

(Version 6.12) で行った。

III 研究結果

1. 記憶愁訴の出現頻度

表2は、記憶愁訴の出現頻度を男女別にまとめたものである。男性では、「全く無い」が62.7%、「ごくまれにある」が10.6%、「ときどきある」が16.6%、「ショッちゅうある」が10.2%であった。女性では、「全く無い」が56.4%、「ごくまれにある」が11.9%、「ときどきある」が18.7%、「ショッちゅうある」が12.9%であった。

2. 記憶愁訴の主症状の分類

記憶愁訴において、「ショッちゅうある」、「ときどきある」、「ごくまれにある」と回答した者337人については、主にどのような症状で困っているかについて自由回答することを求めた。先行研究^{18~20)}を参考にして、その具体的な記述例を分類した(表3)。回答は複数回答を許したため収集された具体的な記述例は407個であり、一人当たりの平均回答数は1.2個であった。

最も報告件数が多かったのは、「人名を忘れる」で、24.3%(男性31.2%, 女性17.6%)を占めた。次いで、「物品をどこに置いたか(しまったか)忘れる」が19.2% (男性13.9%, 女性24.4%), 「物品をどこかに置き忘れてくる」が14.5% (男

性12.4%, 女性16.6%), 「しようと思っていたこと(予定)をし忘れる」が13.8% (男性11.9%, 女性15.6%)を占めた。

3. 記憶愁訴の関連要因の探索

記憶愁訴の関連要因(うつ傾向、聴覚・視覚機能障害、健康度自己評価、高次生活機能、認知機能低下)の探索を行うためにロジスティック回帰分析を男女別に行った(表4)。

まず、記憶愁訴を目的変数、各関連要因(うつ傾向、聴覚・視覚機能障害、健康度自己評価、高次生活機能、認知機能低下)をそれぞれ説明変数、年齢および教育年数を調整変数とする単変量のロジスティック回帰分析を行った。その結果、男性では、「健康度自己評価(悪い)」(オッズ比: 1.87, 95%信頼区間: 1.11~3.13, P<0.05), 「高次生活機能(高い)」(オッズ比: 0.89, 95%信頼区間: 0.80~0.99, P<0.05), 「認知機能低下(有り)」(オッズ比: 2.57, 95%信頼区間: 1.23~5.35, P<0.01)において、女性では、「聴覚機能障害(有り)」(オッズ比: 2.41, 95%信頼区間: 1.09~5.36, P<0.05), 「健康度自己評価(悪い)」(オッズ比: 1.76, 95%信頼区間: 1.09~2.83, P<0.05), において、それぞれ記憶愁訴との間に有意な関連が認められた。

さらに、記憶愁訴を目的変数とし、関連要因

表3 地域在宅高齢者における記憶愁訴の主症状の分類

愁訴内容	男性		女性		全体	
	%	件数	%	件数	%	件数
人名を忘れる	31.2%	63	17.6%	36	24.3%	99
物品をどこに置いたか(しまったか)忘れる	13.9%	28	24.4%	50	19.2%	78
物品をどこかに置き忘れてくる ^{注2)}	12.4%	25	16.6%	34	14.5%	59
しようと思っていたこと(予定)をし忘れる ^{注2)}	11.9%	24	15.6%	32	13.8%	56
すぐ過去の出来事・言動をすぐ忘れる	11.4%	23	8.3%	17	9.8%	40
火・水・電気周りの不始末やカギのかけ忘れをする ^{注2)}	5.9%	12	7.8%	16	6.9%	28
物品の名前が思い出せない	3.9%	8	0.5%	1	2.2%	9
買い物のときに何を買うつもりだったか忘れる ^{注2)}	0.5%	1	3.4%	7	2.0%	8
人との約束を忘れる ^{注2)}	3.0%	6	0.5%	1	1.7%	7
漢字を忘れる	1.0%	2	1.9%	4	1.5%	6
見当識障害(今日の日付が分からぬなど)	0.5%	1	0.9%	2	0.7%	3
その他	4.5%	9	2.4%	5	3.4%	14
総数		202		205		407

注1) 記憶愁訴質問項目で「ごくまれにある」、「ときどきある」、「ショッちゅうある」のいずれかに回答した者337名から自由回答を求める(複数回答可能とした)。

注2) 展望的記憶に関する記憶愁訴。

表4 記憶愁訴に対するオッズ比

説明変数	男性 (n=453)		女性 (n=385)	
	単変量	多変量	単変量	多変量
うつ傾向	1.43 (0.56– 3.43)	1.23 (0.47– 3.01)	1.22 (0.50– 2.80)	0.85 (0.34– 2.05)
聴覚機能障害	1.63 (0.83– 3.12)	1.74 (0.88– 3.39)	2.41* (1.09– 5.36)	2.41* (1.06– 5.47)
視覚機能障害	0.93 (0.36– 2.18)	0.69 (0.25– 1.69)	0.99 (0.31– 2.83)	0.83 (0.24– 2.48)
健康度自己評価	1.87* (1.11– 3.13)	1.86* (1.08– 3.18)	1.76* (1.09– 2.83)	1.70* (1.04– 2.78)
高次生活機能	0.89* (0.80– 0.99)	0.96 (0.85– 1.08)	0.88 (0.75– 1.02)	0.87 (0.74– 1.02)
認知機能低下	2.57* (1.23– 5.35)	2.45* (1.12– 5.33)	1.04 (0.37– 2.61)	0.86 (0.29– 2.28)

注1) 単変量解析、多変量解析ともに年齢および教育年数で値を補正した。

注2) 表中数字はオッズ比、下段()内はその95%信頼区間を示す。

注3) ** P<0.01, * P<0.05

(うつ傾向、聴覚・視覚機能障害、健康度自己評価、高次生活機能、認知機能低下)を説明変数、年齢および教育年数を調整変数に設定し強制投入法による多重ロジスティック回帰分析を行った。その結果、男性では、「健康度自己評価(悪い)」(オッズ比: 1.86, 95%信頼区間: 1.08–3.18, P<0.05)および「認知機能低下(有り)」(オッズ比: 2.45, 95%信頼区間: 1.12–5.33, P<0.05)において、女性では、「聴覚機能障害(有り)」(オッズ比: 2.41, 95%信頼区間: 1.06–5.47, P<0.05)および「健康度自己評価(悪い)」(オッズ比: 1.70, 95%信頼区間: 1.04–2.78, P<0.05)において、それぞれ記憶愁訴との間に有意な関連が認められた。

IV 考 察

本研究では、都市部に在宅する高齢者を対象として実施した断面調査の結果を用いて、高齢者が抱える記憶愁訴の実態を把握することを目的とした。

1. 地域在宅高齢者における記憶愁訴の出現頻度

記憶に関する問題で困った経験が、「ショッ

チッシュある」もしくは「ときどきある」と回答した者の割合は、男性よりも女性のほうがやや高かった。これは、女性のほうが一般的に様々な身体的・精神的愁訴を有する傾向にあること、うつ傾向が高いこと等と関連していると考えられる^{11,21,22)}。

単一項目により記憶愁訴を測定した研究における記憶愁訴の出現頻度は、Geerings ら²³⁾では、10.8%, Schonfield ら²⁴⁾では31.0%, Gagnon ら²¹⁾では33.5%, Bassett ら²⁵⁾では、65歳から74歳において42.7%, 75歳から84歳が50.8%であった。本研究とほぼ同一の項目を用いて記憶愁訴を測定したCutler ら¹³⁾では、記憶に関する問題の発生が「ショッチッシュある」もしくは「ときどきある」と回答した者は、70歳から74歳では56.8%, 75歳から79歳では60.7%, 80歳から84歳では62.0%であった。このように研究間によって記憶愁訴の出現頻度が大きく異なる理由として、記憶愁訴の聴取方法や対象者集団の特性の差異が考えられる¹¹⁾。

本研究における対象者は健診受診者である。2002年度「お達者健診」の受診率は43.5%であり、地域在宅高齢者としての代表性が十分に確保されているとはいえない。また、健診受診者と非受診者間における特性の比較を行った鈴木ら³⁾によれば、受診者は非受診者よりも、年齢が低い、健康度自己評価が良い、生活機能が高い、うつ傾向が低いという特性を有している。また、記憶愁訴の関連要因について検討した先行研究によれば、記憶愁訴は、年齢が高い者^{13,21,25~27)}、健康度自己評価が悪い者^{13,20)}、生活機能が低い者^{12,13)}、うつ傾向が高い者^{12,21~25,27)}において生じやすいとされている。上記より、本研究における対象者は、一般的な地域在宅高齢者よりも健康状態が良く、それゆえ記憶愁訴の出現頻度が低い傾向にあったと推測される。

2. 地域在宅高齢者における記憶愁訴の主症状

記憶愁訴を有する者に対しては追加質問として、具体的にどのような主症状があるか自由回答を求めた。最も件数が多かったのは「人名を忘れる」、次いで「物品をどこに置いたか(しまったか)忘れる」、「物品をどこかに置き忘れてくる」、「しようと思っていたこと(予定)をし忘れる」の順で報告件数が多かった。

「人名の記録・想起」を有効に行うこととは、対

人コミュニケーションを円滑に保つ上で重要である。とくに、社会生活を送る上で重要な人物（家族、隣人、友人等）の名前に関する物忘れは、対人コミュニケーションに障害をもたらすだけでなく、重篤な記憶障害の兆候と考えられ注意が必要である。

「物品の置き場所を記憶する」ことは、日常生活において頻繁に経験する活動であり、かつ重要な意義を持つ。とくに、常備薬や老眼鏡、補聴器等、日常生活を送る上で必要不可欠な物品をどこに置いたか頻繁に忘れるることは、高齢者の自立状態を損なう可能性が考えられ注意が必要である。

また、「しようと思っていたこと（予定）をし忘れる」(13.8%), 「火・水・電気周りの不始末やカギのかけ忘れ」(6.9%), 「買い物のときに何を買うつもりだったか忘れる」(2.0%), 「人との約束を忘れる」(1.7%)といったように、地域在宅高齢者の抱える記憶愁訴の約1/4は「展望的記憶（prospective memory）」に関するものが占めることが分かった。展望的記憶とは、将来のある時点までに実行することを意図した行為の記憶のことである²⁸⁾。たとえば日常生活においては、帰宅途中で買い物をするときや、知人との待ち合わせの約束を忘れずに実行するとき、家のカギを忘れずに閉めておくときなどに必要となる記憶能力である。高齢者においては、毎日の服薬管理や医療機関の受診などの行為を有効に行い、自立状態を維持するために展望的記憶が果たす役割は大きい²⁹⁾。また、展望的記憶は、初期痴呆を鑑別する優れた指標であるといった知見も報告されていることから³⁰⁾、展望的記憶に関する重篤な記憶愁訴は、認知機能低下の兆候である可能性が考えられ、この点については今後総合的調査を実施し詳細に検討する必要がある。

