健康状態に関する疫学研究～10代から90代までの女性を対象とした長期縦断研究」(班長：下方浩史)より助成を受けた。

文 献

- 1) http://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2009/zenbun/21pdf_index.html
- 2) 榎 裕美, 葛谷雅文, 益田雄一郎, 平川仁尚, 岩田充永, 井澤幸子はか：訪問看護サービス利用者の身体計測指標と生命予後について the Nagoya Longitudinal Study of Frail Elderly (NLS-FE) より, 日老医誌 2007; 44: 212-218.
- 3) 葛谷雅文, 益田雄一郎, 平川仁尚, 岩田充永, 榎 裕美, 長谷川潤はか：在宅要介護高齢者の「うつ」発症頻度ならびにその関連因子, 日老医誌 2006; 43: 512-517.
- 4) Kuzuya M, Masuda Y, Hirakawa Y, Iwata M, Enoki H, Hasegawa J, et al: Underuse of medications for chronic diseases among the oldest of community-dwelling Japanese frail elderly. *J Am Geriatr Soc* 2006; 54: 598-605.
- 5) Kuzuya M, Masuda Y, Hirakawa Y, Iwata M, Enoki H, Hasegawa J, et al: Day-care service use is associated with lower mortality among community-dwelling frail elderly. *J Am Geriatr Soc* 2006; 54: 1364-1371.
- 6) Mahoney F, Barthel DW: Functional evaluation: The Barthel Index. *Md State Med J* 1965; 14: 61-65.
- 7) Yesavage JA: Geriatric Depression Scale. *Psychopharmacol Bull* 1988; 24: 709-711.
- 8) Charlson ME, Pompei P, Ales KL, MacKenzie CR: A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development and validation. *J Chronic Dis* 1987; 40: 373-383.
- 9) http://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2009/zenbun/pdf/1s2s_1.pdf
- 10) Katz SJ, Kabeto M, Langa KM: Gender disparities in the receipt of home care for elderly people with disability in the United States. *JAMA* 2000; 284: 3022-3027.
- 11) <http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/kaigi/020604/1-1.html>
- 12) Pietschmann P, Rauner M, Sipos W, Kersch-Schindl K: Osteoporosis: an age-related and gender-specific dis-

ease—a mini-review. *Gerontology* 2009; 55: 3–12.

Gender difference characteristics in the sociodemographic background of care recipients

Masafumi Kuzuya¹⁾, Jun Hasegawa¹⁾, Hiromi Enoki²⁾, Sachiko Izawa³⁾, Yoshihisa Hirakawa⁴⁾,
Takahisa Hirose¹⁾ and Akihisa Iguchi⁵⁾

Abstract

Aim: We compared gender differences in the sociodemographic characteristics of community-dwelling dependent elderly who use various community-based services under long-term care insurance programs, as well as in mortality, hospitalization, and institutionalization during a 3-year follow-up period.

Methods: We conducted a cross-sectional study using the baseline data of 1,875 care recipients from the Nagoya Longitudinal Study for Frail Elderly (NLS-FE), and a prospective study using their 3-year follow-up data. The data, which were collected at the patients' homes or from care-managing center records, included the clients' and caregivers' demographic characteristics, living arrangements, community-based services used, depression as assessed by the Geriatric Depression Scale (GDS-15), a rating for basic activities of daily living (ADL), and comorbidities. The data included, at 3-year follow-up, all-cause mortality, hospitalization, and institutionalization.

Results: Among 1,875 care recipients 66.3% were women. They had a higher rate of living alone (26.2% vs 14.6% in men), and a lower rate of receiving care by a spouse (22.1% vs. 73.6% of men). Although there were no differences in ADL levels or GDS-15 scores between genders, a higher Charlson comorbidity index, higher prevalence of cerebrovascular disease, chronic obstructive pulmonary disease (COPD), and cancer were observed in the male care recipients. Kaplan-Meier analysis demonstrated that during the 3-year follow-up, higher mortality, hospitalization, and lower institutionalization rates were observed in men.

Conclusion: We observed that two thirds of care recipients were women. Compared with male recipients, female recipients were more likely to live alone, and to be cared for by non-spouse caregivers. Lower mortality and hospitalization, but higher institutionalization, were observed in female recipients.

