

運動による健康長寿の政策支援

Public Policy for Extending Healthy Life Expectancy by Physical Activity

Ichiro Tsuji 辻 一郎

(東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学)

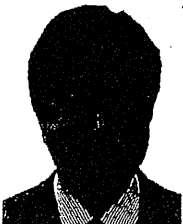
E-mail : tsuji1@med.tohoku.ac.jp

Key Words

- 運動
- 医療費
- 費用対効果
- 総合型地域スポーツクラブ
- 健康日本 21

Summary

The impact of physical activity upon medical expenditure and social security was reviewed. Tsuji et al in Japan, based on a prospective observation of the National Health Insurance beneficiaries in Miyagi Prefecture, reported that medical costs significantly reduced with longer time spent walking. Per capita medical cost was 20,124 yen per month in those who walked for 30 minutes or less per day, 19,458 yen in those who walked for 30 minutes-1 hour, and 17,514 yen in those who walked 1 hour or more. Keeler et al in USA estimated the impact of sedentary life-style upon external costs such as health insurance, sick-leave coverage, retirement pension, income taxes, and so forth. They reported that a sedentary life style would incur \$1,900 of lifetime external cost, and concluded that the subsidy is a rationale for public support to increase exercise. Then, public policies of the Japanese Government for physical activity were introduced. Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology has been implementing programs toward the realization of a "lifelong sports society". According to the Ministry, the proportion of adults who engage sports activity on one or more days per week increased from 27.0% in 1985 to 45.3% in 2009.



著者プロフィール
辻 一郎

東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学教授

1983年に東北大学医学部卒業。米国ジョーンズ・ホプキンス大学留学などを経て、2002年より現職。

著書に『のぼさう健康寿命』(岩波アクティブ新書)、『病気になるやすい「性格」5万人調査からの報告』(朝日新書)など。

運動が医療費・社会保障に及ぼす影響

本特集で示されているように、運動はさまざまな面で心身の健康に好影響を及ぼしている。そうである以上、運動習慣は医療費を低下させると考えるのは妥当なことである。では実際に、

どれくらいの差が生じるのであろうか？

1. 宮城県におけるコホート研究

著者らは1994年10月から12月にかけて、宮城県北部の大崎保健所管内1市13町(当時)に居住する40歳から79歳までの国民健康保険(国保)加入

者全員 54,996名に生活習慣アンケート調査への回答をお願いした¹⁾。この調査では、1日当たりの歩行時間と1週当たりのスポーツ・運動時間が問われている。この調査に有効回答した52,029名(94.6%)の受療状況と医療費について、1995年1月より追跡している。これにより、さまざまな交絡因子の影響を補正した上で、運動習慣のある者とない者との間で医療費を比較する。

分析にあたっては、追跡開始から1年以内に死亡した者、運動能力に制限のある者、関節に痛みのある者、心筋梗塞や脳血管疾患の既往歴のある者などを除外して、27,431名(回答者の53%)を対象とした。つまり、1日1時間以上歩こうと思えば歩けるだけの身体能力をもっている人たちに限って、実際の歩行時間(1時間歩いたかどうか)と医療費との関係を検討してみたのである²⁾。

その結果を表1に示す。1日の歩行時間30分以下の者では1月当たりの平均医療費が20,124円で、1時間以上歩いている者(17,514円)に比べて約3,000円(17%)高かった。入院医療費も外来医療費も、歩行時間の短い者ほど高くなっていた。

しかし、受療率との関係は入院と外来で異なっていた。つまり、歩行時間が短いほど入院受療率は上がるのに対し、外来受療率は下がっていた。この一見矛盾する現象は、他の生活習慣(喫煙、過量飲酒など)でもみられる。言い換えると、不健康とされる生活習慣を実践している者では二重のリスクを

表1. 歩行時間と受療状況・医療費

	1日当たり歩行時間			傾向性のp値
	≥1.0時間	0.5~1.0時間	≤0.5時間	
総医療費(円) ^{ab} (95%信頼区間)	17,514 (17,190~17,820)	19,458 (19,026~19,890)	20,124 (19,674~20,556)	< 0.01
入院治療				
入院受療率(%) ^c	1.67	2.24	2.13	-
入院日数 ^a (95%信頼区間) ^{ab}	0.28 (0.27~0.29)	0.30 (0.28~0.32)	0.35 (0.33~0.37)	< 0.01
医療費(円) ^{ab} (95%信頼区間)	6,534 (6,282~6,786)	6,948 (6,606~7,290)	7,668 (7,326~8,010)	< 0.01
外来治療				
外来受療率(%) ^c	93.1	93.2	92.6	-
外来受診回数 ^a (95%信頼区間) ^{ab}	1.74 (1.72~1.76)	1.99 (1.97~2.01)	1.94 (1.92~1.96)	< 0.01
医療費(円) ^{ab} (95%信頼区間)	10,962 (10,818~11,142)	12,510 (12,294~12,618)	12,456 (12,240~12,672)	< 0.01

^a: 年齢(10歳階級)、性、喫煙歴(あり/なし)、エタノール摂取量(なし/週1~449g/週450g以上)、体格指数(21未満/21~25/25以上)、主観的健康度(優れている・良好/普通・悪い・とても悪い)、スポーツ・運動の従事時間(週0~2時間/週3時間以上)、疾患既往歴(高血圧・糖尿病・癌・肝疾患・腎疾患のそれぞれ)で補正

^b: 1人当たり・1月当たり

^c: 粗率(当該治療を受けたことのある者の割合)

抱えていることがわかる。つまり、運動不足や喫煙、過量飲酒といったリスクに加え、医療機関を受診しづらい(外来受療率が低い)ことも疾病の予後を悪化させている点でリスクになっている。運動習慣と医療費との関連を検討した研究は国外でも報告されているが、その結果は著者らと共通している³⁾⁴⁾。

さて、ここまでの話は「1月当たり」の医療費に関するものであった。医療費や社会保障に対する影響を考える際は、もう1つの時間軸で考える必要がある。つまり、生涯を通じたコストである。運動習慣のある者で1月当たり医療費が少なくとしても、彼らは長生きするであろうから、生涯を通じた医療費の合計額は(余命が延びる分だけ)高くなるかもしれない。しかも、年金

まで考えると、その差はもっと広がるかもしれない。

この議論を敷衍すると、予防の重視により一時的に医療費が適正化したとしても、(人々の生存期間が延びるために)長期的には医療費や年金による社会保障負担は増えてしまうのではないかという疑問に到達する。そこで、予防の長期的な経済効果を巡って論争が続いている。それに答えるため、不活発な生活スタイルの生涯にわたる経済影響をシミュレーションにより検討した研究を次に紹介する。

2. 不活発によるコスト：シミュレーション分析

米国ランド研究所のKeelerらは、不活発な生活習慣が保険や年金などにどれくらいの影響を及ぼしているかを

検討した⁵⁾。このシミュレーション分析では、20歳の男女による仮想コホートを2群—身体活動が活発な群と不活発な群—を設定し、その生存期間を通じて各群の医療費、病休による損失額、年金額などを積算した。その推定にあたっては、これまで米国で公表された調査結果が基礎資料とされている。

なお、この研究のように長期にわたって費用を推定する場合、現在の貨幣価値と数十年後の貨幣価値を同じと考えるよいかという問題がある。そこで一般的には、年率何%かの割合で将来の貨幣価値を割り引くことが多い。では、割引率 (discount rate) をどれくらいに設定するかとなると、5%とする者が多いようだが、その根拠は特になく、現実には0% (割引なし) から10%までの範囲で複数の例を示すことが多い。

結果を表2に示す。これは、医療費、病休による損失額、団体保険、ナーシングホーム入居費、老齢年金、所得税 (納税額)、そして20歳の平均余命のそれぞれについて、不活発な者の値から活発な者の値を差し引いたもの (不活発な生活に伴う過剰費用・余命損失) である。したがって、数値がプラス (正) のものは不活発な者で費用が高い (余計にかかる) ことを意味し、数値がマイナス (負) の場合はその逆を意味する。不活発な者では医療費や病休による損失額が高い。しかし、その額が割引率とともに小さくなることはご理解いただけるものと思う (疾病は後になって発生するものだから)。20歳の平均余命も不活発な者では300日

表2. 不活発な生活習慣に伴う過剰費用

	割引率		
	0%	5%	10%
過剰費用 ^a			
医療費	14.8	1.8	0.6
病休	1.1	0.5	0.3
団体保険	0.3	0.1	-
ナーシングホーム入居費	-1.0	-0.1	-
老齢年金	-7.0	-0.5	-0.1
所得税 (納税額) ^a	-1.1	-0.1	-
合計額 ^a	9.3	1.9	0.8
20歳の平均余命 (日)	-300	-22	-4

^a: 1986年の米ドル価値で換算 (単位 = 1,000USドル)
(文献5より引用改変)

短くなる (少ないと思われるかもしれないが、この値は運動習慣と余命との関係を調べた他の研究と比べて大差ない結果である)。余命短縮の結果として、不活発な者ではナーシングホーム入居費、老齢年金、そして所得税 (納税額) が減る。これらの差をすべて合計すると、不活発な者が社会にもたらす負担額は1人当たり生涯で9,300ドル (割引なし)、1,900ドル (割引5%)、800ドル (割引10%) と推定される。本研究の著者らは、1,900ドル (割引5%) が妥当な推定値と結論している。著者らは喫煙と過剰飲酒についても同様の推定を行っており、それによると運動不足が社会にもたらす負担は喫煙 (1,000ドル) のほぼ2倍に及ぶが、過剰飲酒 (4,600ドル) よりは低いという。

以上を要約すると、身体活動が活発な者は長生きするにもかかわらず、社会保障に対する生涯の負担はむしろ少なかったのである。さらにいえば、いま不活発な人々が活発になるような政策支援を行うことにより、社会としてはそれ相応の社会保障費用の節減が見

込まれるだけでなく、人々の健康レベルの改善による生産性の向上という効果も期待できる。

文部科学省の運動政策

文部科学省は、国民全般におけるスポーツ活動の普及を目指して、2000年に「スポーツ振興基本計画」を策定した。同計画では、生涯スポーツ社会の実現に向けて、政策目標として「できる限り早期に、成人の週1回以上のスポーツ実施率が2人に1人 (50%) となること」を目指している。