3. 地域在宅高齢者における記憶愁訴の関連要因

単变量によるロジスティック回帰分析の結果、男性では、健康度自己評価が悪い者、高次生活機能が低い者、認知機能が低い者、女性では、聴覚機能に障害を持つ者、健康度自己評価が悪い者ほど記憶愁訴を有する傾向が強いことが明らかになった。また、多重ロジスティック回帰分析の結果、男性では、健康度自己評価の悪い者、認知機能が低い者、女性では、聴覚機能に障害を持つ

者、健康度自己評価の悪い者ほど、記憶愁訴を有する傾向が強いことが明らかになった。

記憶愁訴と聴覚機能障害の関連は、Cutlerら¹³⁾、長田ら²⁰⁾において報告されており、本研究結果はこれらと一致した。聴覚機能の衰えによって情報の聞き取りが不十分になり、情報の記録が阻害される^{13,20)}。このことから、補聴器等を用いて聴覚機能を矯正することによって、記憶愁訴が軽減される可能性が考えられる。

記憶愁訴と健康度自己評価の間における関連は、Cutlerら¹³⁾、長田ら²⁰⁾において見いだされており、本研究結果はこれらと一致した。健康状態が悪いことは、意識を散漫にし、注意や集中力を低下させ、物忘れによる失敗を引き起こしやすいことが考えられる²⁰⁾。

上記より、記憶愁訴は、聴覚機能障害、健康度自己評価、といった認知機能以外の要因と関連を有することが明らかになった。すなわち、高齢者においては、実際には認知機能が低下していないのにも関わらず、身体的な虚弱化によって記憶愁訴が生じる可能性が示唆された。このことから、記憶愁訴と認知機能低下の関連について検討する際には、こうした要因の影響を排除することが重要である。

本研究では、男性においてのみ、記憶愁訴と認知機能低下の間に有意な関連が認められた。さらにこの関連は、交絡要因の影響を排除した後も認められた。年齢、教育年数、聴覚機能障害、視覚機能障害、健康度自己評価、高次生活機能、うつ傾向の影響を調整した後のオッズ比は2.45であり、これは記憶愁訴が無い者（記憶愁訴が「全く無い」あるいは「ごくまれにある」と回答した者）と比較して、記憶愁訴を有する者（記憶愁訴が「ときどきある」あるいは「しおっちょうある」と回答した者）が「認知機能低下（有り）」である可能性は2.45倍高いことを意味している。

断面調査の結果を用いて記憶愁訴と認知機能低下の関連を見出した研究には以下があげられる。地域在住の65歳から101歳の高齢者2,726人を対象としたGagnon²¹⁾は、ベントン視覚記録検査³¹⁾およびウェクスラー記憶検査改訂版（WMS-R）対連合学習検査³²⁾を用いて認知機能を測定し、記憶愁訴と認知機能低下の関連について検討した。その結果、両者間には有意な関連が認められ、認知

機能低下者は記憶愁訴を有する傾向が強かった。地域在住の65歳から84歳の高齢者511人を対象としたJonker²⁶⁾は、MMSEを用いて認知機能を測定し、記憶愁訴と認知機能低下の関連について検討した。その結果、年齢、性別、知能検査得点により値を調整してもなお両者間には有意な関連が認められ、認知機能低下者は記憶愁訴を有する傾向が強かった。地域在住の75歳から95歳の高齢者1,435人を対象としたPalmer³³⁾は、年齢および教育歴を考慮したうえでMMSE総得点により認知機能低下者を選別し、記憶愁訴と認知機能低下の関連について検討した。その結果、両者間には有意な関連が認められ、認知機能低下者は記憶愁訴を有する傾向が強かった。

上記先行研究では記憶愁訴と認知機能低下の関連について男女を込みにして検討しているため、これらと男女別に解析を行った本研究結果とを直接的に比較することは困難であるが、男性において記憶愁訴と認知機能低下の関連が認められたという結果は、上記先行研究結果に一致し、記憶愁訴が認知機能低下の有用かつ簡便な指標となる可能性が示された。縦断的調査結果を用いた先行研究は、記憶愁訴が数年後の認知機能低下の発生を予測することを見出している^{12,24,33,34)}。本研究においても数年後に追跡調査を行い、記憶愁訴の認知機能低下に対する予測的妥当性(predictive validity³⁵⁾)について明らかにすることが今後の課題となる。

しかしながら本研究では、女性において、記憶愁訴と認知機能低下の関連は認められなかった。これは、女性において、認知機能の主観的評価である記憶愁訴と、認知機能の客観的評価である認知機能低下(MMSE総得点が24点未満で定義)が一致しなかったことを意味する。その理由の一つとして以下が考えられる。女性は男性に比して、情緒的に不安定で、また自身の疾病をより重篤なものと判断する傾向が強い³⁶⁾。それゆえ女性では、客観的評価では認知機能が正常であるにも関わらず、主観的には認知機能が低下していると判断するといった、両指標間における不一致が生じやすかったことが考えられる。

本研究では、記憶愁訴とうつ傾向の関連は男女ともに見いだされなかった。先行研究と本研究間における結果の差異は、うつ傾向を測定する尺度

に起因する可能性が考えられる。先行研究では、Center for Epidemiologic Studies—Depression Scale(CES-D)やGeneral Health Questionnaire(GHQ)等のように、うつ症状の程度を定量化可能な尺度を使用しているのに対し^{12,21,24,25,27)}、本研究では、大うつ病のスクリーニングに用いられる尺度を利用してうつ傾向の定義を行ったため、値のとり得る範囲が小さく、両者間の関連が認められにくかったと考えられる。うつ傾向は記憶愁訴と認知機能低下の間に介在する重要な交絡要因である¹¹⁾。それゆえ、記憶愁訴と認知機能低下の関連について詳細に検討する際には、うつ症状の程度を定量化可能な尺度を合わせて実施する必要があると考えられる。

V 結 語

本研究は、地域在宅高齢者を対象として行った断面調査の結果を用いて、地域在宅高齢者が抱える記憶愁訴の実態を把握することを目的とした。

記憶愁訴の出現頻度は、「ときどきある」もしくは「しあわせある」と回答した者が、男性では、26.8%、女性では、31.6%であった。

記憶愁訴の主症状について分類したところ、「人名を忘れる」が全体の約1/4、「物品をどこに置いたか(しまったか)忘れる」が約1/5、「物品をどこかに置き忘れてくる」が約15%を占めた。また、展望的記憶に関する愁訴が全体の約1/4を占めることが明らかになった。

記憶愁訴の関連要因の探索を行ったところ、男性では、健康度自己評価、認知機能低下において、女性では、聴覚機能障害、健康度自己評価において、それぞれ記憶愁訴との関連が認められた。このことから、記憶愁訴は、認知機能以外の要因からも影響を受け生じることが示唆された。また、男性において、記憶愁訴と認知機能低下の関連が認められたことから、男性では、記憶愁訴が認知機能低下の有用かつ簡便な指標として機能する可能性が示された。今後は数年後に追跡調査を行い、記憶愁訴の認知機能低下に対する予測的妥当性について明らかにすることが課題となる。

本研究における対象者は健診の受診者であり(健診受診率43.5%)、一般的な地域在宅高齢者と比較すると健康状態が良いと考えられるため、知

見の一般化には注意を要する。こうした知見の限界があるものの、本研究は地域在宅高齢者における記憶愁訴の実態を明らかにした国内では数少ない研究のひとつである。

本研究は、厚生労働科学研究費補助金（長寿科学総合研究事業 H14-長寿-006「寝たきり予防を目的とした老年症候群発生予防の検診（「お達者健診」）の実施と評価に関する研究」（主任研究者 鈴木隆雄））による助成を受けた。

（受付 2004. 4. 9）
（採用 2004.11.15）

文 献

- 1) 国立社会保障・人口問題研究所. 日本の将来推計人口（平成14年1月推計）. 東京. 2002.
- 2) 大塚俊男. 日本における痴呆性老人数の将来推計. 日本精神科病院協会雑誌 2001; 20: 841-845.
- 3) 鈴木隆雄, 岩佐一, 吉田英世, 他. 地域高齢者を対象とした要介護予防のための包括的健診（「お達者健診」）についての研究 1.受診者と非受診者の特性について. 日本公衆衛生雑誌 2003; 50: 39-48.
- 4) 岩佐一, 鈴木隆雄, 吉田英世, 他. 地域在宅高齢者における高次生活機能を規定する認知機能について：要介護予防のための包括的健診（「お達者健診」）についての研究(2). 日本公衆衛生雑誌 2003; 50: 950-958.
- 5) 鈴木隆雄, 岩佐一, 吉田英世, 他. 地域高齢者における転倒と転倒恐怖感についての研究：要介護予防のための包括的健診（「お達者健診」）調査より. オステオボローシスジャパン 2004; 12, 115-118.
- 6) Folstein MF, Folstein SE, McHugh PR. "Mini-Mental State": A practical Method for grading the cognitive state of patients for the clinician. Journal of Psychiatric Research 1975; 12: 189-198.
- 7) 大塚俊男, 本間昭. 高齢者のための知的機能検査の手引き. 東京：ワールドプランニング, 1991; 35-38.
- 8) 本間昭, 福沢一吉, 塚田良雄, 他. Alzheimer's Disease Assessment Scale (ADAS) 日本版の作成. 老年精神医学雑誌 1992; 3: 647-655.
- 9) Solomon PR, Hirschhoff A, Kelly B et al. A 7 minute neurocognitive screening battery highly sensitive to Alzheimer's disease. Archives of Neurology 1998; 55: 349-355.
- 10) 柳川洋, 中村好一. 公衆衛生マニュアル（2004年版）. 東京：南山堂, 2004; 55-60.
- 11) Jonker C, Geerlings MI, Schmand B. Are memory complaints predictive for dementia? A review of clinical

and population-based studies. International Journal of Geriatric Psychiatry 2000; 15: 983-991.