Key words: Long-term care insurance, Care recipient, Community-dwelling dependent elderly, Formal service, Gender difference (*Nippon Ronen Igakkai Zasshi* 2010; 47: 461–467)

1) Department of Geriatrics, Nagoya University Graduate School of Medicine

2) Department of Registered Dietitians, Tokaigakuen University Faculty of Human Wellness

3) Department of Health and Nutrition, Faculty of Psychological and Physical Science, Aichi Gakuin University

4) Center for Postgraduate Clinical Training and Career Development, Nagoya University Hospital

5) Department of Sports and Health Sciences, Aichi Shukutoku University, Faculty of Health and Medical Sciences

The longitudinal change in anthropometric measurements and the association with physical function decline in Japanese community-dwelling frail elderly

Sachiko Izawa¹, Hiromi Enoki¹, Yoshihisa Hirakawa¹, Mitsunaga Iwata², Jun Hasegawa¹, Akihisa Iguchi¹ and Masafumi Kuzuya^{1*}

¹Department of Geriatrics, Nagoya University Graduate School of Medicine, 65 Tsuruma-cho, Showa-ku, Nagoya 466-8550, Japan

²Emergency Department, Nagoya Ekisaikai Hospital, 4-66 Shonen-cho, Nakagawa-ku, Nagoya 454-8502, Japan

(Received 3 December 2008 – Revised 4 June 2009 – Accepted 21 July 2009 – First published online 14 September 2009)

Although anthropometric parameters have been extensively studied regarding their relationship to physical function status, the association between these parameters and the activity of daily living (ADL) function remains controversial. We investigated whether BMI or mid-upper arm circumference (AC) is an indication of variation in the physical functioning of the frail elderly. The present study was a prospective cohort analysis of 543 community-dwelling frail elderly. Data included the participants' demographic characteristics, basic ADL, comorbidity and anthropometric measurements at baseline and at 2-year follow-up. Logistic regression models were used to investigate the association between ADL status and anthropometric measurements during the study period. Among the 543 participants, 418 maintained or improved their ADL status, while 125 showed an ADL decline during the study period. Multivariate logistic regression analysis showed that BMI and AC levels or ADL status at baseline were not independent predictors of the loss of ADL function or the decline in these anthropometric measurements during the study period, respectively. However, the decline in BMI and AC levels and the loss of ADL function were associated with each other during the study period. There is an association between the negative changes in anthropometric measurements during the follow-up period and the decline in ADL function during a 2-year follow-up in community-dwelling frail elderly.

Activities of daily living: Declining anthropometric measurement: Declining activity of daily living score: Elderly

The decline in physical performance is directly linked to the negative consequences of the reduced health and quality of life of elderly people. A number of studies have demonstrated relationships between physical disability and nutritional status, including anthropometric measurements, in the elderly^(1,2). Among anthropometric parameters, weight and BMI have been extensively studied in terms of their relationship with physical function status. In cross-sectional analysis, community-dwelling older people with BMI 30 kg/m² or higher than 30 kg/m² were associated with a greater probability of functional limitation^(3–6). In contrast, severe disability in institutionalised elderly subjects was associated with low waist/hip ratio⁽⁷⁾. Longitudinal studies have demonstrated that weight loss is associated with an increase in the risk of becoming disability compared with weight stability in community-dwelling elderly^(8–11). In contrast, it has been reported that obesity (BMI: 35 kg/m² or greater) and weight gain are risk factors for functional decline between 3 and 4 years later in mean aged 71 years participants⁽¹²⁾. Thus, the causal relationships between anthropometric measurements and physical functional ability remain controversial.

Most prior studies utilise body weight or BMI as an anthropometric parameter to examine the relationships between nutritional status and functional ability. We recently reported

that the height and weight of older people with activity of daily living (ADL)^(13,14) impairment are not likely to be measured at home or to be regularly measured in the community⁽¹⁵⁾. In fact, approximately one-third of disabled elderly living at home lack recent height or weight measurements⁽¹⁵⁾. We proposed that anthropometric measurements of the mid-arm may be a more practical and suitable index not only for nutritional assessment but also for capturing the vulnerable subset of older people living in the community⁽¹⁶⁾. However, no data were available concerning the relationships between mid-arm measurements and ADL status.