それを受けて、全国で総合型地域スポーツクラブが創設・育成されている。これは、「日常的に活動の拠点となる施設を中心に、会員である地域住民個々人のニーズに応じた活動が質の高い指導者のもとに行えるスポーツクラブ」のことである⁶⁾。その特徴は、種目の多様性 (複数のスポーツ種目が用意されていること)、世代・年齢や技術レベルの多様性 (障害者を含み子供からお年寄りまで、初心者からトップ

レベルの競技者まで、楽しみ志向の人から競技志向の人まで、地域住民の誰もが集うこと、活動拠点となるスポーツ施設をもつこと、質の高い指導者がいて個々のスポーツニーズに応じた指導が行われること、スポーツ活動だけでなく文化的活動も準備されていることなどである⁶⁾。参加を希望する住民は会費を支払って会員となる。クラブの運営は地域住民が主体的に行うものである。

文部科学省の調査によると、全国1,750市町村のうち998市町村(57%)で総合型地域スポーツクラブが合計2,664ヵ所創設されており、まだない自治体でも251市町村で創設の準備が進んでいるという。図1に示すように、成人のスポーツ実施率(週1回以上)は緩やかではあるが上昇を続けており、スポーツ振興基本計画の目標値(50%)に近づこうとしている。この改善傾向に対して総合型地域スポーツクラブも一定の貢献をしているものと思われる。

厚生労働省の運動政策

厚生労働省は国民健康づくり運動「健康日本21」において、身体活動・運動に関して3つの目標を掲げている。①意識的に運動を心がけている人を増やす(1997年実績:男性52.6%,女性52.8%→2010年目標:男女とも63%以上), ②日常生活における歩数を増やす(1997年実績:男性8,202歩,女性7,282歩→2010年目標:男性9,200歩以上,女性8,300歩以上), ③運動

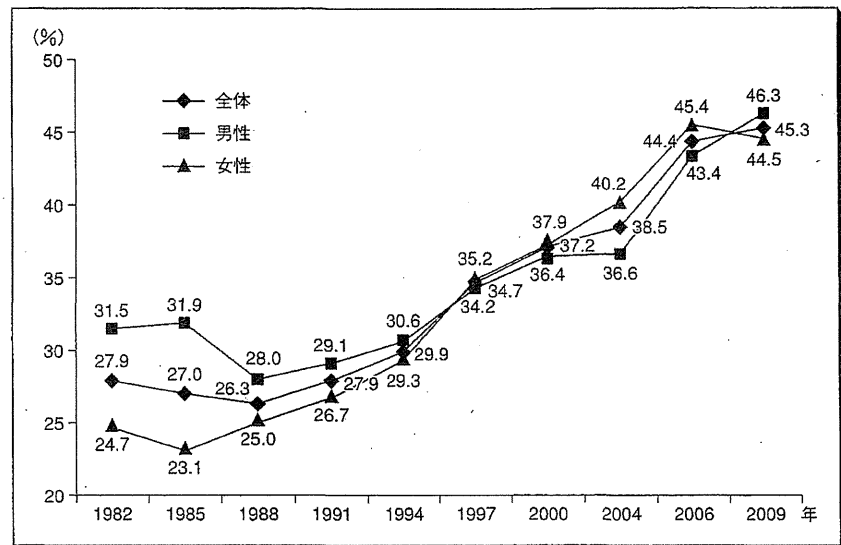


図1. 成人の週1回以上スポーツ実施率の推移
(内閣府「体力・スポーツに関する世論調査」に基づく文部科学省推計より引用改変)

習慣者を増やす(1997年実績:男性28.6%,女性24.6%→2010年目標:男性39%,女性35%)。なお、ここでの「運動習慣者」とは、1回30分以上の運動を週2回以上実施し、1年以上継続している者と定義されている。

この目標を達成するために、厚生労働省は「健康づくりのための運動指針2006(エクササイズガイド2006)」の策定、健康運動指導士の普及定着に向けた取組み、健康増進施設認定制度の創設など、多様な事業を展開している。2010年が「健康日本21」の目標年度にあたり、その成否が注目されている。

●文献

1) Tsuji I, Nishino Y, Ohkubo T, et al : A prospective cohort study on National Health Insurance beneficiaries in Ohsaki, Miyagi Prefecture, Japan: study design, profiles of the subjects

and medical cost during the first year. J Epidemiol 8 : 258-263, 1998

2) Tsuji I, Takahashi K, Nishino Y, et al : Impact of walking upon medical care expenditure in Japan: the Ohsaki Cohort Study. Int J Epidemiol 32 : 809-814, 2003

3) Jones TF, Eaton CB : Cost-benefit analysis of walking to prevent coronary heart disease. Arch Fam Med 3 : 703-710, 1994

4) Perkins AJ, Clark DO : Assessing the association of walking with health services use and costs among socioeconomically disadvantaged older adults. Prev Med 32 : 492-501, 2001

5) Keeler EB, Manning WG, Newhouse JP, et al : The external costs of a sedentary life-style. Am J Public Health 79 : 975-981, 1989

6) 文部科学省. 総合型地域スポーツクラブ育成マニュアル. http://www.mext.go.jp/a_menu/sports/club/004.htm

うつ状態と介護保険要支援・要介護認定リスクとの関連

鶴ヶ谷プロジェクト

オオモリ	マツダ	カオリ	ホウザワ	アツシ	ソネ	トシマサ
大森(松田)	芳*		寶澤	篤*	曾根	稔雅*
コイズミ	マサムネ	ヤヨイ	ナカヤ	ナオキ	クリヤマ	シンイチ
小泉(正宗)	弥生*	*,2*,3*	中谷	直樹*,4*	栗山	進一*
スズキ	シュウジ	5*,6*	アワタ	シュイチ	ツジ	イチロウ*
鈴木	修治		粟田	主一2*,7*	辻	一郎*

目的 地域高齢者におけるうつ状態の程度とその後の介護保険の要支援・要介護認定リスクとの関連をコホート研究により検討すること、さらにその関連に男女差があるかを検討すること。

方法 仙台市宮城野区鶴ヶ谷地区の70歳以上住民全員(2,925人)に対し、高齢者総合機能評価「寝たきり予防健診」を平成15年に行った。受診者(958人)のうち、研究利用への同意が得られ介護保険認定非該当であった者841人を解析対象とした。うつ状態は30項目のGeriatric Depression Scale(GDS)で評価した。抗うつ薬内服またはGDS14点以上(中等度~重度うつ群)、10-13点(軽度うつ群)、9点以下(健常)の3群に分類し要支援・要介護認定リスクをCox比例ハザードモデルにより算出した。

結果 4年間の追跡調査で151人が要支援・要介護認定を受け、46人が死亡した。うつ状態は特に男性において要支援・要介護認定リスクと関連していた。男性では、健常群と比較した要支援・要介護認定の年齢補正ハザード比は、軽度うつ群で1.77(95%信頼区間(CI):0.91-3.48)、中等度~重度うつ群で2.26(1.11-4.64)と、うつ状態の程度とともに有意に増加した(傾向性のP値=0.023)。これは、疾患既往歴、ソーシャルサポートの有無、喫煙、認知機能などの影響を補正しても変わらなかった(多変量補正ハザード比;軽度うつ群:1.31(95%CI:0.65-2.65)、中等度~重度うつ群:2.19(1.06-4.54)、傾向性のP=0.034)。一方、女性では、うつ状態と要支援・要介護認定リスクとの間に有意な関連は認められなかった。また、うつ状態と死亡リスクには男女ともに有意な関連は認められなかった。

結論 うつ状態と要支援・要介護認定リスクは、男性でのみ有意な関連が認められた。それは、ベースラインの既往歴、心身機能、社会的要因、生活習慣を補正してもなお認められた。うつ状態の要支援・要介護認定発生への影響は男女で異なる可能性が示唆された。地域高齢者のうつ対策が、生活の質の向上のみでなく、特に男性高齢者において、介護予防に重要であることが示された。

Key words : 地域高齢者, 介護保険認定, うつ状態, 男女差

I 緒言

介護保険制度は、平成18年度から予防重視型システムへと転換した。その一環として制度化された地域支援事業介護予防特定高齢者施策は、要支援または要介護状態となるリスクの高い高齢者を地域の中から把握して、適切な介護予防事業を提供するものである。同施策では、特定高齢者の候補者を把握するために基本チェックリストを使用しているが、その25項目の質問のうち5項目がうつ状態に関するものである。これは高齢者のうつ状態は要介護状態発生のリスク要因であるとの認識に基づくものと考え

* 東北大学大学院医学系研究科社会医学講座公衆衛生学分野

2* 東北大学大学院医学系研究科神経学分野

3* 医療法人有恒会 こだまホスピタル

4* Department of Psychosocial Cancer Research, Institute of Cancer Epidemiology, Danish Cancer Society, Copenhagen, Denmark

5* 仙台市宮城野区保健福祉センター

6* 仙台市泉区保健福祉センター

7* 仙台市立病院精神科

連絡先: 〒980-8575 仙台市青葉区星陵町 2-1

東北大学大学院医学系研究科社会医学講座公衆衛生学分野 大森(松田) 芳

られる¹⁾。

高齢者のうつ状態は、生活の質を増悪させるのみでなく、身体機能低下のリスクでもあることが多数のコホート研究で示されている^{2~16)}。しかし、そのほとんどが欧米の研究である^{2~4,6~13)}。加盟国別の死亡と Disability-Adjusted Life Year を原因疾患別に報告している World Health Organization の The Global Burden of Disease プロジェクトのデータ (http://www.who.int/healthinfo/global_burden_disease/estimates_country/en/index.html) 等により、心身機能低下や死亡の原因となる疾病の分布は欧米人と日本人では異なることは知られているが、日本人を対象にうつ状態とその後の身体機能低下の関連を検討した報告は、Ishizaki ら¹⁴⁾、奥宮ら¹⁵⁾、藤原ら¹⁶⁾の3件のみである。しかし、そのうち2つの研究では、うつ状態とその後の身体機能低下に有意な関連は認められず^{14,16)}、うつ状態と身体機能低下との有意な関連を認めた奥宮らの研究では年齢や合併疾患などの交絡因子の影響が補正されていなかった。このように、うつ状態と身体機能低下・要介護状態リスクに関する日本人のエビデンスは十分に確立していない。