- 12) Turvey CL, Schultz S, Arndt S et al. Memory complaint in a community sample aged 70 and older. Journal of American Geriatric Society 2000; 48: 1435-1441.
- 13) Cutler SJ, Grams AE. Correlates of self-reported everyday memory problems. Journal of Gerontology: Social Sciences 1988; 43: S82-S90.
- 14) Tombaugh TN, McIntyre NJ. The Mini-Mental State Examination: A comprehensive review. Journal of American Geriatric Society 1992; 40: 922-935.
- 15) Sheehan DV, Lecrubier Y, Sheehan KH et al. The Mini-International Neuropsychiatric Interview (M.I.N.I): The development and validation of a structured diagnostic psychiatric interview for DSM-IV and ICD-10. Journal of Clinical Psychiatry 1998; 59 (suppl 20): 22-33.
- 16) 鈴木竜世, 野畠綾子, 金直淑, 他. 職域のうつ病発見および介入における質問紙法の有用性検討. 精神医学 2003; 45: 699-708.
- 17) 古谷野亘, 柴田博, 中里克治, 他. 地域老人における活動能力の測定—老研式活動能力指標の開発—. 日本公衆衛生雑誌 1987; 3: 109-114.
- 18) Tobianski R, Blizzard R, Livingston G et al. The Gospel Oak Study stage IV: the clinical relevance of subjective memory impairment in older people. Psychological Medicine 1995; 25: 779-786.
- 19) Schmand B, Jonker C, Hooiker C et al. Subjective memory complaints may announce dementia. Neurology 1996; 46: 121-125.
- 20) 長田由紀子, 下仲順子, 中里克治, 他. 高齢者の記憶能力の自己評価法の開発. 老年社会科学 1997; 18: 123-133.
- 21) Gagnon M, Dartigues JF, Mazaux JM et al. Self-reported memory complaints and memory performance in elderly French community residents: Results of the PAQUID research program. Neuroepidemiology 1994; 13: 145-154.
- 22) O'Connor DW, Pollitt PA, Roth M et al. Memory complaints and impairment in normal, depressed and demented elderly persons identified in a community survey. Archives of General Psychiatry 1990; 47: 224-227.
- 23) Geerlings MI, Jonker C, Bouter LM et al. Association between memory complaints and incident Alzheimer's disease in elderly people with normal baseline cognition. American Journal of Psychiatry 1999; 156: 531-537.
- 24) Schofield PW, Marder K, Dooneief G et al. Association of subjective memory complaints with subsequent cognitive decline in community-dwelling elderly in-

- dividuals with baseline cognitive impairment. American Journal of Psychiatry 1997; 154: 609-615.
- 25) Basset SS, Folstein MF. Memory complaint, memory performance, and psychiatric diagnosis: A community study. Journal of Geriatric Psychiatry and Neurology 1993; 6: 105-111.
- 26) Jonker C, Launer LJ, Hooijer C et al. Memory complaints and memory impairment in older individuals. Journal of American Geriatric Society 1996; 44: 44-49.
- 27) Schmand B, Jonker C, Geerings MI et al. Subjective memory complaints in the elderly: Depressive symptoms and future dementia. British Journal of Psychiatry 1997; 171: 373-376.
- 28) 渡辺はま, 岩佐 一, 横田正夫, 他. てんかん患者における展望的記憶. 臨床精神医学 2000; 29: 549-556.
- 29) Gould, ON, McDonald-Miszczak L, King B. Metacognition and medication adherence: how do older adults remember? Experimental Aging Research 1997; 23: 315-342.
- 30) Huppert FA, Beardsall L. Prospective memory impairment as an early indicator of dementia. Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology 1993; 15: 805-821.
- 31) Benton AL. The revised visual retention test: Clinical and experimental applications (4th ed.). New York: Psychological Corporation, 1974.
- 32) 杉下守弘. 日本版ウェクスラー記憶検査法. 東京: 日本文化科学社, 2001.
- 33) Palmer K, Wang HX, Backman L et al. Differential evolution of cognitive impairment in nondemented older persons: Results from the Kungsholmen project. American Journal of Psychiatry 2002; 159: 436-442.
- 34) Johansson B, Allen-Burge R, Zarit SH. Self-reports on memory functioning in a longitudinal study of the oldest old: relation to current, prospective, and retrospective performance. Journal of Gerontology: Psychological Sciences 1997; 52B: P139-P146.
- 35) 中島義明, 安東清志, 子安増生, 他. 心理学辞典. 東京: 有斐閣, 1999; 868.
- 36) Briscoe ME. Sex differences in perception of illness and expressed life satisfaction. Psychological Medicine 1978; 8: 339-345.

MEMORY COMPLAINTS AMONG COMMUNITY-DWELLING
ELDERLY IN JAPAN: COMPREHENSIVE HEALTH EXAMINATION
FOR THE COMMUNITY ELDERLY FOR PREVENTION OF
THE GERIATRIC SYNDROME AND A BED-RIDDEN STATE
(“OTASHA-KENSHIN”) PART III.

Hajime IWASA^{1,*}, Takao SUZUKI^{2*}, Yuko YOSHIDA^{2*}, Hideyo YOSHIDA^{2*},
Hunkyung KIM^{2*}, Taketo FURUNA^{2*}, and Miho SUGIURA^{2*}

Key words : memory complaints, community-dwelling elderly, cognitive decline, prospective memory

Purpose Previous studies have indicated that memory complaints may predict cognitive decline and dementia among the elderly. The present study was therefore conducted to clarify memory complaint characteristics among elderly dwelling in an urban community in Japan.

Method The participants analyzed in the present study were 453 men and 385 women aged 70 to 84 years living in an urban Japanese community. Data on problems related to memory complaints, cognitive decline (below 24 points on Mini-Mental State Examination), depression (measured by Mini-International Neuropsychiatric Interview), hearing and vision problems, I-ADL (measured by TMIG Index of Competence), self-rated health, age, sex, and years of education were collected at a comprehensive mass health examination for the elderly (“*Otasha-kenshin*”).

Results and Discussion Twenty-seven percent of male respondents and 32% of female respondents reported having current trouble remembering things (reported as “frequently” or “sometimes”).

We collected specific descriptions of the memory complaint difficulties the subjects were experiencing. A quarter of the responses indicated problems with forgetting persons’ names, a fifth with forgetting where things had been left, 15% with leaving things behind, and a quarter with prospective memory failure.

The results of multivariate logistic regression analysis to explore correlates showed that in men self-rated health and cognitive decline, and in women hearing problems and self-rated health were significantly and independently related to the memory complaint. These findings suggest that in addition to cognitive decline, self-rated health and hearing problems may influence memory complaints, and that memory complaints in men may be a reliable, simple indicator of cognitive decline. We now need to carry out a longitudinal study to clarify predictive validity.

* Japan Foundation for Aging and Health

^{2*} Department of Epidemiology and Health Promotion, Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology.

〈原 著〉

都市部在宅中高年者における7年間の生命予後に及ぼす主観的幸福感の影響

岩佐 一¹⁾²⁾ 河合千恵子³⁾ 権藤 恭之³⁾ 稲垣 宏樹²⁾ 鈴木 隆雄²⁾

〈要 約〉 【目的】本研究は、都市部在宅中高年者を対象として、7年間の観察期間中における主観的幸福感と生命予後の関連について性別に検討することを目的とした。【方法】10年間にわたる長期縦断研究(TMIG-LISA 心理班)参加コホートのうち、2,447名(男性 1,034名、女性 1,413名)を分析対象とした。1993年から2000年まで7年間の観察期間中における生存時間(単位:年)を算出し生命予後の指標とした。主観的幸福感(PGC モラール総得点)、年齢、教育年数、一年間の入院有無、治療中の生活習慣病有無、同居者有無を1993年時点で測定・聴取した。【結果】2000年時点における生存状況の確認を行ったところ、生存 2,006名、死亡 183名、中途脱落 258名であった。主観的幸福感の平均値は、男性 12.3 ± 3.2 点、女性 11.9 ± 3.5 点であった。年齢、教育年数、一年間の入院有無、治療中の生活習慣病有無、同居者有無を調整した共分散分析を行ったところ、性差は有意でなかった。主観的幸福感の関連要因について主観的幸福感を目的変数とする重回帰分析により性別に検討したところ、男女ともに教育年数、治療中の生活習慣病有無、一年間の入院有無、同居者有無において有意な関連が認められ、さらに男性において年齢で有意な関連が認められた。主観的幸福感と生命予後の関連について、年齢、教育年数、一年間の入院有無、治療中の生活習慣病有無、同居者有無を調整したCox 比例ハザードモデルにより性別に検討したところ、男女ともに、主観的幸福感と生命予後に有意な関連が認められ、主観的幸福感が低いほど生命予後が不良であった。【結論】中高年期において、主観的幸福感は生命予後の予測因子として有効であることが示唆された。

Key words : 主観的幸福感、生命予後、中高年期、Cox 比例ハザードモデル

(日老医誌 2005; 42: 677-683)

緒 言

人口の高齢化が進むわが国および諸外国では、近年、高齢者の健康寿命の延伸やQOLの向上に大きな関心が向けられるようになった。Palmore⁴⁾によれば、「健やかな老い (Successful Aging)」の達成のためには、長命であることや障害が無く健康であることの他に、自己の人生に対して満足し幸福であることが必要である。人が自らの人生や生活に抱いている主観的な充足感のことを「主観的幸福感」と呼び²⁾、これまでに高齢者のQOLの心理的側面における指標として、老年学領域の数多くの研究で検討が行われてきた^{3)~7)}。主観的幸福感は、様々な要因によって規定されることが報告されている。30年間にわたる主観的幸福感の研究を総括したLarson⁸⁾は、主観的幸福感の関連要因のうち、身体的健康や機能状態との関連が最も強く、次いで、就業状況、収入、教

育年数などの社会経済的状況および活動性・社会参加との関連が強いと結論付けている。濱島⁹⁾は、主観的幸福感に関する研究のレビューを行い、高齢者の主観的幸福感へ影響を与える要因として、年齢、婚姻、職業、経済状態、身体的健康、活動性と社会参加、老人ホームへの居住をあげている。また、主観的幸福感は生命予後と関連することが報告されている。Maier ら¹⁰⁾は、70歳~103歳における地域高齢者を対象として検討を行い、社会属性変数(教育歴、収入、性別、年齢、婚姻状況)や健康状態、認知機能、性格特性、社会関係性といった交絡因子の影響を排除してもなお、主観的幸福感が生命予後にに対する予測因子として作用することを明らかにした。

本研究は、都市部在宅中高年者を対象とし、主観的幸福感の性差の検討、主観的幸福感の関連要因の探索、および7年間の観察期間中における生命予後と主観的幸福感の関連について検討することを目的とした。