In the present study, we investigated whether anthropometric measurements such as the BMI and mid-arm circumference (AC) of frail elderly individuals are an accurate indication of variation in their physical functioning using a prospective cohort study of community-dwelling frail elderly.

Methods

Subjects

The present study employed baseline data for the subgroup of participants in the Nagoya Longitudinal Study for Frail Elderly and data on the mortality and hospitalisation of these participants during the 2-year follow-up period. Details

Abbreviations: AC, arm circumference; ADL, activity of daily living; AMA, arm area; TSF, triceps skin fold.

* Corresponding author: Dr Masafumi Kuzuya, fax +81 52 744 2371, email kuzuya@med.nagoya-u.ac.jp

of the participants and the Nagoya Longitudinal Study for Frail Elderly have been published elsewhere^(17,18). The study population consisted of 952 community-dwelling frail elderly (men: 355, mean age 78.5 years (range: 65–101); women: 597, mean age 81.6 years (range: 65–102)) with physical or mental disability in some degree. They were eligible for long-term care insurance^(19,20), lived in Nagoya City, and were provided visiting nurse services by the Nagoya City Health Care Service Foundation for Older People, which has seventeen visiting nursing stations associated with care-managing centres. Eligibility of long-term care insurance is strictly a matter of age, physical and mental status, and whether or not the individual has undergone medical procedures. These Nagoya Longitudinal Study for Frail Elderly participants, who were enrolled between 1 December 2003 and 31 January 2004, were scheduled to undergo comprehensive in-home assessments by trained nurses at the baseline, and at 6, 12 and 24 months. At 3-month intervals, data were collected about any important events in the lives of the participants, including admission to the hospital, long-term care facilities placement and mortality. In the present study, a fall was defined as a sudden, unexpected descent from a standing, sitting or horizontal position, and slipping from a chair or wheelchair. Participants found down on the floor were also included in falls. After 1 year, the participants or family member caregivers were asked the fall experience by trained nurses. Written informed consent for participation, according to procedures approved by the institutional review board of Nagoya University Graduate School of Medicine, was obtained from the patients or, for those with physician-diagnosed substantial cognitive impairment, from a surrogate (usually the closest relative or legal guardian), and from family member caregivers.

Data collection

The data were collected at the clients' homes using structured interviews with patients or surrogates and caregivers, and from care-managing centre records taken by trained nurses. The data included clients' demographic characteristics, depressive symptoms as assessed by the short version of the Geriatric Depression Scale⁽²¹⁾, and ADL was assessed by the 20-point Barthel Index with some modification (feeding, mobility on bed, bathing, grooming, dressing, using the toilet, walking inside and outside, transferring and using stairs) using summary scores ranging from 0 (total disability) to 20 (no disability). For each ADL task, nurses rated participants as independent (a score of 2, able to perform the activity without help), partially dependent (a score of 1, requiring some assistance) or completely dependent (a score of 0, needing help for the entire activity). Nurse ratings were based on direct observation, questioning of patients and speaking with family members and caregivers. Information obtained from care-managing centre records included data on the following physician-diagnosed chronic conditions: IHD; congestive heart failure; cerebrovascular disease; diabetes mellitus; dementia; cancer; neurodegenerative disorders including Parkinson's disease; other diseases comprising the Charlson comorbidity index⁽²²⁾, which represents the sum of weighted indices taking into account the number and seriousness of pre-existing comorbid conditions.

Anthropometry

Height and weight data were generally measured at home and collected by trained nurses using the methods described by the World Health Organization⁽²³⁾. The visiting nurses were asked to measure the height or weight of participants at home as much as possible. If body weight measurements could not be taken at home for some reason, recorded or self-reported weight data obtained sometime within the last month were used. If the participants have some cognitive impairment, weight data were obtained from a surrogate or family member caregivers. Weight was measured in light clothing without shoes using a portable weight scale at home. Height was generally measured in an upright position using a tape measure attached to the wall. However, when participants could not maintain an upright position, height measurements were obtained in a prone position. Although there are surrogate methods for obtaining height using estimation equations based on body segment lengths, these methods have not been validated in the Japanese elderly. Height measurements were unavailable for subjects (n 342, 35.9%) with severe kyphosis (defined as any subject whose kyphosis made it impossible for the visiting nurse to make a convenient or reliable height measurement) or severe muscle and arterial contracture.