身体機能低下の原因疾患は男女で異なっている¹⁷⁾。平成16年度厚生労働省「国民生活基礎調査」では、介護が必要となった原因のうち、男性では脳血管疾患 (39.1%)、高齢による衰弱 (12.8%)、認知症 (7.1%)、骨折・転倒 (5.6%)、関節疾患 (5.1%) の順に多いのに対し、女性では高齢による衰弱 (19.2%)、脳血管疾患 (16.9%)、骨折・転倒 (13.7%)、認知症 (13.1%)、関節疾患 (13.0%) の順であった¹⁸⁾。これらのことから、うつ状態が身体機能低下に与える影響の程度も男女で異なる可能性があるが、先行研究では一致した結果は得られておらず^{2,7,9)}、しかも日本人での検討は行われていない。

本研究の目的は、(1)うつ状態の程度とその後の介護保険の要支援・要介護認定との関連を地域高齢者を対象に検討すること、(2)その関連が男女で異なるかを検討することである。そのため、仙台市宮城野区鶴ヶ谷地区の70歳以上住民841人を対象に、うつ状態の評価を含む高齢者総合機能評価を実施した後で、介護保険の要支援・要介護認定状況を4年間追跡した。

II 研究方法

1. 鶴ヶ谷プロジェクト

鶴ヶ谷プロジェクトは、平成14年、15年に仙台市宮城野区鶴ヶ谷地区で実施した70歳以上住民に対する総合機能評価「寝たきり予防健診」と総合機能評

価受診者の追跡調査(コホート研究)を中心とした、宮城野区保健福祉センター・東北大学の11研究分野・東北文化学園大の共同研究であり、有所見者に対する介入研究も同時に実施している^{19,20)}。本研究は平成15年度の総合機能評価受診者を対象に、平成15年時点でのうつ状態とその後の介護保険の認定リスクについて検討したものである。

2. 本研究の対象者

宮城県仙台市宮城野区鶴ヶ谷地区に居住する70歳以上(平成16年3月31日時点)の男女全員2,925人(男性1,211人、女性1,714人)を対象に、高齢者総合機能評価「寝たきり予防健診」への参加を呼びかけた^{19,20)}。同地区の70歳以上住民に「寝たきり予防健診」の案内状を郵送し、平成15年7月に実施した「寝たきり予防健診」には、958人(男性434人、女性524人)が参加した。参加率は32.8%(男性で35.8%、女性で30.6%)であった。参加者のうち研究及び介護保険利用状況に関する追跡調査に同意した者は927人(男性426人、女性501人)であった。

3. 調査項目

「寝たきり予防健診」では、身長・体重の測定、血液検査、運動機能検査、歯科健診などの他、1対1の面接による聞き取り調査を行った。聞き取り調査は、訓練を受けた調査員が調査票を対象者に提示しながら読み上げる方法をとった。また、参加者は、普段服用している全ての内服薬を健診会場に持参し、1名の薬剤師が服薬内容についても調査した。

本研究で用いた調査項目は、うつ状態、認知機能、疾患既往歴、尿失禁の有無、起居動作能力、血清アルブミン値、教育歴、配偶者の有無、ソーシャルサポート、喫煙状況、飲酒状況、Body Mass Index (BMI)、抗うつ薬の投与の有無である。

うつ状態の評価は、Geriatric Depression Scale (GDS)²¹⁾で行った。GDSは1982年に Yesavage, Blink らによって開発されたスクリーニング評価尺度である。質問は「はい・いいえ」で答える単純な回答法を用いており、各項目(30項目)でうつ症状を示す回答に1点を加え、全項目の合計点で評価した。

認知機能は Mini-Mental State Examination (MMSE)²²⁾を用いて全項目の合計点(最高30点)を評価した。

尿失禁の有無は、International Consultation Incontinence Questionnaire (ICIQ)^{23,24)}で評価した。ICIQは尿失禁の頻度、尿失禁量、日常生活に対する影響、尿失禁病因の自覚的評価からなる質問票である。ICIQの4つの質問のうち、「どんなときに尿が漏れますか」という質問に対し、尿漏れはない

とした者を「尿失禁なし」, 「トイレにたどり着く前に漏れる」など7つの状況のいずれか1つ以上で「漏れる」としたものを「尿失禁あり」とした²⁴⁾。

起居動作能力は Timed up and go test (TUG) (椅子座位より立ち上がり3 m先の目印で折り返した後, 再び椅子に戻り腰掛けるまでの時間)²⁵⁾で評価した。

栄養状態の評価として, 血清アルブミン値を用いた。血清アルブミンは, 随時採血による血液検体を, 株式会社ビー・エム・エルに委託し測定した。

ソーシャルサポートには, 村岡らによる5つの評価項目²⁶⁾を用いた。質問は(1)困ったときの相談相手, (2)体の具合の悪いときの相談相手, (3)家事などの日常生活を援助してくれる人, (4)具合が悪いとき病院へ連れて行ってくれる人, (5)寝込んだとき身のまわりの世話をしてくれる人のそれぞれに該当する人がいるかどうか「はい」または「いいえ」で回答するものである。

4. 追跡調査

介護保険の要支援・要介護認定状況の追跡にあたって, 「寝たきり予防健診」において対象者本人に調査研究について口頭および文書を用いた説明を行い, 対象者本人から書面による同意を得た。仙台市と東北大学大学院医学系研究科社会医学講座公衆衛生学分野との調査実施協定に基づき, 仙台市健康福祉局介護保険課職員が同意書との照合を行ったうえで, 書面による同意が得られた者を対象に, 介護保険の認定に関する情報が提供された。

提供された情報は, 平成15年7月1日から平成19年6月30日までの要支援・要介護認定の有無, 要介護状態区分および認定年月日, 初回認定年月日, 異動の有無, 異動年月日およびその理由(市外転居または死亡)である。

5. 統計解析

平成15年に「寝たきり予防健診」を受診し, 研究および介護保険利用状況に関する追跡調査に同意した者927人のうち, すでに要支援・要介護認定を受けていた者78人, GDSに完全回答しなかった者8人を除く, 841人(男性404人, 女性437人)を解析対象とした。

ベースライン調査時の対象者の特性については, 連続変量はt検定ならびに分散分析, カテゴリ変数はカイ2乗検定を用いて比較した。さらに, うつ状態で補正した対象者の特性の男女差についてロジスティック回帰分析を用いて検討した。

本研究では, 介護保険の初回認定(要支援・要介護認定)について検討した。なお, その後に認定区分の変更や死亡が発生した場合でも, 初回の要支

援・要介護認定をもってエンドポイントとした。介護保険の認定を受けずに死亡した場合は, 死亡した時点で観察打ち切りとした。平成15年7月1日を起点とし, 介護保険の初回認定, 死亡, 市外転居, 平成19年6月30日のうち最も早い時点までを観察期間とした。

うつ状態については, GDS9点以下(健常), 10-13点(軽度うつ群), 14点以上(中等度~重度うつ群)の3群に分類した。また, 服薬内容の調査で抗うつ薬を服用していた者は, GDS得点に関わらず中等度~重度うつ群に分類した。GDSを用いた先行研究では, 10点をカットオフとした場合^{27,28)}の大うつ病・小うつ病に対する感度84%, 特異度91%, 14点をカットオフとした場合^{27,29,30)}の感度47-97%, 特異度75-87%と報告されている。

GDS9点以下を基準として, (1)要支援・要介護認定および(2)死亡のハザード比(HR)をうつ状態別にそれぞれCox比例ハザードモデルにより算出した。解析に先立ち, 時間依存性共変量を含めたモデルにより比例ハザード性の検討を行った。いずれのモデルにおいても時間依存性共変量の推定値はその標準偏差に比べて小さく, 比例ハザード性は棄却されなかった。本研究では, 補正なしのモデル, 性・年齢を補正したモデルに加え, 以下の5つの共変量モデルを用いて検討した。第1は, ベースラインの疾患既往歴(脳卒中, 心筋梗塞, がん, 高血圧, 糖尿病, 白内障・緑内障, 関節炎)の有無を補正したモデル, 第2は社会的要因に関するモデルであり, 教育歴(最終学歴終了時の年齢: 19歳以上, 16-18歳, 15歳以下, 無回答), 配偶者の有無(あり, なし, 無回答), ソーシャルサポートの有無(全てあり, 1項目以上なし, 無回答)で構成された。第3は生活習慣を補正したモデルであり, 喫煙(現在喫煙者, 過去喫煙者, 非喫煙者, 無回答), 飲酒(現在飲酒者, 過去飲酒者, 非飲酒者, 無回答), BMI(18.5未満, 18.5-24.9, 25以上, 測定なし)により構成された。第4は心身機能に関するモデルであり, 認知機能(MMSE; 24点以下, 25-27点, 28点以上, 無回答), 尿失禁の有無, 起居動作能力(TUG; 男女別に4分位に分類), 血清アルブミン値(3.8 g/dl以下, 3.9-4.0 g/dl, 4.1-4.3 g/dl, 4.4 g/dl以上, 採血なし)を補正した。第5のモデルは総合的に補正したものであり, 各モデルの変数のうち要支援・要介護認定と強く有意な関連が認められかつ先行研究で高齢者の機能的予後の悪化リスクであることが多数示されてきた代表的な要因を取り入れた。具体的には, 既往歴(脳卒中, 心筋梗塞, がん, 難聴, 白内障・緑内障, 関節炎)のいずれかの有

無), ソーシャルサポートの有無, 喫煙状況, 認知機能, 起居動作能力, 血清アルブミン値により構成された。うつ状態の3つのカテゴリを順序のあるカテゴリカル変数としてそれぞれのモデルに入れることで傾向性のP値を算出した。また, 分析上設定したうつ状態についての定義を変えると分析の結論がどのような影響を受けるかを評価するために感受性分析として, 抗うつ薬内服者を除外した集団を用いて再解析を行った。