対象と方法

1. 対象者

1991年から2000年まで10年間にわたり東京都板橋区に在宅する中高年者(1991年時点で50歳~74歳)を

1) H. Iwasa : 日本大学文学研究科

2) H. Iwasa, H. Inagaki, T. Suzuki : 東京都老人総合研究所 自立促進と介護予防研究チーム

3) C. Kawaai, Y. Gondo : 同 福祉と生活ケア研究チーム
受付日 : 2004.12.20, 採用日 : 2005. 5. 25

表1 1993年時点の対象者基本属性

	男性	女性	検定
人数(人)	1,034	1,413	—
年齢(歳)	62.6 ± 6.8	62.6 ± 6.8	ns
年齢範囲(歳)	52~77	52~77	—
教育年数(年)	11.6 ± 3.2	10.3 ± 2.4	**
治療中の生活習慣病有無(有り %)	27.7	25.6	ns
高血圧(有り %)	16.9	16.0	ns
脳血管性疾患(有り %)	0.9	1.2	ns
心疾患(有り %)	6.7	6.2	ns
糖尿病(有り %)	6.4	4.0	**
がん(有り %)	0.7	0.4	ns
一年間の入院有無(有り %)	9.1	6.7	*
同居者有無(無し %)	5.3	13.2	**
健康度自己評価(悪い %)	17.8	21.5	*

ns = not significant, ** P < 0.01, * P < 0.05

治療中の生活習慣病有無は、高血圧、脳血管疾患、心疾患、糖尿病、がんのうちいずれかひとつ以上治療中の場合に、「治療中の生活習慣病(有り)」とした。健康度自己評価は4件法(「とても健康だと思う」、「まあ健康だと思う」、「あまり健康でないと思う」、「健康でないと思う」)で聴取し、「あまり健康でないと思う」もしくは「健康でないと思う」と回答した者に1を、「とても健康だと思う」、「まあ健康だと思う」と回答した者に0を与え整理した。

対象として実施した長期縦断研究(「中年からの老化予防総合的長期追跡研究(TMIG-LISA)心理班」)¹¹の参加コホートを対象とした。調査開始時点である1991年(平成3年)10月1日現在の板橋区の総人口は507,073名(男性255,238名、女性251,835名)、このうち、50歳から74歳の人口は、126,173名(24.9%、男性58,996名、女性67,117名)であった。1991年10月1日時点の住民基本台帳に記載された住所から等間隔抽出法によりほぼ28名おきに4,510名をサンプリングした。第1回目調査における有効票は3,097であった。このうち、予め調査不能と判明している22名(死亡、国外転出、協力拒否等)を除いた3,075名を対象として第2回目調査を1993年に実施したところ、2,487名が参加した(80.9%;男性1,055名、女性1,432名)。本研究では、これら第2回目調査の参加者から、教育年数が不明であった32名、主観的幸福感に欠損値のある者8名を除外し、2,447名(男性1,034名、女性1,413名)を観察コホートとし、2000年10月まで7年間の生命予後を追跡した。観察開始時点(ベースライン)を1993年としたのは、第1回目調査時点での死亡は、縦断調査開始以前に発生した要因の影響を受け生起する可能性が高いため、その影響を排除する必要があると判断したためである。1991年時点と1993年時点における対象者の年齢および性別の構成比に大きな差異は認められなかったことから¹¹、第2回目調査時点におけるサンプルの代表性はほぼ維持されてい

たことが考えられる。

性別で対象者を二分した(男性1,034名、女性1,413名)。表1は1993年時点における対象者の基本属性(各群における人数、平均年齢、年齢範囲、平均教育年数、治療中の生活習慣病(高血圧、脳血管疾患、心疾患、糖尿病、がん)の有無、一年間に入院した者の割合、同居者有無、健康度自己評価)についてまとめたものである。連続量はt検定、離散量は χ^2 検定によって性差を検討したところ、女性は男性に比べ、教育年数が短く($p<0.01$)、糖尿病を治療中の者が少なく($p<0.01$)、一年以内に入院した者が少なく($p<0.05$)、独居者が多く($p<0.01$)、健康度自己評価が悪い者が多かった($p<0.05$)。これらの性差は、この年齢層における一般的傾向を示していると考えられ、サンプルの代表性を考える上でとくに問題となる箇所は認められなかった。

2. 生存時間の算出:

観察コホートに対して、1993年10月から2000年10月まで、1年に1回の訪問調査を計8回実施した。よって観察期間中の生存状況の確認は、1年に1回実施された。1993年から2000年までの7年間の観察期間内における生存時間(単位:年)を算出し、生命予後の指標とした。2000年度調査に参加した者は、生存時間7年とした。

観察期間中に死亡が確認された者は、死亡が確認された年度よりも半年前に死亡したと便宜上仮定し、死亡確

認年と観察開始時点（1993年）の差からさらに0.5年を減じ、生存時間とした。こうした手続きをとったのは、死亡年月日の特定が困難であったためである。

観察期間中に調査を中途脱落した者については、郵送による問い合わせと住民基本台帳確認によって2000年時点での生存状況の確認を行った。生死不明であった258名は、対象者ごとの最終調査参加年で観察を打ち切り、生存時間を算出した。

3. 調査項目：

2回目調査（1993年）で聴取したPGCモラールスケール総得点を主観的幸福感の指標として用いた³⁾。この尺度は、「現在の生活に満足していますか?」「今、若い頃と同じくらい幸せだと思いますか?」等の17項目から構成され、各項目について、「はい」もしくは「いいえ」の二者択一で回答を求めた。「はい」と回答した項目について1点を与え、その合計値を算出し、「主観的幸福感」得点とした。得点範囲は0点から17点であり、得点が高いほど主観的幸福感が高いことを意味する。

その他、年齢、教育年数、治療中の生活習慣病有無、一年間の入院有無、同居者有無、健康度自己評価等の項目を聴取した。治療中の生活習慣病有無は、高血圧、脳血管疾患、心疾患、糖尿病、がんのうちいざれかひとつ以上治療中の場合に、「治療中の生活習慣病（有り）」とした。同居者有無は、「独居」に1を、「同居者有り」に0を与えて整理した。健康度自己評価は4件法（「とても健康だと思う」、「まあ健康だと思う」、「あまり健康でないと思う」、「健康でないと思う」）で回答を求め、「あまり健康でないと思う」もしくは「健康でないと思う」と回答した者に1を、「とても健康だと思う」、「まあ健康だと思う」と回答した者に0を与えて整理した。なお、治療中の生活習慣病有無、一年間の入院有無、同居者有無、健康度自己評価は2回目調査（1993年）で聴取したデータを使用した。

4. 解析方法：

主観的幸福感の平均値および標準偏差を性別に算出した。主観的幸福感の性差をt検定および共分散分析により検討した。主観的幸福感の性差を検討するさいには、諸要因が交絡因子として作用することが考えられるため、年齢、教育年数、治療中の生活習慣病有無、一年間の入院有無、同居者有無を共変量する共分散分析を行った。

主観的幸福感の関連要因の探索を目的として、主観的幸福感を目的変数、年齢、教育年数、治療中の生活習慣病有無、一年間の入院有無、同居者有無をそれぞれ説明変数とする重回帰分析を性別に行った。説明変数はモ

ルに同時投入した。主観的幸福感の関連要因は性別によって異なることが報告されていることから⁴⁾、性別に分析を行った。

主観的幸福感と生命予後の関連については、観察期間中における生存時間を目的変数、主観的幸福感を説明変数とするCoxの比例ハザードモデルを性別に実施することにより検討した。モデル1では年齢を、モデル2では年齢に加え、教育変数、治療中の生活習慣病有無、一年間の入院有無、同居者有無を、モデル3では年齢、教育年数、治療中の生活習慣病有無、一年間の入院有無、同居者有無に加え、健康度自己評価を調整変数としてモデルに同時投入した。上記解析において、調整因子として使用した、年齢、教育年数、治療中の生活習慣病有無、一年間の入院有無、同居者有無、健康度自己評価はそれぞれ、生命予後と主観的幸福感の関連を検討するさいには交絡因子として作用すると考えられたため、これらの変数の影響を排除したうえで生命予後と主観的幸福感の関連を評価した。治療中の生活習慣病有無および一年間の入院有無は、客観的な健康状態の指標として使用した。健康状態が悪いことは生命予後を不良とする危険因子であり、主観的幸福感を低める要因である⁵⁾⁹⁾。一人暮らしであることは、生命予後を不良とし¹²⁾、主観的幸福感を低下させる要因である⁸⁾⁹⁾。教育年数は教育歴の指標として使用した。教育歴は、主観的幸福感の関連要因であり⁸⁾、生命予後を不良とする危険因子である¹³⁾。健康度自己評価は、主観的幸福感の関連要因であり^{4)~6)}、生命予後を不良とする危険因子である¹⁴⁾。Cox比例ハザードモデルではEXACT法を使用した。また、性別に主観的幸福感の平均値で対象者を2分割したうえで2重対数プロットを出し、視覚的に比例ハザード性を確認した。また、わが国の高齢者における平均寿命は大きな性差があること、生命予後の予測因子には性別に作用が異なるものが存在すること¹⁵⁾、から性別に解析することが妥当であると判断した。

上記すべての解析には統計パッケージSAS（Version 9.1）を使用した。

5. 倫理的配慮：

本研究は東京都老人総合研究所の倫理委員会の承認を受けて実施した。本調査実施に先立ち、調査主旨について説明すると共に、本調査は強制ではないこと、調査途中でも回答を中止できること、本調査への協力を拒否しても対象者には不利益は生じないことを調査対象者に伝えた。転帰情報を確認する目的で行った住民基本台帳の閲覧に際しては、板橋区の承認を得て実施した。

表2 主観的幸福感の関連要因

説明変数	男性	女性
年齢	0.08 **	0.03
教育年数	0.10 **	0.09 **
治療中の生活習慣病有無 (1: 有, 0: 無)	- 0.06 *	- 0.13 **
一年間の入院有無 (1: 有, 0: 無)	- 0.13 **	- 0.11 **
同居者有無 (1: 独居, 0: 同居)	- 0.20 **	- 0.11 **
決定係数 (R^2)	0.07 **	0.06 **

** P < 0.01, * P < 0.05

表中数値は標準回帰係数 (β) を示す。

表3 7年間の生存状況

	男性	女性	全体	
生存	n %	808 (78.1%)	1,198 (84.8%)	2,006 (81.9%)
死亡	n %	116 (11.2%)	67 (4.7%)	183 (7.5%)
中途脱落	n %	110 (10.6%)	148 (10.5%)	258 (10.5%)

2000年度調査時点での生存状況が不明な者は、郵送による問い合わせと住民基本台帳確認によって2000年時点における転帰情報の確認を行った。

結果

1. 主観的幸福感平均値の性別比較：

主観的幸福感の平均値および標準偏差は、男性で 12.3 ± 3.2 点、女性で 11.9 ± 3.5 点であった。

主観的幸福感の性差について検討するため、t検定を行ったところ、有意な性差が認められ ($p < 0.01$)、女性の主観的幸福感が男性のそれよりも低かった。次に共分散分析を行ったところ、性別の効果は有意でなく、主観的幸福感の性差は認められなかった。