Measurement⁽²³⁾ of the triceps skin fold (TSF) thickness (to the nearest 0.1 mm) was made using skinfold callipers and AC (to the nearest 0.1 cm) using a flexible measuring tape on the right side of the participant's body, unless affected by disability or disease. Arm area (AMA) was calculated using the standard formula⁽²⁴⁾: $AMA = (AC \text{ (cm)} - 0.3142 \times TSF \text{ (mm)})^2 / 4\pi$. These measurements were taken at least twice by each trained nurse according to the instruction sheet, and the reported values were the means of the repeated measurements.

Among the 952 participants, 207 (21.7%) subjects died, 41 (4.3%) were admitted to hospitals, 78 (8.2%) had long-term care placement and 83 (8.7%) declined to participate at some point during the 2-year follow-up.

Therefore, the ADL levels of a total of 543 participants (men: 201; women: 342) were assessed after the 2-year period and were used for the analysis in the present study. The subjects who died during the 2-year follow-up were older (mean age: 82.1 years *v.* 79.8 years, $P=0.001$), and mean scores of BMI, AC, TSF, AMA and basic ADL at baseline were significantly lower than those of 543 participants analysed in the present study (BMI: 18.8 *v.* 21.2, $p < 0.001$; AC: 21.8 *v.* 24.0, $P < 0.001$; TSF: 1.3 *v.* 1.6, $P < 0.001$; AMA: 26.6 *v.* 30.3, $P < 0.001$; basic ADL: 7.7 *v.* 10.7, $P < 0.001$). The 50th percentile of ADL scores at baseline (range: 0–20) was 12. There were seventy-five participants who had an ADL score of 0 at baseline, and 291 participants who had ADL scores of 12 or more at baseline among all participants (n 543). Out of 543 participants, 280 (51.6%) and 471 (86.7%) were available for their BMI and mid-arm measurements at both baseline and at 2 years, respectively.

Statistical analysis

The Student's *t* test and χ^2 test were used to compare differences between participants with ADL decline and those without decline (improved or stable ADL function).

The main dependent variable was a change in the ability to perform ADL tasks over the 2-year follow-up period. We distinguished two levels of categorical change: (i) participants with no change or improved ADL score at the 2-year endpoint compared with baseline; (ii) participants with a decline in ADL score from baseline to the 2-year endpoint.

Univariate and multivariate logistic regression models were used to assess the following two questions: (1) Do the anthropometric measurements (BMI or AC) at baseline predict ADL status change during the 2-year follow-up? (2) Does baseline ADL status predict the loss of these anthropometric parameters during the study period? To avoid the floor effect of ADL score, the analysis was also conducted with participants with ADL scores of 12 (the 50th percentile of basic ADL at baseline) or higher at baseline. The following baseline data were used in univariate analysis: the sex; age; ADL score; Charlson comorbidity index; living arrangement; the presence or absence of chronic diseases; BMI; AC; TSF; AMA; Geriatric Depression Scale score; the fall and hospitalisation experience during the 2-year period. The covariates included in the multivariate analysis were variables associated with dependent variables with $P < 0.05$ in univariate analysis. The risk of a variable was expressed as an OR with a corresponding 95% CI.

We also examined the association between ADL score decline and the change in anthropometric measurements change during the study period using logistic regression analysis. The ADL score changes were categorised into three groups: improved/stable; 1 point change; ≥ 2 points change. The changes in BMI or AC were categorised into three or four groups: BMI, increase/stable, < 1.0 and ≥ 1.0 kg/m²; AC, increase/stable, ≤ 0.5 , 0.6–1.5 and ≥ 1.6 cm. Again the

covariates included in the multivariate analysis were variables associated with dependent variables in univariate analysis.

To evaluate the relationship between the decline in BMI and AC levels and the decline in ADL scores during the study period, Spearman's rank correlation coefficient was used. Partial rank correlation coefficients adjusted for age and sex were also used to measure the relationships between the decline in BMI and AC levels and the decline in ADL scores during the study period.