要支援・要介護認定の要因として, うつ状態がどの程度のインパクトを有しているかを明らかにするため, 第5のモデルに基づく補正HRをもとに, 以下の式から人口寄与危険度割合 (population attributable fraction) を算出した。人口寄与危険度割合 = $pd \times (HR - 1) / HR$ (pd ; 要支援・要介護認定者におけるうつ状態の頻度, HR ; 要支援・要介護認定に対するうつ状態の補正HR)³¹⁾。人口寄与危険度割合とは, 要支援・要介護認定のうちうつ状態が寄与する割合であり, うつ状態の者がいなければどの程度要支援・要介護認定が減少するかを示したものである。そのため, ハザード比が必ずしも高くなくとも有病率の高い要因では人口寄与危険度が高くなり, 公衆衛生的重要性を反映した指標と考えられている。また一方で, 人口寄与危険度は曝露の定義を広げることによりみかけ上高くなりうる指標でもあり, 十分な関連が認められない要因について推定することは誤解をまねくおそれがあることも指摘されている³¹⁾。そのため, 有意な関連が認められた場合のみ人口寄与危険度割合を算出した。

統計解析には SAS Version 9.1 (SAS Inc, Cary, NC, USA) を用い, $P < 0.05$ を統計学的有意水準とした。

6. 倫理的配慮

本調査研究は, 東北大学大学院医学系研究科倫理委員会の承認を得ている。また, 対象者に対しては「寝たきり予防健診」の受診時に書面と口頭により調査の目的を説明した上で, 書面による同意を得た。

また, 血液検査や運動機能検査の結果については, 平成15年8~9月に「結果説明会」を開催し対象者個人に報告している。GDS14点以上または自殺念慮ありと判定された者については, 同意が得られた場合には精神科医師の居宅訪問により, 精神科的診断を行った。その結果大うつ病または小うつ病と診断された者に対しては, 看護師による訪問ケアを9か月間行った³²⁾。

III 結 果

対象者のうち男性は48.0%, 平均年齢 (標準偏差)

は75.2 (4.4) 歳, GDSの平均得点 (標準偏差) は7.6 (5.1) 点であった。ベースライン調査時での抗うつ薬服用者は13人であった。4年間の追跡調査で151人 (解析対象者の18.0%) が要支援・要介護認定を受け, うち41人 (同4.9%) が要介護2以上の認定を受けた。追跡期間中に死亡した者は46人 (同5.6%) だった。観察期間中の市外転居は7人 (同0.8%) であった。

表1では, うつ状態別の3群間でベースライン調査時の対象者の特性を比較した。軽度以上のうつ状態の割合は, 全体で841人中256人 (30.4%), 男性では404人中95人 (23.5%), 女性では437人中161人 (37.3%) であり, うつ状態は女性に有意に多かった。

健常群と比べてうつ状態群では, 有意に白内障・緑内障, 尿失禁のある者が多く, MMSEの低い者が多く, TUGの平均時間が長く, 配偶者のある者が少なく, ソーシャルサポートは5項目全てについて「あり」と答えた割合が低く, ソーシャルサポートの各項目で「あり」と答えた割合も低かった。この傾向は, 男女ともに認められた。同程度のうつ状態でも, 女性に比較して男性では, 脳卒中, 心筋梗塞, 難聴の既往がある者, 配偶者のある者, 喫煙歴・飲酒歴のある者の割合が有意に高く, 関節炎, 白内障・緑内障の既往がある者, 尿失禁のある者の割合が有意に低かった。

4年間の追跡期間中の介護保険要支援・要介護認定の発生率は, 全体で1,000人年当たり50.2, うつ状態別ではGDS9点以下の健常群で41.7, GDS10点以上13点以下の軽度うつ群で66.2, GDS14点以上または抗うつ薬服用の中等度~高度うつ群で76.4とうつ状態が強くなるにつれて増加した。

うつ状態と4年間の介護保険要支援・要介護認定リスクとの関連を表2に示す。男女を合わせて解析した場合, 要支援・要介護認定の粗HRは, 健常群に対して軽度うつ群で1.60 (95%信頼区間 (CI) : 1.07-2.38), 中等度~重度うつ群で1.90 (95%CI : 1.24-2.90) であり, 傾向性のP値は0.0013だった。しかし, 性・年齢を補正したHRは, 軽度うつ群で1.41 (95%CI : 0.94-2.10), 中等度~重度うつ群で1.39 (95%CI : 0.90-2.14), 傾向性のP値は0.070となり, 統計学的有意性は消失した。さらに, ベースラインの疾患既往歴, 社会的要因などをそれぞれ補正したモデルでも同様の傾向であり, うつ状態と要支援・要介護認定リスクとの間に有意な関連は認められなかった。

うつ状態と要支援・要介護認定リスクとの関連を男女別に検討した結果では, 男性でのみうつ状態と

表1 ベースライン調査時の対象者の特性

うつ状態	全 体			男 性			女 性		
	GDS 9点以下	GDS 10-13点	GDS 14点 以上または 抗うつ薬服用	GDS 9点以下	GDS 10-13点	GDS 14点 以上または 抗うつ薬服用	GDS 9点以下	GDS 10-13点	GDS 14点 以上または 抗うつ薬服用
人数	585	138	118	309	54	41	276	84	77
GDS (点) ¹⁾	5.0±2.7	11.4±1.1	16.5±4.5	4.6±2.8	11.3±1.1	16.5±5.1	5.4±2.5	11.5±1.1	16.5±4.2
抗うつ薬服用	0.0	0.0	11.0	0.0	0.0	12.2	0.0	0.0	10.4
平均年齢 (歳) ¹⁾	75.0±4.4	75.4±4.2	76.0±4.9	74.6±3.9	75.6±4.9	75.6±4.4	75.4±4.8	75.2±3.8	76.1±5.1
性別									
男性	52.8	39.1	34.8						
心身機能									
既往歴									
脳卒中	3.3	5.8	0.9	4.9	9.3	2.4	1.5	3.6	0.0
心筋梗塞	9.7	10.9	11.9	12.3	14.8	22.0	6.9	8.3	6.5
がん	8.2	10.9	11.0	10.7	14.8	9.8	5.4	8.3	11.7
高血圧	41.4	36.2	46.6	44.0	46.3	43.9	38.4	29.8	48.1
糖尿病	14.2	18.1	11.9	16.8	24.1	14.6	11.2	14.3	10.4
難聴	12.0	9.4	13.6	13.9	14.8	19.5	9.8	6.0	10.4
白内障・緑内障	36.6	44.2	55.1	28.5	35.2	53.7	45.7	50.0	55.8
関節炎	15.7	14.5	25.4	10.7	7.4	22.0	21.4	19.1	27.3
尿失禁									
あり	22.8	41.3	39.8	14.3	20.4	29.3	32.4	54.8	45.5
Mini-Mental State Examination									
28点以上	77.8	71.3	66.1	78.5	64.2	71.8	77.0	75.9	63.2
25-27点	17.7	24.3	22.6	17.9	32.1	18.0	17.5	19.3	25.0
24点以下	4.5	4.4	11.3	3.6	3.8	10.3	5.5	4.8	11.8
血清アルブミン値 (g/dl) ¹⁾	4.17±0.25	4.13±0.28	4.18±0.27	4.15±0.25	4.07±0.29	4.12±0.32	4.20±0.25	4.16±0.27	4.21±0.23
Timed Up and Go Test (秒) ¹⁾	9.02±1.86	9.76±2.72	9.96±2.29	8.70±1.61	9.49±1.97	9.53±1.86	9.37±2.06	9.92±3.10	10.20±2.48
社会的要因									
配偶者									
あり	73.0	60.9	49.6	91.9	87.0	77.5	51.8	44.1	35.1
学歴 ²⁾									
19歳以上	10.1	8.0	7.6	12.9	14.8	7.3	6.9	3.6	7.8
16-18歳	12.8	10.1	12.7	10.4	13.0	9.8	15.6	8.3	14.3
15歳以下	77.1	81.9	79.7	76.7	72.2	82.9	77.5	88.1	77.9

表1 ベースライン調査時の対象者の特性 (つづき)

うつ状態	全 体			男 性			女 性		
	GDS 9点以下	GDS 10-13点	GDS 14点 以上または 抗うつ薬服用	GDS 9点以下	GDS 10-13点	GDS 14点 以上または 抗うつ薬服用	GDS 9点以下	GDS 10-13点	GDS 14点 以上または 抗うつ薬服用
ソーシャルサポート									
全てあり	68.2	58.6	52.3	67.9	62.0	48.6	68.6	56.4	54.2
困ったときの相談相手 あり	92.1	89.2	87.0	88.2	80.0	85.7	96.5	94.9	87.7
体の具合が悪いときの相談相手 あり	95.3	92.3	87.0	93.9	90.0	82.9	96.9	93.7	89.0
日常生活を援助してくれる人 あり	76.2	67.4	67.6	76.0	72.0	60.0	76.4	64.6	71.2
具合が悪いとき病院に連れて行ってくれる人 あり	91.9	90.7	77.8	92.6	88.0	77.1	91.1	92.4	78.1
寝込んだとき身の回りの世話をしてくれる人 あり	90.1	84.4	74.8	93.6	92.0	80.0	86.1	79.5	72.2
生活習慣									
喫煙									
現在喫煙	11.6	6.6	9.4	20.1	11.1	19.5	1.9	3.7	4.0
過去喫煙	33.7	33.8	25.6	57.5	74.1	61.0	6.3	7.3	6.6
非喫煙	54.7	59.6	65.0	22.4	14.8	19.5	91.8	89.0	89.5
飲酒									
現在飲酒	51.3	45.5	28.0	69.5	79.3	55.0	27.2	19.1	11.9
過去飲酒	10.6	12.4	13.1	13.0	11.3	22.5	7.3	13.2	7.5
非飲酒	38.2	42.2	58.9	17.5	9.4	22.5	65.5	67.7	80.6
Body Mass Index (kg/m ²)									
18.5未満	3.9	10.1	5.9	4.9	7.4	4.9	2.9	11.9	6.5
18.5以上25未満	56.1	53.6	60.2	59.9	50.0	65.9	51.8	56.0	57.1
25以上	40.0	36.2	33.9	35.3	42.6	29.3	45.3	32.1	36.4