2. 主観的幸福感の関連要因の探索：

主観的幸福感の関連要因を検討するため、重回帰分析を性別に行った(表2)。主観的幸福感と有意な関連を示したのは、男性では、年齢 ($\beta = 0.08$, $p < 0.01$)、教育年数 ($\beta = 0.10$, $p < 0.01$)、治療中の生活習慣病有無 ($\beta = -0.06$, $p < 0.05$)、一年間の入院有無 ($\beta = -0.13$, $p < 0.01$)、同居者有無 ($\beta = -0.20$, $p < 0.01$)、女性では、教育年数 ($\beta = 0.09$, $p < 0.01$)、治療中の生活習慣病有無 ($\beta = -0.13$, $p < 0.01$)、一年間の入院有無 ($\beta = -0.11$, $p < 0.01$)、同居者有無 ($\beta = -0.11$, $p < 0.01$) であった。なお決定係数 (R^2) は、男性で 0.07 ($p < 0.01$)、女性で 0.06 ($p < 0.01$) であった。

3. 7年間の追跡状況：

郵送による問い合わせと住民基本台帳確認によって2000年時点における生存状況の確認を行ったところ、生存 2,006 名(男性 808 名、女性 1,198 名)、死亡 183 名(男性 116 名 (11.2%), 女性 67 名 (4.7%))、中途脱落 258 名(男性 110 名 (10.6%), 女性 148 名 (10.5%))であった(表3)。

4. 主観的幸福感と生命予後の関連：

主観的幸福感と生存時間の関連について、Cox 比例ハザードモデルを用いて、性別に検討を行った(表4)。なお、主観的幸福感における Risk Ratio (RR) は、主観的幸福感 1SD の減少に対応する値を算出した。年齢および教育年数は1年増加あたりの RR を算出した。

モデル1では、主観的幸福感、年齢をモデルに同時投入した。生命予後と有意な関連が認められた変数は、男性が、主観的幸福感 ($RR = 1.41$, 95% 信頼区間: 1.18~1.63, $p < 0.01$) および年齢 ($RR = 1.11$, 95% 信頼区間: 1.08~1.14) であり、女性が、主観的幸福感 ($RR = 1.50$, 95% 信頼区間: 1.19~1.83) および年齢 ($RR = 1.09$, 95% 信頼区間: 1.05~1.13) であった。

モデル2では、主観的幸福感、年齢に加え、教育年数、一年間の入院有無、治療中の生活習慣病有無、同居者有無をモデルに同時投入した。生命予後と有意な関連が認められた変数は、男性が、主観的幸福感 ($RR = 1.26$, 95% 信頼区間: 1.07~1.46, $p < 0.01$)、年齢 ($RR = 1.09$, 95% 信頼区間: 1.05~1.12, $p < 0.01$)、教育年数 ($RR = 0.88$, 95% 信頼区間: 0.83~0.94, $p < 0.01$)、一年間の入院有無 ($RR = 2.46$, 95% 信頼区間: 1.59~3.80, $p < 0.01$)、同居者有無 ($RR = 2.30$, 95% 信頼区間: 1.29~4.10, $p < 0.01$)、女性が、主観的幸福感 ($RR = 1.44$, 95% 信頼区間: 1.15~1.83, $p < 0.01$)、年齢 ($RR = 1.07$, 95% 信頼区間: 1.03~1.12, $p < 0.01$)、一年間の入院有無 ($RR = 3.24$, 95% 信頼区間: 1.78~5.90, $p < 0.01$) であった。

モデル3では、主観的幸福感、年齢、教育年数、一年

表4 主観的幸福感および諸要因と生命予後の関連

説明変数	男性 (n = 1,034)			女性 (n = 1,413)		
	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 1	モデル 2	モデル 3
主観的幸福感	1.41 **	1.26 **	1.10	1.50 **	1.44 **	1.29 **
年齢	1.11 **	1.09 **	1.08 **	1.09 **	1.07 **	1.08 **
教育年数	—	0.88 **	0.88 **	—	0.93	0.93
治療中の生活習慣病有無 (1: 有, 0: 無)	—	1.32	1.11	—	0.75	0.66
一年間の入院有無 (1: 有, 0: 無)	—	2.46 **	2.17 **	—	3.24 **	2.45 **
同居者有無 (1: 独居, 0: 同居)	—	2.30 **	2.24 **	—	0.74	0.72
健康度自己評価 (1: 悪い, 0: 良い)	—	—	2.37 **	—	—	2.31 *

** P < 0.01, * P < 0.05

モデル 1 は年齢を、モデル 2 は年齢、教育年数、一年間の入院有無、治療中の生活習慣病有無、同居者有無を、モデル 3 では年齢、教育年数、一年間の入院有無、治療中の生活習慣病有無、同居者有無、健康度自己評価を同時投入して値を調整した。

表中数値は Risk Ratio を示す。主観的幸福感における Risk Ratio は、主観的幸福感 1SD の減少に対応する値を算出した。

間の入院有無、治療中の生活習慣病有無、同居者有無に加え、健康度自己評価をモデルに同時投入した。生命予後と有意な関連が認められた変数は、男性が、年齢 (RR = 1.08, 95% 信頼区間 : 1.05~1.11, p < 0.01)、教育年数 (RR = 0.88, 95% 信頼区間 : 0.83~0.94, p < 0.01)、一年間の入院有無 (RR = 2.17, 95% 信頼区間 : 1.39~3.37, p < 0.01)、同居者有無 (RR = 2.24, 95% 信頼区間 : 1.25~4.02, p < 0.01)、健康度自己評価 (RR = 2.37, 95% 信頼区間 : 1.53~3.67, p < 0.01)、女性が、主観的幸福感 (RR = 1.29, 95% 信頼区間 : 1.04~1.62, p < 0.01)、年齢 (RR = 1.08, 95% 信頼区間 : 1.03~1.12, p < 0.01)、一年間の入院有無 (RR = 2.45, 95% 信頼区間 : 1.31~4.60, p < 0.01)、健康度自己評価 (RR = 2.31, 95% 信頼区間 : 1.29~4.11, p < 0.01) であった。

なお、試みに中途脱落者 258 名を除いて同様の分析を行ったが、結果に大きな違いは認められなかった。

考 察

本研究は、都市部在宅中高年者を対象として、主観的幸福感の性差、主観的幸福感の関連要因の探索、7 年間の観察期間中における生命予後と主観的幸福感の関連について検討することを目的とした。

1. 主観的幸福感の性差：

在宅高齢者を対象とし主観的幸福感を測定した先行研究結果では、西村ら¹⁶⁾は男性 11.3~12.4 点、女性 11.2~11.4 点、長田ら⁴⁾は、男性 13.1 点、女性 12.4 点、福田ら¹⁷⁾は、男性 11.6 点~11.7 点、女性 10.2 点~11.2 点であり、本研究結果における主観的幸福感の平均値は先行研究結果と比較して大きな相違は無いことが示された。

t 検定の結果から、女性の主観的幸福感は男性のそれよりも低く、主観的幸福感に有意な性差が認められた。

これは、主観的幸福感に性差を見出した福田ら¹⁷⁾、長田ら⁴⁾と一致した。しかしながら、交絡因子による影響を調節した共分散分析の結果からは、有意な性差は認められなかった。主観的幸福感は、健康状態、同居者有無、教育歴から影響を受ける⁸⁾⁹⁾。また、表 1 から、教育年数、健康状態、同居者有無には性差が認められた。上記より、本研究で認められた主観的幸福感の性差は、主観的幸福感それ自体の性差というよりも、健康状態、同居者有無、教育歴など主観的幸福感における関連要因の性差によって規定されていることが示唆された。

2. 主観的幸福感の関連要因：

主観的幸福感の関連要因を重回帰分析により探索した。男女とも、教育年数が有意な正の関連を示し、治療中の生活習慣病有無、一年間の入院有無、同居者有無が有意な負の関連を示した。年齢は男性においてのみ有意な正の関連を示した。

男性では、年齢が高いほど主観的幸福感は高いことが示された。健康状態の悪化、自らの死への不安、経済状態の悪化、近親者との死別など中高年期において経験しやすい様々な喪失体験にも関わらず、男性では、年齢を経るにつれて心理的適応が進み、主観的幸福感が向上することが考えられる。しかしながら、女性ではこうした傾向は認められず、主観的幸福感に対する年齢の影響は認められなかった。加齢に伴う心理的適応が女性で進みにくいくことが推測される。今後は、縦断的データ解析を通じて主観的幸福感の加齢変化について詳細に検討していくことが課題である。

教育歴の高い者ほど主観的幸福感が高かった。これは、Edwards ら¹⁸⁾と一致した。教育年数は、経済状況などを経由して間接的に主観的幸福感に影響を与えることが考えられる。また、教育歴が高い者の方が抽象的思考が可

能であり、加齢に伴う健康状態悪化に関わらず、主観的幸福感が維持されるというより心理的適応が進んだ状態となる可能性が考えられた。

治療中の生活習慣病有無と一年間の入院有無は、主観的幸福感に対して負の関連を示した。健康状態悪化によって主観的幸福感は低下することが知られており⁸⁾⁹⁾、本研究結果は先行研究結果と一致した。

同居者有無は男女とも主観的幸福感に対して負の関連を示し、独居であることが主観的幸福感を低める要因であることが示された。離婚・死別・未婚により配偶者の無い者は主観的幸福感が低い傾向にあることは知られており⁸⁾⁹⁾、本研究結果は先行研究に一致した。さらに、本研究では、男性においてより強い関連が認められた。

3. 生命予後の予測因子としての主観的幸福感：

年齢を調整し主観的幸福感と生命予後の関連を検討したところ(モデル1)、男女とも有意な関連が認められ、主観的幸福感が低いほど生命予後を不良とした。これは年齢とは独立して主観的幸福感が生命予後に対して影響を及ぼしていることを意味する。

次に、年齢に加え、教育年数、健康状態、同居者有無の影響を排除したモデル2では、男女とも有意な関連が認められ、主観的幸福感が低いほど生命予後を不良とした。この結果は、70歳～103歳高齢者を対象として主観的幸福感と生命予後に関連を見出したMaierら¹⁰⁾と一致した。

さらには、上記交絡因子に加え健康度自己評価の影響を排除したモデル3では、女性においてのみ両者間の関連が有意となり、主観的幸福感が低いほど生命予後を不良とした。健康度自己評価は生命予後に対する予測因子であること¹⁴⁾、健康度自己評価と主観的幸福感には強い正の相関関係が存在することから^{4)～6)}、健康度自己評価は主観的幸福感と生命予後の関連に対して強い影響力を有する交絡因子であることが考えられる。それゆえ、女性において見出された主観的幸福感と生命予後の関連は非常に頑強であると考えられる。