All analyses were performed using the Statistical Package for the Social Sciences (SPSS, Inc., Chicago, IL, USA) Version 15.0. A probability value of 0.05 or less was considered significant.

Results

At the baseline, total dependent participants (basic ADL score of 0) were 143 (15.0%) and total independent participants (basic ADL score of 20) were 61 (6.4%), among the 952 participants. Among the 543 participants, 418 (77.0%) participants maintained (n 390) or improved (n 28) their ADL status, while 125 (23%) showed an ADL decline during the study period.

Table 1 shows the comparisons of baseline characteristics of participants with or without ADL decline during the 2-year period. No differences were observed in baseline BMI, AC, TSF and AMA between participants in the two groups. A higher prevalence of hypertension and neurodegenerative disease and a higher ADL score at baseline were observed in participants with ADL decline. The prevalence rates of hospitalisation and falls during the 2-year period were significantly higher for those with ADL decline

Table 1. Baseline characteristics of the 543 care recipients (Mean values and standard deviations)

	Change in basic ADL scores during 2-year follow-up				
	Improved/stable (n 418)		Declined (n 125)		P
	Mean	SD	Mean	SD	
Men/women, n (% of men/total)	150/268 (35.9)		51/74 (40.8)		0.318
Age (years)*	79.6	7.8	80.5	9.5	0.285
BMI (kg/m ²)*	21.2	4.0	21.2	3.6	0.973
Mid-arm circumference (cm)*	24.0	4.3	24.0	4.1	0.854
Triceps skin fold (cm)*	1.6	0.9	1.5	0.9	0.168
Arm muscle area (cm ²)*	30.0	11.8	31.0	12.2	0.399
Basic ADL (range 0–20)*	10.1	7.2	12.8	4.7	< 0.001
GDS-15 (range, 0–15)*	6.7	3.6	7.3	3.6	0.138
Charlson comorbidity index*	2.2	1.6	2.1	1.6	0.602
Living alone (% of total)	19.1		16.9		0.590
Chronic diseases (% of total)†					
IHD	11.6		10.5		0.757
Congestive heart failure	11.0		10.5		0.884
Cerebrovascular disease	43.5		43.9		0.947
Diabetes mellitus	11.9		13.2		0.713
Dementia	33.3		31.6		0.729
Cancer	6.8		9.6		0.311
Hypertension	23.2		32.8		0.031
Pressure sore	11.7		6.4		0.089
Neurodegenerative disorders	9.8		19.2		0.005

ADL, activity of daily living; GDS-15, geriatric depression scale.

* Student's t test, others were analysed by χ^2 test (changeless improvement v. decline).

† Chronic diseases: physician-diagnosed chronic conditions.

(40.0%, $P < 0.012$ and 46.6%, $P < 0.002$, respectively) than for those who were stable or showed improvement in ADL (28.2 and 31.3%, respectively).

Table 2 shows the average changes in ADL scores and the average changes in the BMI and AC levels of participants with or without ADL score decline during the 2-year period. Significant decreases in BMI and AC during the 2-year period were observed in participants with loss of ADL function compared with those with a stable or improved ADL score, although there was no difference in TSF or AMA change during the 2-year period between two groups (data not shown).

To examine whether the anthropometric measurements (BMI or AC) at baseline may predict ADL status change during the 2-year follow-up, logistic regression analysis was conducted. As shown in Table 3, BMI or AC levels at baseline were not an independent predictor of the loss of ADL function during the study period not only in univariate analysis but also in multivariate analysis. When the analysis was conducted for participants with ADL scores of 12 or higher at baseline, again there was no association between the decline in ADL status and BMI and AC at baseline.

During the 2-year period, 94 among 280 participants (33.6%) and 165 among 471 participants (35.0%) experienced a decline in their BMI or AC levels, respectively. The multivariate logistic analysis demonstrated that baseline ADL status was not associated with the loss of these anthropometric parameters during the study period (BMI: OR, 1.02; 95% CI, 0.97, 1.08 and AC: OR, 0.981; 95% CI, 0.95, 1.01).