GDS: Geriatric Depression Scale

- 1) 平均±標準偏差 (当該項目以外は該当者の%値を記載)
- 2) 最終学歴終了時の年齢

表2 うつ状態と要支援・要介護認定

	GDS 9点以下	GDS 10-13点	GDS 14点以上 または 抗うつ薬服用	傾向性のP値
全体				
観察人年	2134.6	483.4	392.7	
認定件数	89	32	30	
粗 HR (95%CI)	1.00(Reference)	1.60(1.07-2.38)	1.90(1.24-2.90)	<0.01
性・年齢補正 HR (95%CI)	1.00(Reference)	1.41(0.94-2.10)	1.39(0.90-2.14)	0.07
多変量補正 HR1 ¹⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.45(0.97-2.17)	1.39(0.89-2.16)	0.07
多変量補正 HR2 ²⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.42(0.95-2.13)	1.39(0.89-2.18)	0.07
多変量補正 HR3 ³⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.37(0.92-2.06)	1.34(0.86-2.11)	0.12
多変量補正 HR4 ⁴⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.29(0.86-1.94)	1.18(0.76-1.83)	0.33
多変量補正 HR5 ⁵⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.28(0.86-1.92)	1.10(0.71-1.71)	0.49
男性				
観察人年	1156.8	184.4	121.3	
認定件数	33	12	10	
粗 HR (95%CI)	1.00(Reference)	2.25(1.16-4.36)	2.83(1.40-5.74)	<0.01
年齢補正 HR (95%CI)	1.00(Reference)	1.77(0.91-3.48)	2.26(1.11-4.64)	0.02
多変量補正 HR1 ¹⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.81(0.93-3.54)	2.02(0.97-4.24)	0.04
多変量補正 HR2 ²⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.83(0.92-3.60)	2.33(1.08-5.05)	0.03
多変量補正 HR3 ³⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.63(0.82-3.26)	2.75(1.33-5.70)	0.01
多変量補正 HR4 ⁴⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.25(0.62-2.53)	1.94(0.92-4.10)	0.12
多変量補正 HR5 ⁵⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.31(0.65-2.65)	2.19(1.06-4.54)	0.03
女性				
観察人年	977.8	299.1	230.1	
認定件数	56	20	20	
粗 HR (95%CI)	1.00(Reference)	1.19(0.72-1.96)	1.36(0.80-2.31)	0.20
年齢補正 HR (95%CI)	1.00(Reference)	1.25(0.76-2.07)	1.09(0.64-1.87)	0.50
多変量補正 HR1 ¹⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.29(0.78-2.15)	1.14(0.66-1.98)	0.43
多変量補正 HR2 ²⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.34(0.80-2.22)	1.15(0.67-1.99)	0.35
多変量補正 HR3 ³⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.20(0.72-2.01)	1.01(0.57-1.78)	0.71
多変量補正 HR4 ⁴⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.28(0.76-2.14)	0.93(0.53-1.61)	0.96
多変量補正 HR5 ⁵⁾ (95%CI)	1.00(Reference)	1.31(0.79-2.17)	0.88(0.50-1.54)	0.71

GDS: Geriatric Depression Scale, HR: ハザード比, CI: 信頼区間

- 1) 疾患既往歴 (脳卒中, 心筋梗塞, がん, 難聴, 白内障・緑内障, 関節炎) それぞれの有無を補正
- 2) 社会的要因: 教育歴 (19歳以上, 16-18歳, 15歳以下, 不明), 配偶者の有無 (あり, なし, 不明), ソーシャル・サポートの有無 (5つ全てあり, 1つ以上なし, 不明) を補正
- 3) 生活習慣: 喫煙状況 (現在喫煙者, 過去喫煙者, 非喫煙者, 不明), 飲酒状況 (現在飲酒者, 過去飲酒者, 非飲酒者, 不明), Body Mass Index (18.5未満, 18.5-24.9, 25以上, 不明) を補正
- 4) 身体的要因: 認知機能 (MMSE; 24点以下, 25-27点, 28点以上, 不明), 尿失禁の有無 (あり, なし, 不明), Timed up and go test (男女別に4分位に分類), 血清アルブミン値 (3.8 g/dl 以下, 3.9-4.0 g/dl, 4.1-4.3 g/dl, 4.4 g/dl 以上, 不明) を補正
- 5) 疾患既往歴 (脳卒中, 心筋梗塞, がん, 難聴, 白内障・緑内障, 関節炎のいずれかの有無), ソーシャル・サポートの有無 (5つ全てあり, 1つ以上なし, 不明), 喫煙状況 (現在喫煙者, 過去喫煙者, 非喫煙者, 不明), 認知機能 (Mini-Mental State Examination; 24点以下, 25-27点, 28点以上, 不明), 起居動作能力 (Timed up and go test; 男女別に4分位に分類), 血清アルブミン値 (3.8 g/dl 以下, 3.9-4.0 g/dl, 4.1-4.3 g/dl, 4.4 g/dl 以上, 不明) を補正

要支援・要介護認定 HR に有意な関連が認められた。男性の年齢補正 HR は, 健常群と比較して, 軽度うつ群で1.77 (95%CI: 0.91-3.48), 中等度～

0.023であった。ベースライン時の疾患既往歴を補正した HR は, 軽度うつ群で1.81 (95%CI: 0.93-3.54), 中等度～重度うつ群で2.02 (0.97-4.24), 傾向性のP値は0.041であり, 社会的要因補正 HR

は、軽度うつ群で1.83 (95%CI: 0.92-3.60), 中等度～重度うつ群で2.33 (1.08-5.05), 傾向性のP値は0.029であった。ベースライン時の生活習慣を補正したHRは、軽度うつ群で1.63 (95%CI: 0.82-3.26), 中等度～重度うつ群で2.75 (1.33-5.70), 傾向性のP値は0.012であり、心身機能を補正したHRは軽度うつ群で1.25 (95%CI: 0.62-2.53), 中等度～重度うつ群で1.94 (0.92-4.10), 傾向性のP値は0.12であった。社会的要因, 生活習慣, 心身機能等について総合的に補正したモデルにおける多変量補正HRは、軽度うつ群で1.31 (95%CI: 0.65-2.65), 中等度～重度うつ群は2.19 (1.06-4.54), 傾向性のP値は0.034であった。男性では、どのモデルにおいても一貫して、うつ状態の程度とともに要支援・要介護認定リスクが増加しており、中等度～重度うつ群のリスクは健常群の2～3倍であった。男性における軽度以上のうつ状態の要支援・要介護認定の発生に関する人口寄与危険度割合は8.7%であった。

一方、女性では、うつ状態と要支援・要介護認定リスクとの間に有意な関連は認められなかった。また、感受性分析として抗うつ薬内服者を除外した解析でも、男性でのみ要支援・要介護認定リスクの増加が認められ女性では有意な関連は認められなかった。

本研究における性・年齢で補正した死亡のHRは、軽度うつ状態0.99 (95%CI: 0.46-2.14), 中等度～重度うつ状態0.64 (95%CI: 0.22-1.81), 傾向性のP値0.49で有意な関連は認められなかった。多変量補正した解析でも、同様にGDSの高い群での死亡リスクの上昇は認められなかった。性で層別化した解析でも、男女ともうつ状態と死亡リスクに有意な関連は認められなかった。

IV 考 察

本研究では、(1)うつ状態の程度とその後の介護保険の要支援・要介護認定との関連を地域高齢者を対象に検討すること、(2)その関連が男女で異なるかを検討することを目的として、地域在住の高齢者841人を対象としたコホート研究を行い、以下の結果を得た。第1に、男性ではうつ状態と要支援・要介護認定リスクとの間に有意な関連が認められた。この関連は、疾患既往歴, 社会的要因, 生活習慣, 心身機能の影響とは独立して認められた。男性におけるうつ状態の要支援・要介護発生に関する人口寄与危険度割合は8.7%であった。第2に、女性ではうつ状態と要支援・要介護認定リスクに関する粗HRは1を上回っていたが、上記の共変量を補正した多

変量モデルでは有意な関連は消失した。以上より、うつ状態の要支援・要介護認定リスクへの影響は男女で異なる可能性が示唆された。

これまで、多くの研究でうつ高齢者の機能的予後(身体機能低下, 認知症発生など)をめぐる男女差が検討されている^{2,7,9,33,34})。身体機能低下に関する先行研究では、うつ状態と身体機能低下の関連の男女差について一致した結果は得られていない^{2,7,9})。55歳以上の地域住民約4,000人を6年間追跡したTaşらの研究²⁾では、うつの既往のある者の身体機能低下のオッズ比はうつの既往のない者と比較して、男性では軽度身体機能低下で0.9, 重度身体機能低下で2.4であるのに対し、女性では軽度身体機能低下で1.2, 重度身体機能低下で1.7と、男女で異なった結果を示しうつの既往と重度身体機能低下の関連は男性で強かった。一方、65歳以上の約6,000人を6年間追跡したPenninxらの研究⁷⁾では、ベースラインのうつ症状と基本的日常生活動作の障害発生リスクとの関連に男女差は認められず、同研究のサブサンプルであるBruceらの研究⁹⁾では、70-79歳の男女を2.5年追跡し、ベースラインのうつ症状による基本的日常生活動作障害のオッズ比が男性では3.6であるのに対し、女性では5.5とむしろ女性で強い関連を認めている。

一方、うつ状態とその後の認知症発生リスクとの関連を検討したコホート研究では、2つの研究で男女差が指摘されており^{33,34})、いずれも男性で強い関連がみられている。65歳以上の男女約4,000人を8年間追跡したFührerらの研究³³⁾では男性でのみうつ状態が認知症発症リスクと有意に関連し(オッズ比: 3.5), 約1,000人を13年追跡したFornoらの研究³⁴⁾でも男性でのみうつ状態は認知症, 特にアルツハイマー病発症と有意に関連(HR: アルツハイマー病2.63, 認知症1.78)していることが示されている。このようなうつ状態と認知症の関連の男女差の背景にはいくつかの要因が考えられている。男性と女性でうつ状態に陥る要因が異なること³⁵⁾, 男性は心身の不具合を表現しにくい傾向があり男性のうつ状態は女性よりも重篤である可能性があること^{35,36)}が報告されている。また、うつ状態は循環器疾患発症リスクと関連しており³⁷⁻⁴⁰⁾, 男性で認知症の要因として循環器疾患が多いこと⁴¹⁾も男女差の要因としてあげられる。