主観的幸福感が生命予後に影響を及ぼす機序は、間接的影響、直接的影響の2通りが考えられる。健康状態・機能状態の悪化や経済状況の悪化、同居者有無など、直接的に生命予後に対して影響を及ぼす要因と主観的幸福感は共変関係にある。それゆえ、主観的幸福感は、生命予後を不良とする危険因子のふるまいを反映する指標であることが考えられる。このように主観的幸福感は生命予後に対して間接的影響を有することが推測される。一方、主観的幸福感とうつ傾向は強い負の相関関係にあり¹⁹⁾²⁰⁾、加えてうつ傾向は心疾患による死亡の危険因子

である²¹⁾ことを考慮すると、主観的幸福感は生命予後に對して直接的影響をも有することが考えられる。

主観的幸福感は高齢者における「健やかな老い (Successful Aging)」の指標としてこれまでに老年学領域において主として目的変数として用いられてきたが、中高年期における生命予後の予測因子としても有効に機能すること、とくに女性においてその有効性は高いことが本研究結果より明らかとなった。

4. 本研究における知見の限界：

本研究は以下に述べる3点の理由から、知見の精度が損なわれているため、知見の一般化に際しては注意が必要である。第1に、死亡の原因について聴取していないため、生命予後を総死亡によって定義した点である。それゆえ、事故死等、疾病や老化とは無関係の死亡ケースも含まれている可能性がある。第2に、中途脱落者が多い点である。本研究では、観察終了時点において258名(分析対象者全体の10.5%)の生死が不明であった。しかしながら、先述の通り、これら中途脱落者を除いた分析においても結果に大きな差異は認められなかった。第3に、正確な死亡年月日を聴取しておらず、生存時間を年単位で算出した点である。それゆえ、統計処理上、同じ時点で死亡したケースが多く存在することとなった。

上記のような知見の限界があるものの、本研究は、都市部に在宅する中高年者を対象とした比較的代表性が保たれた大規模集団における縦断的調査データを用いており、主観的幸福感と生命予後の関連を見出した数少ない研究の一つである。

文 献

- 1) Palmore E: Predictors of successful aging. *The Gerontologist* 1979; 19: 427～431.
- 2) 石原 治、下仲順子、中里克治、河合千恵子、権藤恭之：5年間における改訂PGCモラールスケール得点の安定性。老年社会科学 1999; 21: 339～345.
- 3) Lawton MP: The Philadelphia Geriatric Center Morale Scale: A revision. *Journal of Gerontology* 1975; 30: 85～89.
- 4) 長田 篤、山縣然太朗、中村和彦、宮村季浩、浅香昭雄：地域後期高齢者の主観的幸福感とその関連要因の性差。日老医誌 1999; 36: 868～873.
- 5) 川本龍一、土井貴明、山田明弘、岡山雅信、鶴岡浩樹、佐藤元美ほか：山間地域に在住する高齢者の主観的幸福感と背景因子に関する研究。日老医誌 1999; 36: 861～867.
- 6) 松井利夫、正通寛治、中村雅子、杉浦正樹、飯田和質、島田政則：Philadelphia Geriatric Centerモラール尺度を用いた在宅高齢者の主観的幸福感の横断的調査。北陸公衛誌 2001; 28: 17～23.
- 7) 出村慎一、南 雅樹、野田政弘、石川幸生、野田洋平：地方都市在住の在宅高齢者のモラールの特徴—性と生活要因の観点から。日衛誌 2002; 56: 655～663.

- 8) Larson R : Thirty years of research on the subjective well-being of older Americans. *Journal of Gerontology* 1978; 33: 109—125.
- 9) 濱島ちさと：高齢者のクオリティオブライフ. *日衛誌* 1994; 49: 533—542.
- 10) Maier H, Smith J : Psychological predictors of mortality in old age. *Journal of Gerontology: Psychological Sciences* 1999; 54B: P44—P54.
- 11) 下仲順子, 中里克治, 河合千恵子, 佐藤眞一, 石原 治, 権藤恭之: 中高年期におけるライフイベントとその影響に関する心理学的研究. *老年社会学* 1995; 17: 40—56.
- 12) Davis MA, Neuhaus JM, Moritz DJ, Segal MR : Living arrangements and survival among middle-aged and older adults in the NHANES I Epidemiologic Follow-up Study. *Am J Public Health* 1992; 82: 401—406.
- 13) Beebe-Dimmer J, Lynch JW, Turrell G, Lustgarten S, Raghunathan T, Kaplan GA : Childhood and adult sociometric conditions and 31-year mortality risk in women. *Am J Epidemiol* 2004; 159: 481—490.
- 14) Tsuji I, Minami Y, Keyl PM, Hisamichi S, Asano H, Sato M, et al. : The predictive power of self-rated health, activities of daily living, and ambulatory activity for cause-specific mortality among the elderly : A three-year follow up in urban Japan. *Journal of American Geriatric Society* 1994; 42: 153—156.
- 15) Spiers N, Jagger C, Clarke M, Arthur A : Are gender differences in the relationship between self-rated health and mortality enduring? Results from three birth cohorts in Melton Mowbray, United Kingdom. *The Gerontologist* 2003; 43: 406—411.
- 16) 西村洋子, 酒井恒美, 岩本 晋: 在宅高齢者の生活実態およびモラールに関する調査研究. *宇部短期大学学術報告* 1989; 26: 79—93.
- 17) 福田寿生, 木田和幸, 木村有子, 西沢義子, 金沢善智, 斎藤久美子ほか: 地方都市における65歳以上住民の主観的幸福感と抑うつ状態について. *日本公衛誌* 2002; 49: 97—105.
- 18) Edwards JN, Klemmack DL : Correlates of life satisfaction : A re-examination. *Journal of Gerontology* 1973; 28: 499—502.
- 19) 松林公蔵, 木村茂昭, 岩崎智子, 濱田富男, 奥宮清人, 藤沢道子ほか：“Visual Analogue Scale”による老年者の「主観的幸福度」の客観的評価 I—標準的うつ尺度との関連—. *日老医誌* 1992; 29: 811—816.
- 20) Wada T, Ishine M, Sakagami T, Okumiya K, Fujisawa M, Murakami S, et al. : Depression in Japanese community-dwelling elderly—prevalence and association with ADL and QOL. *Arch Gerontol Geriatr* 2004; 39: 15—23.
- 21) Glassman AH, Shapiro PA : Depression and the course of coronary artery disease. *Am J Psychiatry* 1998; 155: 4—11.

Abstract

Subjective well-being and all-cause mortality among middle-aged and elderly people living in an urban Japanese community

Hajime Iwasa^{1,2)}, Chieko Kawaai³, Yasuyuki Gondo³, Hiroki Inagaki²⁾ and Takao Suzuki²⁾

[Aim] We examined the relationship between subjective well-being and all-cause mortality among middle-aged and elderly people, using a population-based prospective approach (Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology-Longitudinal Interdisciplinary Study on Aging).

[Methods] The participants were 1,034 men and 1,413 women aged 52 to 77 years, living in an urban Japanese community.

The baseline data on age, gender, number of years of education, hospitalization, lifestyle-related illness, subjective health status, living alone and subjective well-being (measured by Philadelphia Geriatric Center Morale Scale) were collected in 1993.

[Results] Mean subjective well-being scores for men and women were 12.3 ± 3.2 and 11.9 ± 3.5 , respectively. Analysis of covariance controlling for age, the number of years of education, hospitalization, lifestyle-related illness and living alone, revealed no inter-gender difference in subjective well-being. Multiple regression analysis to explore factors related to subjective well-being showed that age in men, and the number of years of education in both genders were significantly, independently and positively associated with subjective well-being, and that hospitalization, lifestyle-related illness and living alone in both genders were significantly, independently and negatively related to subjective well-being.

From 1993 to 2000, there were 183 deaths and 258 dropouts. In Cox's multivariate hazard model adjusted for age, the number of years of education, hospitalization, lifestyle-related illness and living alone, there was a significant and independent association between a low level of subjective well-being and the risk for all-cause mortality in both genders.

[Conclusion] Satisfaction with life is an important factor affecting longevity among middle-aged and elderly people.

Key words : Subjective well-being, Prediction of mortality, Middle-aged and elderly people, Cox's hazard model
(Jpn J Geriatr 2005; 42: 677—683)

1) Graduate School of Literature & Social Sciences, Nihon University

2) Research Team for Promoting Independence of the Elderly, Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology

3) Human Care Research Team, Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology

超高齢期における身体的機能の低下と心理的適応

——板橋区超高齢者訪問悉皆調査の結果から——

権藤恭之^{*1}, 古名丈人^{*2}, 小林江里香^{*1}, 岩佐一^{*1,3}, 稲垣宏樹^{*1},
増井幸恵^{*1}, 杉浦美穂^{*1}, 蘭牟田洋美^{*4}, 本間昭^{*1}, 鈴木隆雄^{*1}

抄録 ●

本研究の目的は、超高齢期の特徴と考えられる身体的機能の低下とそれに対する心理的適応の維持を検証することであった。まず第1に前期・後期高齢者および超高齢者を対象として老研式活動能力指標、握力、疾病数といった客観的機能側面と主観的健康感、PGCモラールスケールといった主観的心理側面の指標の年齢群による違いを検討した。その結果、客観的機能側面では加齢に伴った明確な低下が観察されたが、主観的心理側面では加齢の影響は弱かった。第2に客観的機能側面が主観的心理側面に与える影響の年齢群による違いを検討した。その結果、主観的健康感および主観的幸福感に対して客観的機能側面が与える影響は、超高齢者群で減弱していた。これらの結果は超高齢期には、日常生活機能や身体機能の低下が顕著になる一方、それらの低下に対する補償が十分に機能し、心理的適応が進むことを示唆するものであった。今後、この適応プロセスを明らかにし、心理的適応を促進することが、心身の虚弱が進行する超高齢期におけるサクセスフルエイジングにとって重要であると考えられた。

Key words : 超高齢期、地域在宅高齢者、機能状態、主観的幸福感、心理的適応

老年社会科学, 27(3): 327-338, 2005

I. 緒 言

先進各国では現在 85 歳以上の超高齢者 (oldest old) 人口が増加している。わが国における超高齢者人口は現在高齢者人口の約 10% を占めるにすぎないが、2030 年には 20% を上回ると予想されている¹⁾。一方で介護保険認定者の割合をみると 75 ~ 84 歳の後期高齢者の約 30% に対して、超高齢者は 50% を上回っており²⁾、超高齢者層の増加が社会に与える影響は今後増大すると予想される。しかし、この年代に焦点をあてた研究は少ないのが現状である。

