〈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。Palmore¹⁾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、主観的幸福感と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。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。説明変数はモデ

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⁸⁾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力し、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	1,198	2,006
	%	(78.1%)	(84.8%)	(81.9%)
死亡	n	116	67	183
	%	(11.2%)	(4.7%)	(7.5%)
中途脱落	n	110	148	258
	%	(10.6%)	(10.5%)	(10.5%)

2000年度調査時点で生存状況が不明の者は、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:同居, 0:独居)	—	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が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ゆ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, 経済状況などを經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うな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共変関係にある。それゆえ、主観的幸福感、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、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、生命予後に対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、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, 山縣然太郎, 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, 佐藤真一, 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. *老年社会科学* 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ルに関する調査研究. *宇都短期大学学術報告* 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, 齋藤久美子ほか: 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 Iwasa¹⁾²⁾, Chieko Kawai³⁾, 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