本研究でも男性では、脳卒中既往者は軽度以上のうつ状態群で6.3%, 健常群で4.9%であり、心筋梗塞既往者はそれぞれ17.9%, 12.3%といずれもうつ状態群で多かった。一方、女性では、脳卒中既往者は軽度以上のうつ状態群で1.9%, 健常群で1.5%で

あり、心筋梗塞既往者はそれぞれ7.5%、6.9%であり、うつ状態群で多いもののその差は男性に比べて大きくなかった。以上のように、うつ状態とベースライン時の脳卒中・心筋梗塞の既往との関連は男性で強かった。そしてその後も同様の傾向が続いた可能性がある。欧米での先行研究では認められなかったものの、日本人男性の身体機能低下には循環器疾患によるものが多いこと¹⁸⁾も、男性でうつ状態と要支援・要介護認定の発生に強い関連が見られた背景にあるのかもしれない。しかしながら、本研究では介護保険の認定を受けた理由に関する情報を得ていない。このため、うつ状態がいかなる疾患の発生・増悪を介して要支援・要介護認定リスクに影響を及ぼしているのかは検討できなかった。

その他に、うつ状態が高齢者の機能的予後に与える影響の男女差の要因として、高齢者の生活環境の男女差等も考えられる。本研究でも配偶者の有無などうつ高齢者をめぐる生活環境に男女差があることが示唆されている。しかし、本研究においては生活環境や介護者に関するそれ以上の情報はなく、十分な検討は困難である。

本研究の長所は以下の通りである。第1に介護保険の認定情報を利用しているためイベントの把握が正確であること、第2に市外転居による観察期間中のドロップアウトは1%未満に留まったこと、第3に主要な交絡因子である身体的要因、社会的要因、生活習慣を幅広く考慮に入れていることが挙げられる。とくに重要な交絡因子である身体的要因については、日本人を対象とする先行研究が自己申告（回答者のエラーの可能性はある）による指標を用いているのに対し^{14,16)}、本研究では血清アルブミン値やTUGなど実測による指標を用いている。

一方、本研究の限界は、GDSの測定をベースライン時でのみ行っている点である。欧米における先行研究では、うつ状態の経時変化がより強力な予後予測因子であることが示されている¹¹⁾。また、先述の通り、介護保険認定を受けた理由が不明な点も限界の一つである。また、高齢者の心身機能の低下はうつ状態発生のリスクであることもよく知られている⁷⁾。本研究では、ベースラインの心身機能の影響を除外するため、対象者をベースラインで介護保険の認定を受けていない者に限定し、心身機能を含めたさまざまな要因について補正した解析を行った。しかしながら、補正しきれなかった心身機能の違いがその後の要介護認定発生と関連しているといった残余交絡の可能性は否定できない。

「寝たきり予防健診」の参加率は32.8%に留まっており、本研究においても健診非参加者ではうつ状

態、認知機能障害、日常生活動作の障害の割合が高いことをすでに報告している¹⁹⁾。このため、本研究で得られたうつ状態の有病率をそのまま地域全体にあてはめることはできない。

また、本研究では精神的診断により大うつ病または小うつ病と診断された33人（男性11人、女性22人）のうち同意が得られた25人（男性9人、女性16人）に対し看護師による訪問ケアを9か月間行い、症状の改善が得られている³²⁾。これらのことから、本研究ではうつ状態と介護保険の要支援・要介護認定リスクとの関連を過小評価している可能性がある。一方、精神的診断や訪問ケアの同意率に大きな男女差はなく、うつ状態とその後の要支援・要介護認定リスクとの関連の男女の違いは訪問ケアの違いによるものとは言い難い。

日本人男性高齢者においては、欧米人同様にうつ状態はその後の機能的予後悪化のリスクであった。うつ状態高齢者に対する地域ケアはうつ症状の改善に有効であることが示唆されており³²⁾、地域高齢者のうつ対策が、生活の質の向上のみでなく、特に男性高齢者において、介護予防に重要であることが示された。うつ状態の者は本研究においても健診参加率が低く、また男性高齢者は地域を基盤とした保健事業への参加率が低いことも従来から指摘されている⁴²⁾。うつ状態の者や男性の参加しやすい介護予防事業が今後求められている。

(受付 2009. 1.26)
採用 2010. 3.23)

文 献

- 1) うつ予防・支援についての研究班（主任研究者 大野裕）. うつ予防・支援マニュアル. 厚生労働省老健局老人保健課. 2005; 1-7. <http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/topics/051221/index.html>
- 2) Taş U, Verhagen AP, Bierma-Zeinstra SM, et al. Incidence and risk factors of disability in the elderly: the Rotterdam Study. *Prev Med.* 2007; 44: 272-278.
- 3) Dunlop DD, Manheim LM, Song J, et al. Incidence of disability among preretirement adults: the impact of depression. *Am J Public Health.* 2005; 95: 2003-2008.
- 4) van Gool CH, Kempen GI, Penninx BW, et al. Impact of depression on disablement in late middle aged and older persons: results from the Longitudinal Aging Study Amsterdam. *Soc Sci Med.* 2005; 60: 25-36.
- 5) Jiang J, Tang Z, Futatsuka M, et al. Exploring the influence of depressive symptoms on physical disability: a cohort study of elderly in Beijing, China. *Qual Life Res.* 2004; 13: 1337-1346.
- 6) Cronin-Stubbs D, de Leon CF, Beckett LA, et al. Six-year effect of depressive symptoms on the course of physi-

- cal disability in community-living older adults. *Arch Intern Med.* 2000; 160: 3074-3080.
- 7) Penninx BW, Leveille S, Ferrucci L, et al. Exploring the effect of depression on physical disability: longitudinal evidence from the established populations for epidemiologic studies of the elderly. *Am J Public Health.* 1999; 89: 1346-1352.
- 8) Bruce ML, Seeman TE, Merrill SS, et al. The impact of depressive symptomatology on physical disability: MacArthur Studies of Successful Aging. *Am J Public Health.* 1994; 84: 1796-1799.
- 9) Bruce ML, Seeman TE, Merrill SS, et al. The impact of depressive symptomatology on physical disability: MacArthur Studies of Successful Aging. *Am J Public Health.* 1994; 84: 1796-1799.
- 10) Lenze EJ, Schulz R, Martire LM, et al. The course of functional decline in older people with persistently elevated depressive symptoms: longitudinal findings from the Cardiovascular Health Study. *J Am Geriatr Soc.* 2005; 53: 569-575.
- 11) Armenian HK, Pratt LA, Gallo J, et al. Psychopathology as a predictor of disability: a population-based follow-up study in Baltimore, Maryland. *Am J Epidemiol.* 1998; 148: 269-275.
- 12) Hirth AT, Waxenberg LB, Atchison JW, et al. Evidence for sex differences in the relationships of pain, mood, and disability. *J Pain.* 2006; 7: 592-601.
- 13) Lenze EJ, Rogers JC, Martire LM, et al. The association of late-life depression and anxiety with physical disability: a review of the literature and prospectus for future research. *Am J Geriatr Psychiatry.* 2001; 9: 113-135.
- 14) Ishizaki T, Watanabe S, Suzuki T, et al. Predictors for functional decline among nondisabled older Japanese living in a community during a 3-year follow-up. *J Am Geriatr Soc.* 2000; 48: 1424-1429.
- 15) 奥宮清人, 松林公藏. 高知県香北町における虚弱悪化の危険因子. 鳥羽研二, 監修. 長寿科学痴呆・骨折予防, 介護予防ガイドライン研究班, 著. 介護予防ガイドライン. 東京: 厚生科学研究所, 2006: 70-74.
- 16) 藤原佳典, 天野秀紀, 熊谷 修, 他. 在宅自立高齢者の介護保険認定に関連する身体・心理的要因 3年4ヵ月間の追跡研究から. *日本公衛誌.* 2006; 53: 77-91.
- 17) Newman AB, Brach JS. Gender gap in longevity and disability in older persons. *Epidemiol Rev.* 2001; 23: 343-350.
- 18) 厚生労働省大臣官房統計情報部. 平成16年国民生活基礎調査. 2006; 697-698.
- 19) 辻 一郎. 鶴ヶ谷寝たきり予防健診の概要. 平成14年度厚生労働科学研究費補助金長寿科学総合研究事業「介護予防に特化した在宅訪問指導プログラムの有効性評価に関する介入研究」(主任研究者辻一郎) 研究報告書. 2003; 11-18.
- 20) 東口みづか, 中谷直樹, 大森 芳, 他. 低栄養と介護保険認定・死亡リスクに関するコホート研究 鶴ヶ谷プロジェクト. *日本公衛誌.* 2008; 55: 433-439.
- 21) Niino, N., Imaizumi, T., & Kawakai, N. (1991). A Japanese translation of the Geriatric Depression Scale. *Clinical Gerontologist.* 1991; 10: 85-86.
- 22) 森 悦朗, 三谷洋子, 山鳥 重: 神経疾患患者における日本版 Mini-Mental State テストの有用性. *神経心理学.* 1985; 1: 82-90.
- 23) Gotoh M, Donovan J, Corcos J. Scored ICIQ-SF (International Consultation on Incontinence Questionnaire-Short Form) for symptoms and QOL assessment in patients with urinary incontinence. *J Jpn Neurogen Bladder Soc* 2001; 12: 227-231.
- 24) Kikuchi A, Niu K, Ikeda Y, et al. Association between physical activity and urinary incontinence in a community-based elderly population aged 70 years and over. *Eur Urol.* 2007; 52: 868-874.
- 25) Okumiya K, Matsubayashi K, Nakamura T, et al. The timed "Up & Go" test and manual button score are useful predictors of functional decline in basic and instrumental ADL in community-dwelling older people. *J Am Geriatr Soc.* 1999; 47: 497-498.
- 26) 村岡義明, 生地 新, 井原一成. 在宅高齢者のうつ状態の身体・心理・社会的背景要因について. *老年精神医学雑誌.* 1996; 7: 397-407.
- 27) Jongenelis K, Pot AM, Eisses AM, et al. Diagnostic accuracy of the original 30-item and shortened versions of the Geriatric Depression Scale in nursing home patients. *Int J Geriatr Psychiatry.* 2005; 20: 1067-1074.
- 28) McGivney SA, Mulvihill M, Taylor B. Validating the GDS depression screen in the nursing home. *J Am Geriatr Soc.* 1994; 42: 490-492.
- 29) Snowdon J, Donnelly N. A study of depression in nursing homes. *J Psychiatr Res.* 1986; 20: 327-333.
- 30) Kafonek S, Ettinger WH, Roca R, et al. Instruments for screening for depression and dementia in a long-term care facility. *J Am Geriatr Soc.* 1989; 37: 29-34.
- 31) Rockhill B, Newman B, Weinberg C. Use and misuse of population attributable fractions. *Am J Public Health.* 1998; 88: 15-19.
- 32) 栗田主一. うつ高齢者に対する地域ケアの介護予防効果に関する介入研究. 平成17年度厚生労働科学研究費補助金長寿科学総合研究事業「介護予防サービスの新技術開発とシステム構築に関する研究」(主任研究者辻一郎) 研究報告書. 2006; 30-46.
- 33) Fuhrer R, Dufouil C, Dartigues JF. Exploring sex differences in the relationship between depressive symptoms and dementia incidence: prospective results from the PAQUID Study. *J Am Geriatr Soc.* 2003; 51: 1055-1063.
- 34) Dal Forno G, Palermo MT, Donohue JE, et al. Depressive symptoms, sex, and risk for Alzheimer's disease. *Ann Neurol.* 2005; 57: 381-387.
- 35) Hyde JS, Mezulis AH, Abramson LY. The ABCs of depression: integrating affective, biological, and cognitive models to explain the emergence of the gender difference