受付日：2005.4.21 / 受理日：2005.8.31

*1 Yasuyuki Gondo, Erika Kobayashi, Hajime Iwasa, Hiroki Inagaki, Yukie Masui, Miho Sugiura, Akira Homma, Takao Suzuki : 東京都老人総合研究所

*2 Taketo Furuna : 札幌医科大学

*3 Hajime Iwasa : 財団法人長寿科学振興財團

*4 Hiromi Imuta : 首都大学東京

*5 〒 173-0015 東京都板橋区栄町 35-2

これまでに行われた研究では超高齢者は疾病数が増加し基本的 ADL や手段的 ADL が低下し³⁻⁶⁾、認知症の有病率の上昇⁷⁾に伴い要介護比率が高くなる⁴⁾。親しい友人や隣人との死別によって対人ネットワークの縮小が顕著になり⁸⁾、小うつ病の罹病率も増加する⁹⁾。また、従来から加齢の影響を強く受けたエピソード記憶だけでなく、加齢の影響が小さいとされていた結晶性知能や意味記憶においても機能が低下することが報告されている^{10, 11)}。超高齢期は、心身の虚弱が進行しサクセスフルエイジング¹²⁾の構成要素である諸機能を喪失するだけではなく、前期・後期高齢期では意図的、あるいは非意図的に機能した、喪失に対する補償能力^{13, 14)}も低下するために¹⁵⁾サクセスフルエイジングの達成が困難になる年齢層だといわれる⁸⁾。

従来、老年期の研究では、健康度や身体的障害の程度は、主観的幸福感に与える影響が最も強い

要因だとされてきた¹⁶⁾。国内の研究を概観しても、身体機能、日常生活機能や疾病が幸福感や人生満足感に与える影響は小さくはないとの報告が多い¹⁷⁻²⁰⁾。また、一般的にも身体の健康が高齢期の幸福の絶対条件であると考えられている。一方で、超高齢者は、身体、認知といった機能の低下に反して感情状態、主観的健康感や主観的幸福感において低下が観察されないという知見も報告されている²¹⁻²⁴⁾。たとえば横断的、縦断的に70～103歳の地域住民の身体機能、認知機能、感情状態を評価した Berlin Aging Study (BASE) では、客観的に評価した健康状態は加齢に伴って低下するにもかかわらず、主観的健康感が低下しないと報告されている²³⁾。同研究では、PANAS (Positive and Negative Affect Schedule) を用いて感情に関して詳細な検討も行っている。その結果、視聴覚機能や運動機能、ADL や IADL 等で評価される健康による制限 (health constraints) によって調整すると、年齢と共に、正の感情が上昇し、負の感情が低下することを見いだしている²²⁾。また、主観的心理側面に与える、客観的機能の影響が前期・後期高齢者と異なる可能性も指摘されている^{25, 26)}。90歳以上を対象にした研究²⁵⁾では、慢性的な疾病状況は幸福感や人生満足感には影響を与えるが、日常生活機能の低下は、よい感情を低下させるが、悪い感情には影響しないこと。100歳以上高齢者（百寿者）を対象に幸福感に影響する要因を検討した研究²⁶⁾では、80歳代で観察された性および健康の影響が、百寿者では観察されないことが報告されている。わが国でも、超高齢期に主観的心理側面が上昇するという報告がある^{19, 24, 27, 28)}。たとえば鈴木ら²⁷⁾は80歳よりも90歳で人生満足感がより上昇することを、権藤²⁸⁾は百寿者においては身体機能の低下が大きいにもかかわらず、主観的幸福感に大きな低下が見いだせなかつたことを報告している。

このようにこれまでに行われた超高齢者の研究からは、主観的心理側面に影響する要因が前期・後期高齢者と異なることが示唆される。すなわち、超高齢者は日常生活機能、身体機能といった、比

較的客観的に評価可能な機能的側面の低下は顕著であるが、それらと共変関係にある主観的健康感、感情状態、主観的幸福感や人生満足感といった主観的心理側面が低下しにくいと考えられるのである。生涯発達の課題を8段階から構成していたエリクソンは、自分自身の体験に基づき、超高齢期には、虚弱が進行する過程で他者に依存することによって、発達段階の第1段階の基本的信頼を皮切りにそれまで経験した発達段階を再確認して、第9段階と呼ぶべき心理的適応段階に到達すると述べている²⁹⁾。その背景には超高齢者の認知機能低下があるとの指摘があるものの¹⁵⁾、超高齢者では機能しなくなるとも指摘されている補償のプロセス^{13, 14)}が機能し、心理的適応が亢進するとも仮定できる。

しかし、これまでに、高齢期において客観的機能側面と主観的心理側面の変化や関係を検討した研究、とくに国内の研究において、超高齢者を分析対象とした研究は少なく^{19, 24)}、対象として含まれていても独立した年齢群として検討されるには至っていない。そこで、本研究では身体機能の客観的評価と自己に対する主観的心理評価の加齢に伴う変化および、加齢に伴う両者の関係性の変化を前期高齢者、後期高齢者、超高齢者の3つの年齢群を設定し、検討することにした。本研究では、まず第1に先行研究で指摘された、超高齢期における客観的機能側面の低下と主観的心理側面の維持で生じる、両側面に対する評価の乖離の拡大^{3, 21)}が観察されるかどうかを検討する。第2に、客観的機能側面の低下が主観的心理側面に与える影響の年齢差を検討する。先行研究からは、前期・後期高齢者と比較して超高齢者でその影響が小さくなることが予想される。第3に超高齢者の主観的心理側面が低下しない要因として、認知機能の低下が指摘されている¹⁵⁾ことから、それらの関係を検討する。

もし、主観的心理側面に与える客観的機能側面の影響が超高齢者で減弱していることが確認できれば、虚弱の進行に伴い、サクセスフルエイジン

グの達成が困難になると考えられる¹⁵⁾ 超高齢期に対する新たな視点³⁰⁾ を提供できると考えられる。

II. 方 法

1. 対象者および方法

超高齢者群は、東京都板橋区のI地区に在住の85歳以上であった。I地区は超高齢者人口の割合が板橋区全域の平均とほぼ一致していること、地区内に老人施設がなく、住宅地と商店街が混在していることから板橋区内の平均的な地区であるといえる（詳細は権藤ら³¹⁾を参照されたい）。調査期間は2002年の9月から2003年1月の間であった。I地区在住の85～103歳の全超高齢者311人中235人（75.6%）が調査に参加した。本研究では、超高齢者群として85～94歳までの参加者のうち、本人が調査に回答し、なおかつ本研究で用いた変数に欠損がなかった者150人を分析対象とした。

前期および後期高齢者は東京都老人総合研究所で1991年より縦断的に行われている「中年からの老化予防総合的長期追跡研究」³²⁾の2000年度調査参加者であった。1991年に等間隔抽出法で抽出した50歳以上の東京都板橋区在住者を対象に10年間の追跡研究を行っており、初年度には

3,097人、2000年度にはこのうち1,813人が参加した。本研究では1,813人のうち、超高齢者と同じく本研究で用いた変数に欠損がなかった者のうち65～74歳の前期高齢者775人、75～84歳の後期高齢者419人を分析対象とした。表1に、分析対象となった、前期・後期および超高齢者群の性別の人数、年齢および教育歴を示す。

2. 手続き

1) 超高齢群

本調査では対象が85歳以上の超高齢者であることから参加者の負担を低減させることを心がけ、本人以外でも回答可能な質問項目に関しては、同居者および家族からの聞き取りを行った。ただし、独居者もしくは、昼間独居の参加者に関しては家族からの聞き取りが困難であることと、長時間の調査に耐えうる十分な体力を保持している場合が多かったことから、全項目本人から回答を得た。調査は老年学の専門家もしくは、事前に十分な訓練を受けた心理学専攻の学生が2人組みで訪問し、それぞれ本人、同居者から聞き取りを行った。調査時間は1時間目標にし、1時間30分を上回らないように留意した。1回の訪問で調査が終了しなかった場合は、本人および家族の同意を得て2回訪問を行った。

2) 前期および後期高齢者

事前に訓練を受けた調査員が、各戸に訪問し対面で行う聞き取り調査を中心に、一部留め置きを併用しデータを収集した。

なお、この調査は東京都老人総合研究所の倫理委員会の承認を得て実施した。

3. 分析項目

客観的機能側面を評価する指標として身体機能を代表する握力、日常生活機能を代表する老研式活動能力指標、および健康状態の指標として、疾病もしくは通院の有無（以下、疾病の有無）を用いた。主観的心理側面の指標として、「健康でない」を1点、「非常に健康である」を4点とした4

表1 分析対象者の基本属性

	年齢区分		
	前期高齢者 (65～74歳)	後期高齢者 (75～84歳)	超高齢者 (85～94歳)
人数			
男性	321	157	63
女性	454	262	87
総数	775	419	150
年齢			
男性	69.3(2.8)	78.3(2.5)	88.2(2.7)
女性	69.2(2.8)	78.4(2.5)	88.1(2.4)
総数	69.3(2.8)	78.3(2.5)	88.1(2.5)
教育歴			
初等教育	234(30.2%)	197(47.0%)	88(58.7%)
中等教育	347(44.8%)	145(34.6%)	43(28.7%)
高等教育	194(25.0%)	77(18.4%)	19(12.7%)

件法による主観的健康感、主観的幸福感の尺度である改訂版 PGC モラールスケール日本語版³³⁾を用いた。また、超高齢者群では認知機能の状態を把握するために、MMSE (Mini-Mental State Examination)³⁴⁾を実施した。

4. 分析方法

本報告では、3つの年齢群間で、老研式活動能力指標、握力、疾病の有無、主観的健康感と PGC モラールスケールの得点を比較した。その際には、年齢群と性別を要因とした分散分析を行った。年齢群の主効果が有意であった場合には、BONFERRONI 法を用い各年齢群間で多重比較を実施した。年齢群と性別の交互作用が有意であった場合は同分析を性別ごとに行つた。さらに、主観的心理側面に与える、客観的機能側面の影響を年齢群ごとに比較するため、PGC モラールスケールおよび、主観的健康感を従属変数とし、教育歴、性別、老研式活動能力指標および疾病の有無を独立変数とした重回帰分析を行つた。統計解析には SPSS 13.0J を用いた。