There were correlations between the levels of decline in BMI and AC and changes in ADL score during the study period in all participants, as well as those excluded for having an ADL score 0 or with an ADL score of 12 or higher at baseline. These correlations persisted after adjusting for the age and sex of the participants (Table 4).

We next examined the association between the decline in ADL performance and BMI or AC change during the study period using logistic regression analysis (Table 5). Univariate as well as multivariate analysis showed that a larger decline in BMI ($\geq 1.0 \text{ kg/m}^2$) and the highest level of AC decline ($\geq 1.6 \text{ cm}$) compared with stable or increasing BMI and

AC measurements were associated with the loss of ADL performance during the 2-year period. Conversely, a decline in ADL score during the 2-year period of ≥ 2 points was associated with a loss of BMI or AC scores in univariate analysis. These associations persisted after adjustments for potential confounders were made in multivariate models (Table 5). When multivariate analysis was conducted among participants with an ADL score of 12 or higher, similar associations were detected between the decline in BMI and AC levels and the loss of ADL function (model 2 in Table 5).

Discussion

The present study examined the association between anthropometric measurements at baseline or longitudinal changes in those measurements and the degree of disability or longitudinal physical function decline during a 2-year follow-up in community-dwelling frail Japanese elderly. Although, as far as we know, there has been no report demonstrating that AC acts as a predictor of physical functional impairment, a previous report has demonstrated that greater BMI (BMI: 35 kg/m^2 or greater) at baseline was associated with physical function decline in community-dwelling frail elderly⁽¹²⁾. In contrast, in the present study, we clearly showed that baseline BMI or AC was not a predictor for the decline in ADL performance. These differences may be due to the different ethnicity of the participants or the presence of participants with lower BMI (mean BMI: 21.2 kg/m^2) and lower physical function in the present study compared with those in previous studies. However, it should be noted that the means of BMI and AC levels at baseline in the participants of the present cohort study were similar to those of the standard Japanese older population as previously reported^(16,25). It is possible that poor nutritional status, which reflects anthropometric parameters, contributes to the development of functional disability; likewise, it is also plausible that disability at baseline may lead to lifestyle changes, which in turn result in the decline in anthropometric parameters. However, we also demonstrated that lower ADL function at baseline was not a risk for the loss of BMI or AC levels during the follow-up period. These results suggested that there are neither causal relationships between basal lower anthropometric

Table 2. Change in anthropometric measurements and basic activity of daily living (ADL) scores during the 2-year period

(Mean values and standard deviations)

	A change in basic ADL scores				P
	Improved/stable (n 418)		Declined (n 125)		
	Mean	SD	Mean	SD	
Basic ADL score (range 0–20)*					
Change during 2 years	0.1	0.5	–3.5	3.43	<0.001
BMI (kg/m^2)*					
Baseline	21.2	4.0	21.3	3.5	0.788
After the 2-year period	21.2	4.1	20.7	3.5	0.399
Change during 2 years	–0.005	1.2	–0.60	1.8	0.010
Mid-arm circumference (cm)*					
Baseline	24.1	4.2	24.1	4.0	0.916
After the 2-year period	23.6	4.5	23.1	3.9	0.327
Change during 2 years	–0.3	1.9	–1.0	2.7	0.015

* Student's *t* test.

Table 3. Logistic regression analysis to identify independent predictors of declining basic activity of daily living (ADL) score (OR values with 95% CI)

	OR	95% CI	P
BMI (kg/m^2)			
Unadjusted	1.00	0.94, 1.07	0.972
Adjusted*	0.98	0.91, 1.06	0.625
Adjusted†	0.97	0.89, 1.06	0.558
Mid-arm circumference (cm)			
Unadjusted	1.00	0.95, 1.04	0.853
Adjusted*	0.98	0.93, 1.04	0.467
Adjusted†	0.96	0.90, 1.04	0.327

The 50th percentile of basic ADL scores at baseline was 12 in the present study.

* Adjusted includes sex, age, presence or absence of hypertension and neurodegenerative disease, hospitalisation and fall experience during the 2-year study period and the score of basic ADL at baseline.

† Analysis was conducted for participants with basic ADL score of 12 or higher at baseline.