- in depression. *Psychol Rev.* 2008; 115: 291-313.
- 36) Williams JB, Spitzer RL, Linzer M, et al. Gender differences in depression in primary care. *Am J Obstet Gynecol.* 1995; 173: 654-9.
- 37) Van der Kooy K, van Hout H, Marwijk H, et al. Depression and the risk for cardiovascular diseases: systematic review and meta analysis. *Int J Geriatr Psychiatry.* 2007; 22: 613-626.
- 38) Wouts L, Oude Voshaar RC, Bremmer MA, et al. Cardiac disease, depressive symptoms, and incident stroke in an elderly population. *Arch Gen Psychiatry.* 2008; 65: 596-602.
- 39) Surtees PG, Wainwright NW, Luben RN, et al. Psychological distress, major depressive disorder, and risk of stroke. *Neurology.* 2008; 70: 788-794.
- 40) Ohira T, Iso H, Satoh S, et al. Prospective study of depressive symptoms and risk of stroke among Japanese. *Stroke.* 2001; 32: 903-908.
- 41) Fujishima M, Kiyohara Y. Incidence and risk factors of dementia in a defined elderly Japanese population: the Hisayama study. *Ann N Y Acad Sci.* 2002; 977: 1-8.
- 42) 大久保豪, 斎藤 民, 李 賢情, 他. 介護予防事業への男性参加に関連する事業要因の予備的検討 介護予防事業事例の検討から. *日本公衛誌.* 2005; 52: 1050-1058.
-

Depression and the risk of long-term care insurance certification: The Tsurugaya Project

Kaori OHMORI-MATSUDA*, Atsushi HOZAWA*, Toshimasa SONE*, Yayoi KOIZUMI-MASAMUNE^{*,2*,3*}, Naoki NAKAYA^{*,4*}, Shinichi KURIYAMA*, Syuji SUZUKI^{5*,6*}, Shuichi AWATA^{2*,7*} and Ichiro TSUJI*

Key words : Community-dwelling elderly persons, Depression, Long-term care insurance certification, Sex difference

Objective The purpose of this study was to examine the relationship between depressive status and subsequent certification of long-term care insurance use, and to investigate sex differences in this relationship in an elderly Japanese population.

Methods The Tsurugaya Project was a comprehensive geriatric assessment conducted for community-dwelling elderly persons aged 70 years or older in the Tsurugaya area, Sendai, Japan (N=2,925). Of those who participated (N=958), the 841 who gave informed consent and were not qualified for certification of long-term care insurance use at the baseline survey were analyzed. Depression was assessed using the 30-item Geriatric Depression Scale (GDS). We classified the subjects into three categories: normal (GDS less than 10), mild depression (GDS between 10 and 13), and moderate to severe depression (GDS more than 13 and/or taking antidepressive medication). The hazard ratio of incident certification of long-term care insurance use by depressive status was calculated using the Cox proportional hazards model.

Results During 4 years of follow-up, a total of 151 subjects were certificated for long-term care insurance and 46 subjects died. Particularly in men, the depressive status was related to subsequent incident certification of long-term care insurance use. In men, the age-adjusted hazard ratios (HRs) were 1.77 (95% confidence interval (CI): 0.91–3.48) for mild depression, and 2.26 (1.11–4.64) for moderate to severe depression (P for trend=0.023). The relationship between depressive status and subsequent certification of long-term care insurance use in men was significant even after adjustment for age, comorbid conditions, social factors and lifestyle (multivariate-adjusted HR: 1.31 (95% CI: 0.65–2.65); mild depression 2.19 (1.06–4.54); moderate to severe depression: P for trend=0.034). In women, there was no significant association between depressive status and certification of long-term care insurance use. In both sexes, there was no significant association between depressive status and death.

Conclusion The relationship between depressive status and subsequent certification of long-term care insurance use was significant only in men. In men, the relationship was significant even after adjustment for age, comorbid conditions, social factors and lifestyle. These results suggest a sex difference in the relationship between depressive status and subsequent certification of long-term care insurance use in elderly Japanese.

* Division of Epidemiology, Department of Public Health and Forensic Medicine, Tohoku University Graduate School of Medicine.

2* Department of Psychiatry, Tohoku University Graduate School of Medicine.

3* Yukokai Kodama Hospital.

4* Department of Psychosocial Cancer Research, Institute of Cancer Epidemiology, Danish Cancer Society.

5* Public Health and Welfare Center, Miyagino Ward Office, Sendai City.

6* Public Health and Welfare Center, Izumi Ward Office, Sendai City.

7* Department of Psychiatry, Sendai City Hospital.

ORIGINAL ARTICLE: EPIDEMIOLOGY,
CLINICAL PRACTICE AND HEALTH

Ratio and associated factors of dry mouth among community-dwelling elderly Japanese women

Yuki Ohara,¹ Hirohiko Hirano,² Hideyo Yoshida² and Takao Suzuki³

¹Department of Frontier Health Sciences, Graduate School of Human Health Sciences, Tokyo Metropolitan University, ²Research Team for Promoting Independence of the Elderly, Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology, Tokyo, and ³National Center for Geriatrics and Gerontology, Aichi, Japan

Aim: Dry mouth is one of the common complaints of elderly people, and can accompany various disorders. The aim of this study was to investigate the ratio of subjective feelings of dry mouth and associated factors of it in Japanese community-dwelling elderly women.

Methods: A cross-sectional study was conducted. The subjects were 1286 women aged 75–84 years who participated in a comprehensive geriatric health examination, including a face-to-face interview, questionnaires, and medical and dental examinations. The χ^2 -test, Student's *t*-test and Mann–Whitney *U*-test were used to compare the differences between the dry mouth and normal groups, and multiple logistic regression analyses were performed to examine the factors associated with dry mouth.

Results: The mean age of the participants was 78.4 ± 2.7 years and the ratio of dry mouth was 38.8% ($n = 499$). According to multiple logistic regression analysis, a history of heart disease (odds ratio [OR] = 1.46, 95% confidence intervals [CI] = 1.01–1.96), the use of anti-inflammatory drugs and analgesics (OR = 1.43, CI = 1.00–2.05), a social role (OR = 0.59, CI = 0.39–0.89), difficulty in mastication (OR = 1.70, CI = 1.32–2.20) and difficulty in swallowing (OR = 2.18, CI = 1.65–2.88) were significantly associated with dry mouth.

Conclusion: The present study suggests that factors associated with dry mouth are oral dysfunction such as mastication and swallowing, presence of heart disease, use of anti-inflammatory drugs and analgesics, and a social role in Japanese community-dwelling elderly women. *Geriatr Gerontol Int* 2011; 11: 83–89.

Keywords: aging, functional capacity, geriatric, oral dryness, saliva.

Introduction

With a rapidly aging society, in recent years many researchers have focused on the importance of

maintaining and improving oral health condition for the elderly.^{1–4}

Dry mouth is a common complaint which is frequently seen among the elderly,^{5,6} and the causes of dry mouth are related to autoimmune diseases such as Sjögren's syndrome, secondary to irradiation treatment of oral neoplasm, and the use of certain medications.⁶ A number of studies of dry mouth have been conducted,^{5–14} and have examined the relationship between dry mouth and medication,^{5–8} psychological factors,⁷ female sex,^{5,7} oral health-related quality of

Accepted for publication 6 July 2010.

Correspondence: Dr Takao Suzuki MD PhD, National Institute for Longevity Sciences, National Center for Geriatrics and Gerontology, 36-3 Gengo, Morioka-machi, Obu City, Aichi 474-8522, Japan. Email: suzutaka@ncgg.go.jp

life⁹⁻¹¹ or aging.¹⁴ However, there were few studies which reported the relationship between dry mouth and higher-level competence, a comprehensive health status in elderly people. Saliva plays an important role to maintain oral health condition for its various functions such as antibacterial, buffer and moistening effects, however, it is still unknown how dry mouth affects oral health condition.

The purpose of this study was to investigate the ratio of dry mouth and to identify associated factors of dry mouth among community-dwelling elderly women in Japan. Women are more likely than men to feel dry mouth according to previous studies,^{5,7} and aging is considered as an important factor for dry mouth,¹⁴ so we chose elderly women as participants. There is still no global consensus concerning the terminology associated with dry mouth, thus in this study we defined the term of dry mouth as a subjective feeling of oral dryness.