III. 結 果

1. 各指標に対する年齢と性の影響

老研式活動能力指標総得点および下位尺度、握力、疾病の有無、PGC モラールスケール総得点および下位尺度、主観的健康感の平均値と SD を年齢群、性別に示したもののが表 2 である。統計的検定の結果、老研式活動能力指標の総得点は、年齢の主効果 ($F(2,1333) = 77.9, p < .01$)、および年齢と性の交互作用 ($F(2,1333) = 18.4, p < .05$) が有意であった。年齢群間で比較すると前期高齢者、後期高齢者、超高齢者の順で得点が低下しており、多重比較の結果、すべての年齢群間で有意差 ($p < .05$) が認められた。下位尺度においても、手段的自立 ($F(2,1333) = 38.4, p < .01$)、知的能動性 ($F(2,1333) = 54.5, p < .01$)、社会的役割 ($F(2,1434) = 50.5, p < .01$) で年齢の主効果が有意であった。性の主効果は、知的能動性 ($F(1,1333) =$

$6.9, p < .01$)、社会的役割 ($F(1,1333) = 5.2, p < .05$) で有意であったが、手段的自立では認められなかった。また、年齢と性の交互作用は知的能動性 ($F(2,1333) = 3.8, p < .05$) のみで有意であった。下位尺度に対して年齢群間で多重比較を行つた結果、総得点と同様に高い年齢群ほど低く、すべての年齢群間で有意差 ($p < .05$) が認められた。握力は、年齢の主効果 ($F(2,1333) = 275.0, p < .01$)、性の主効果 ($F(1,1333) = 507.3, p < .01$) および、年齢と性の交互作用 ($F(1,1333) = 1.0, p < .01$) が有意であった。年齢群ごとの多重比較の結果は、老研式活動能力指標と同様すべての群間で有意差 ($p < .05$) が認められ、高い年齢ほど低下していた。また、すべての年齢群で男性が女性よりも高い値を示していた。疾病の有無に関しては年齢の主効果 ($F(2,1333) = 24.7, p < .01$) のみが有意であった。年齢群間で多重比較を行つた結果、前期高齢者は後期高齢者および超高齢者よりも有意 ($p < .05$) に現病がある者の割合が低かった。

分析のまえに PGC モラールスケールの信頼性係数を確認した結果、総得点で .70、下位尺度では、老いに対する態度、孤独感、心理的動搖でそれぞれ .41, .51, .66 と、老いに対する態度で若干低かったが、分析に十分耐えうると考えられた。PGC モラールスケール総得点に関しては年齢の主効果 ($F(2,1333) = 12.4, p < .01$)、男性が女性よりも得点が高い性の主効果 ($F(1,1333) = 8.8, p < .01$) が有意であったが、年齢と性の交互作用は認められなかった。年齢群間で多重比較を行つた結果、前期高齢者と後期高齢者および超高齢者間で有意差 ($p < .05$) が認められたが、後期高齢者と超高齢者間では有意差は認められなかった。下位尺度では、老いに対する態度 ($F(2,1333) = 16.4, p < .01$)、孤独感 ($F(2,1333) = 15.8, p < .01$) で年齢の主効果が有意であった。性の主効果は老いに対する態度 ($F(1,1333) = 8.3, p < .01$)、心理的動搖 ($F(2,1333) = 10.9, p < .01$) で有意で、女性よりも男性で高かった。年齢と性の交互作用はいずれの下位尺度でも認められなかった。年齢群間

表2 項目ごとの年齢群、性別の平均と標準偏差および分散分析の結果

	年齢区分			主効果および 交互作用のP値	年齢群間の多重 比較の結果
	前期高齢者	後期高齢者	超高齢者		
老研式活動能力指標					
男性	11.2 (2.2)	10.4 (2.8)	8.9 (2.8)	年齢, $p < .01$	65 > 75 > 85
女性	11.8 (1.8)	10.1 (3.1)	9.1 (3.2)	性, n.s.	男性; 65 > 75 > 85
合計	11.5 (2.0)	10.2 (3.0)	9.0 (3.1)	年齢×性, $p < .05$	女性; 65 > 75 > 85
手段的自立					
男性	4.6 (1.0)	4.2 (1.4)	4.0 (1.3)	年齢, $p < .01$	65 > 75 > 85
女性	4.9 (0.6)	4.3 (1.4)	3.9 (1.6)	性, n.s.	
合計	4.7 (0.8)	4.3 (1.4)	3.9 (1.5)	年齢×性, n.s.	
知的能動性					
男性	3.6 (0.7)	3.5 (0.8)	2.9 (1.1)	年齢, $p < .01$	65 > 75 > 85
女性	3.6 (0.8)	3.1 (1.1)	2.8 (1.2)	性, $p < .01$	男性; 65 = 75 > 85
合計	3.6 (0.7)	3.2 (1.0)	2.8 (1.1)	年齢×性, $p < .05$	女性; 65 > 75 > 85
社会的役割					
男性	3.0 (1.2)	2.7 (1.3)	2.1 (1.2)	年齢, $p < .01$	65 > 75 > 85
女性	3.3 (1.0)	2.7 (1.3)	2.3 (1.1)	性, $p < .05$	
合計	3.2 (1.1)	2.7 (1.3)	2.2 (1.1)	年齢×性, n.s.	
握力					
男性	38.5 (8.3)	32.8 (8.8)	20.5 (6.7)	年齢, $p < .01$	65 > 75 > 85
女性	24.7 (6.4)	20.4 (7.3)	12.7 (4.4)	性, $p < .01$	男性; 65 > 75 > 85
合計	30.4 (9.9)	25.1 (9.9)	16.0 (6.7)	年齢×性, $p < .01$	女性; 65 > 75 > 85
PGCモラールスケール					
総合得点					
男性	12.8 (3.3)	12.3 (3.5)	11.2 (3.3)	年齢, $p < .01$	65 > 75 = 85
女性	12.1 (3.6)	11.1 (3.9)	10.9 (3.1)	性, $p < .01$	
合計	12.4 (3.5)	11.5 (3.8)	11.0 (3.2)	年齢×性, n.s.	
老いに対する態度					
男性	3.1 (1.4)	2.8 (1.5)	2.5 (1.4)	年齢, $p < .01$	65 > 75 = 85
女性	2.9 (1.5)	2.3 (1.5)	2.5 (1.3)	性, $p < .01$	
合計	3.0 (1.4)	2.5 (1.5)	2.5 (1.3)	年齢×性, n.s.	
孤独感・不満足感					
男性	4.7 (1.2)	4.6 (1.4)	4.1 (1.3)	年齢, $p < .01$	65 > 75 > 85
女性	4.7 (1.3)	4.4 (1.5)	4.0 (1.5)	性, n.s.	
合計	4.7 (1.3)	4.4 (1.5)	4.1 (1.4)	年齢×性, n.s.	
心理的動搖					
男性	4.9 (1.5)	4.9 (1.4)	4.6 (1.7)	年齢, n.s.	
女性	4.5 (1.6)	4.4 (1.7)	4.4 (1.5)	性, $p < .01$	
合計	4.7 (1.6)	4.6 (1.6)	4.5 (1.6)	年齢×性, n.s.	
主観的健康感 (1=悪い 4=良い)					
男性	3.0 (0.8)	2.9 (0.7)	3.0 (0.8)	年齢, $p < .05$	75 < 65 = 85
女性	2.9 (0.7)	2.7 (0.7)	3.0 (0.8)	性, n.s.	
合計	2.9 (0.8)	2.8 (0.8)	3.0 (0.8)	年齢×性, n.s.	
疾病の有無 (0=無; 1=有)					
男性	0.6 (0.5)	0.8 (0.4)	0.9 (0.3)	年齢, $p < .01$	65 < 75 = 85
女性	0.7 (0.5)	0.8 (0.4)	0.9 (0.3)	性, n.s.	
合計	0.7 (0.5)	0.8 (0.4)	0.9 (0.3)	年齢×性, n.s.	

表3 PGCモラールスケールおよび主観的健康感を従属変数とした年齢群別の重回帰分析の結果

従属変数	独立変数	年齢群			
		前期高齢者	後期高齢者	超高齢者	全体
PGCモラールスケール					
性		-.03	-.03	.01	-.04
教育歴		.05	.07	-.07	.04
老研式活動能力指標		.22**	.26**	.21*	.25**
握力		.11*	.16**	.11	.12**
疾病の有無		.14**	.17**	.09	.14**
<i>R</i> ²		.11**	.19**	.08*	.14**
主観的健康感					
性		.09	-.04	.08	-.03
教育歴		.00	-.12**	-.04	-.05*
老研式活動能力指標		.22**	.30**	.11	.21**
握力		.23**	.15**	.14	.09*
疾病の有無		.31**	.28**	.21*	.28**
<i>R</i> ²		.22**	.24**	.08*	.17**

疾病の有無 (0=無; 1=有)

***p*<.01 **p*<.05

で多重比較を行った結果、老いに対する態度では、前期高齢者と後期高齢者および超高齢者間で有意差 (*p*<.05) が認められたが、後期高齢者と超高齢者間では有意な差は認められなかった。孤独感ではすべての年齢群間で有意差 (*p*<.05) が認められた。一方、心理的動搖では、いずれの年齢群間でも有意差は認められなかった。主観的健康感に関しては、年齢の主効果 ($F(2,1333) = 4.0, p < .05$) のみが有意であった。年齢群間で多重比較を行った結果、前期高齢者および超高齢者は後期高齢者よりも有意 (*p*<.05) に健康感が高かった。

図1に老研式活動能力指標総得点、握力、疾病的有無、PGCモラールスケール総得点および主観的健康感を性別に標準得点に変換し、年齢群、性別ごとに比較したものを示す。図からも客観的機能指標である、老研式活動能力指標、握力および疾病数に比較して、主観的心理指標であるPGCモラールスケールと主観的健康感では、加齢に伴う変化が小さいことがわかる。

2. 主観的幸福感および主観的健康感を規定する要因

主観的幸福感および、主観的健康感を規定する要因として、日常生活における自立や、疾病的有無の影響を年齢群間で比較するために、それぞれPGCモラールスケール総得点、主観的健康感を従属変数として、性、教育歴、老研式活動能力指標、握力および疾病的有無を独立変数とした重回帰分析を年齢群ごとに行った。表3には、すべての年齢群を込みにした分析、および年齢群ごとに分析した場合の決定係数 (*R*²) と各変数の標準偏回帰係数 (β) を示す。PGCモラールスケールの予測モデルにおいては、すべての年齢群を込みにした場合には、決定係数 ($R^2 = .14, p < .01$) で、老研式活動能力指標 ($\beta = .25, p < .01$)、握力 ($\beta = .12, p < .01$)、疾病的有無 ($\beta = .14, p < .01$) が有意な影響をもつことが示された。年齢群ごとにみるとモデル全体の決定係数は前期高齢者 ($R^2 = .11, p < .01$)、後期高齢者 ($R^2 = .19, p < .01$)、超高齢者 ($R^2 = .08, p < .05$) であり、モデルの当てはまりは超高齢者で顕著に低かった。変数ごとの標準偏回帰係数および有意水準をみても、それぞれ老研式