Methods

Participants

The study was conducted in the Itabashi ward located in the north of Tokyo in October and November 2008. We chose 10 948 women aged 75–84 years from the municipal resident registration files with approvals from authorities, and invited them by mail to take a comprehensive geriatric health examination. Finally, we obtained data from 1286 participants.

Questionnaire

The questionnaire included self-assessed well-being, the presence of chronic disease (defined as a history of hypertension, heart disease, stroke, diabetes mellitus, hyperlipidemia, hypertensive or osteoporosis) and the presence of regular medications (anti-inflammatory drugs/analgesics, steroids or drugs for the treatment of osteoporosis or hypertension), smoking and drinking habits, and weight loss of 2–3 kg in the last 6 months.

Self-assessed oral function

We asked the following questions regarding oral function, “Do you have difficulty in chewing solid food?” as an indicator of difficulty in mastication, and “Do you choke when drinking tea or soup?” as an indicator of difficulty in swallowing.

Measurements of functional capacity

We assessed higher-level competence using the Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology index of competence (TMIG-IC) (Table 1).¹⁵ This multidimensional 13-item index of competence comprises three subscales

Table 1 Questions on the Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology index of competence

1. Can you use public transportation (bus or train) by yourself?
2. Are you able to shop for daily necessities?
3. Are you able to prepare meals by yourself?
4. Are you able to pay bills?
5. Can you handle your own banking?
6. Are you able to fill out forms for your pension?
7. Do you read the newspaper?
8. Do you read books or magazines?
9. Are you interested in news stories or programs dealing with health?
10. Do you visit the homes of friends?
11. Are you sometimes called on for advice?
12. Are you able to visit sick friends?
13. Do you sometimes initiate conversations with young people?

The response to each item can be “yes” (able to do) or “no” (unable). The total score is the number of items answered “yes”. The possible range of competence score in this index is 0–13 points. Therefore, a higher score indicates higher functional capacity. Items 1–5 are indicators of the first-order factor “instrumental self-maintenance”. Items 6–9 are those of “intellectual activity”. Items 10–13 are indicators of social role.

– “instrumental self-maintenance”, “intellectual activity” and “social roles” – and has been verified to have high reliability and validity.¹⁵ High scores reflected a higher functional level of competence. This index is widely accepted and used in Japan.^{16–18}

General health examination

The body mass index (BMI) of each subject was calculated by Quetelet’s index (kg/m²). The serum albumin concentration (Alb; g/dL) was measured by a standard kit using the bromocresol green (BCG) method to assess nutritional status.^{19,20}

Complaints of dry mouth

The question “Does your mouth feel dry?” was asked as an indicator of dry mouth.⁵ Furthermore, in order to evaluate the degree of oral dryness, we used visual analog scale (VAS) instruments.⁹ The subjects were asked to point to the VAS ranging from 0 (no dry) to 100 (terribly dry) with verbalized end-points.

Objective oral dryness

Because it is essential to determine and diagnose dry mouth, various evaluations have been measured, including stimulated saliva, unstimulated saliva and Saxon test.

However, these evaluations are sometimes difficult for elderly or disabled people to measure properly due to the time required, the complexity of procedures and so on.

In order to evaluate the condition of oral dryness objectively, oral mucosal moisture was measured by an oral moisture checking device (Mucus; Life, Saitama, Japan), which is a useful and non-invasive evaluation device of dry mouth because it can measure within 2 s.^{21–23} The device was touched vertically on the oral mucosa at the lingual mucosa (the surface of the tongue 10 mm from the lingual apex) and at the buccal mucosa (10 mm from the edge of the mouth) with a constant pressure of 200 g for 2 s. The measurement was repeated three times, and the median was calculated.^{21–23} According to previous studies, an oral mucosal moisture value of over 30% is normal, of 25–29% is a low-grade dryness, and less than 25% represents severe dryness.

Dental examination

A dental examination was carried out by dental hygienists who trained for standardization. Intraoral inspection included the number of remaining and functioning teeth (including missing teeth treated by prosthesis such as denture and dental implant), the presence of gingivitis, dental caries, halitosis and tongue plaque. The repetitive saliva swallowing test (RSST) was conducted to assess participants' potential to swallow saliva. It is performed by counting the frequency of swallowing over a 30-s period.²⁴

Ethical consideration

This study was approved by the Ethics Committees of the Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology and the Tokyo Metropolitan University. Informed consent was obtained from all participants individually.

Data analysis

Subjects were categorized into a dry mouth group who complained of dry mouth and a non-dry mouth group who did not. We used the χ^2 -test for categorical variables, and Student's *t*-tests or Mann–Whitney *U*-tests for continuous variables to examine characteristics between dry mouth and non-dry mouth group. Spearman's rank correlation coefficient was used to assess the relationship between degree of dry mouth (VAS) and objective oral dryness.

The multiple logistic regression analysis was performed to identify factors associated with dry mouth. All statistical analyses were performed using PASW statistics ver. 17.0. The results were considered statistically significant at $P \leq 0.05$.

Results

Mean age was 78.4 ± 2.7 years and the ratio of dry mouth was 38.8% ($n = 499$) (Table 2). In this study, individuals with dry mouth were more likely to be functionally dependent (i.e. TMIG-IC total points, intellectual activity and social role) (Table 3). Individuals with dry mouth were more likely to experience chronic disease, have medications, assess own well-being worse, and have difficulty in mastication and swallowing compared with non-dry mouth individuals (Table 4).

We examined the relationship between the degree of subjective feelings of dry mouth and objective oral dryness (Fig. 1). There was no correlation between them.

According to the multiple logistic regression analysis, a history of heart disease (odds ratio [OR] = 1.46, 95% confidence intervals [CI] = 1.01–1.96), the use of anti-inflammatory drugs and analgesics (OR = 1.43, CI = 1.00–2.05), a social role (OR = 0.59, CI = 0.39–0.89), difficulty in mastication (OR = 1.70, CI = 1.32–2.20) and difficulty in swallowing (OR = 2.18, CI = 1.65–2.88) were significantly associated with dry mouth (Table 5).

Discussion

The ratio of dry mouth in the present study was similar to previous studies as Thomson reviewed.²⁵ Our results suggest that factors associated with dry mouth include difficulty in swallowing and mastication, the presence of heart disease, the use of anti-inflammatory drugs/analgesics and social role. Saliva plays an important role in preparing food for digestion.²⁶ The results show an association between dry mouth and oral dysfunction such as swallowing and mastication, thus these problems could lead to changes in food and fluid selection.⁶ Mastication and swallowing disorders are considered to be connected directly to an individual's quality of life. Thus, it is important for the elderly to reinforce and maintain oral function and oral condition by moistening and prophylaxis.

In this study, the use of anti-inflammatory drugs and analgesics were significantly associated with dry mouth. It has been reported that 80% of commonly prescribed medications cause dry mouth, with more than 400 medications associated with hyposalivation as an adverse side-effect.^{6,27} This study also suggested that a history of heart disease were factors associated with dry mouth. It should be considered the secondary effect of medication such as beta-blocker calcium antagonist agent-caused hyposalivation.²⁷

Autonomy of living is an adequate indicator of health status in the elderly.¹⁵ Social role is essential for the elderly to enhance their independence. This means that dry mouth and daily living are inextricably linked to

Table 2 Basic characteristics of subjects

(<i>n</i> = 1286)	<i>n</i>	% (presence)	Mean	SD
Age	1286		78.4	2.7
BMI (kg/m ²)	1286		22.7	3.3
Serum albumin level (g/dL)	1286		4.3	0.2
TMIG-IC	1286			
Total points			12.1	0.3
Instrumental self-maintenance			4.9	0.4
Intellectual activity			3.6	0.7
Social role			3.6	0.8
Oral condition	1286			
Remaining teeth			14.5	10.3
Functional teeth			27.1	2.6
Dry mouth	499	38.8		
Difficulty in mastication	430	33.4		
Difficulty in swallowing	477	37.1		
Presence of chronic disease				
Hypertension	725	56.3		
Heart disease	260	20.2		
Stroke	87	6.8		
Diabetes mellitus	126	9.8		
Hyperlipidemia	495	38.5		
Osteoporosis	403	31.3		
Presence of medication				
Anti-inflammatory drugs/analgesics	159	12.4		
Steroids	23	1.8		
Drugs for the treatment of osteoporosis	352	27.4		
Antihypertensive drug	681	53.0		

BMI, body mass index; SD, standard deviation; TMIG-IC, Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology index of competence.

Table 3 Characteristics of subjects in the dry mouth group and the non-dry mouth group

	Dry mouth		Non-dry mouth		<i>P</i> -value
	<i>n</i>	Mean ± SD	<i>n</i>	Mean ± SD	
Age (years)	499	78.6 ± 2.7	787	78.4 ± 2.6	0.306 (t)
BMI (kg/m ²)	499	22.8 ± 3.3	787	22.7 ± 3.4	0.253 (t)
Serum albumin level (g/dL)	495	4.26 ± 0.2	784	4.28 ± 0.2	0.558 (t)
TMIG-IC (points)					
Total points	499	11.9 ± 1.5	786	12.2 ± 1.2	<0.001 (t)
Instrumental self-maintenance	499	4.9 ± 0.4	786	4.9 ± 0.4	0.542 (t)
Intellectual activity	499	3.6 ± 0.7	786	3.7 ± 0.6	0.003 (t)
Social role	499	3.4 ± 0.9	786	3.6 ± 0.7	<0.001 (t)
Oral condition					
Remaining teeth	498	14.7 ± 10.3	786	14.5 ± 10.2	0.638 (u)
Functional teeth	498	27.1 ± 2.5	786	27.1 ± 2.9	0.411 (u)
Visual analog scale	498	47.5 ± 24.8	785	19.1 ± 21.7	<0.001 (u)
Oral moisture tongue (%)	498	26.4 ± 4.1	784	26.4 ± 4.0	0.953 (u)
Oral moisture buccal (%)	498	29.9 ± 3.3	786	29.9 ± 3.1	0.959 (u)

t, Student's *t*-test; u, Mann-Whitney *U*-test. BMI, body mass index; SD, standard deviation; TMIG-IC, Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology index of competence.