

原 著

要介護リスク高齢者と健常高齢者のポジティブ思考の比較検証

シライ
白井みち代*

目的 高齢者の健康は、精神的健康を含め健康を多面的に捉えることが重要であり、今後の介護予防は、老化をポジティブに捉え健康促進していく必要がある。本研究は、要介護リスクとポジティブ思考の関連を明確にするため、地域在住の75歳高齢者における生活機能評価により判定された要介護リスク者と健常者のポジティブ思考を評価することを目的とした。

方法 A市の平成27年度（2016）に75歳となった高齢者593人を対象者とし、自記式質問紙調査による郵送調査を行った。前期調査はA市の実態把握調査で、有効回答者数は141人、後期調査の有効回答者数は178人であった。ゆえに、分析対象者は319人とした。分析方法は、基本チェックリストにより、「要介護リスク群」と「健常群」に分け、ポジティブ思考と要介護リスクの関連についてポジティブ思考の構成要素得点を比較検討した。検討では、2群間の連続量の比較に、正規分布とみなされる尺度については t 検定、偏りのある尺度はMann-Whitneyの U 検定を用い、離散量の比較には χ^2 検定を用いて行った。要介護リスク判定におけるポジティブ思考の各要素の程度を評価するため、判別分析を実施した。いずれも有意水準は5%未満とした。

結果 健常群と要介護リスク群の比較で有意差のあったポジティブ思考の構成要素は、生活満足度K、改訂PGCモラルスケール、ソーシャルネットワーク・スケール、社会参加、自己ネガティブ信念、状態自尊感情であった。判別分析の結果、要介護リスク判別に寄与していた主な変数は自己ネガティブ信念（標準判別係数-0.550）、生活満足度K（標準判別係数0.346）、自己保存（標準判別係数-0.333）であった。また、他者ネガティブ信念を除くすべてのポジティブ思考の構成要素は、「うつ傾向」と相関していた。

結論 要介護リスク者は自己をネガティブにとらえている傾向があり、社会関係が希薄で生活満足度やモラル、自尊感情が低い傾向を示した。とくに、「自己ネガティブ信念」、「生活満足度」は重要な要素であることが示唆された。今後は、ポジティブ思考の構成要素を再考し、要介護リスクとの関連を明確にしていく必要がある。

Key words : ポジティブ思考, 要介護リスク, 判別分析, 高齢者, 介護予防

日本公衆衛生雑誌 2019; 66(2): 88-95. doi:10.11236/jph.66.2_88

I 緒 言

要介護認定率増加の背景には人口の高齢化問題があり、高齢化が進んでいる地域における高齢者への健康支援において、要介護リスクの探求と介護予防は重要な課題である。

近年の要介護リスクに関わる研究では、身体的健康要因に関する研究だけでなく、精神的健康や主観的健康感などとの関連を探る研究報告が多くされて

いる¹⁻⁵⁾。とくに、自己評価の高さはうつ予防と関連し、主観的健康感の低下やうつ状態は要介護認定の高いリスクとなる^{4,5)}ことは、健康寿命の延伸に重要な示唆を与えている。

また、介護予防の支援には高齢期における老化のとらえ方を検討することが重要となっている。高齢者の精神的健康の向上に関連した健康モデルに、サクセスフル・エイジングがある。サクセスフル・エイジングは人生の変遷や心身機能の変化を意義あるものとして「古い」を位置づけている⁶⁾。

本研究は、精神的健康を視野におき、老いを肯定的に捉えるために必要な感情や態度、信念（正しい

* 函南町役場健康づくり課（非常勤）
責任著者連絡先：〒419-0107 田方郡函南町平井717-28 白井みち代

と信じる自分の考え)としてポジティブ思考という主観的な側面を表題にした。「ポジティブ思考」の概念は、まだ明確な規定は見当たらない。したがって、老いをポジティブに捉えるサクセスフル・エイジングの考え方を参考にし、本研究におけるポジティブ思考とは、自分の人生に満足し幸福であると確信していることと定義した。

ポジティブ思考を説明する指標は、①満足、②チャレンジ、③健康、④自負心、⑤参加、⑥自己保存の6つのカテゴリーを規定要素とするサクセスフル・エイジング⁷⁾を基に精神的健康度として位置づけた。

サクセスフル・エイジングや主観的幸福感と身体的健康との関連をみた研究には生活満足度やモラールスケールなど、主観的側面の測定用具を多く使用している^{8~10)}。また、Lyubomirskyら¹¹⁾は、健康の自己管理、過去と現在および他者と自己との関係性などの「活動の特徴」と、意欲や努力、信念や性格などの「個人の特徴」を持つ活動力が作用して幸福感が増加するとしている。したがって、他者との関係性における個人の特徴を表す指標もポジティブ思考の構成要素とする必要がある。さらに、高齢者の幸福感や満足度はソーシャルネットワークおよび地域社会の貢献度と関連することが分かっており、社会的役割や社会的適応との両面から検討する必要がある^{12~14)}。

以上のことから、ポジティブ思考の構成要素は、「生活満足度」、「モラールスケール」、「自己保存」、「自尊感情」、「自己と他者へのポジティブ・ネガティブな信念(スキーマ)」を主観的幸福感の指標とし、主観的幸福感に影響を及ぼす社会的健康の指標としてソーシャルネットワークと社会参加を構成要素に加えた。なお、スキーマ¹⁵⁾とは個人の中で安定している信念や態度を指すが、本研究においては「信念」と表記した。

年を重ねていく過程で避けられない「老い」をポジティブに捉え健康促進していくためには、ポジティブ思考を十分に説明できる構成要素を明確にし、健康との関連性をみていく必要がある。また、主観的健康感と幸福感は健康や死亡率と関係するとの報告も多数ある^{16~19)}が、高齢者の健康を肯定的な側面から捉えたポジティブ思考と要介護リスクとの関連を見た報告は未だされていない。

そこで、今後、要介護リスクとポジティブ思考の関連を明確にするため、地域在住の75歳高齢者における基本チェックリスト²⁰⁾により判定した要介護リスク者と健常者のポジティブ思考の違いを検証することを本研究の目的とした。

以下に主要な用語の説明をする。要介護リスク者とは、基本チェックリスト25項目により、要支援・要介護状態を予防する必要があると判断された高齢者のことを指す²⁰⁾。介護予防事業対象者を「要介護リスク群」、それ以外に判定された高齢者を「健常群」とした。「自尊感情」とは、自己受容を意味し²¹⁾、自己肯定感をいう。「生活満足」は、人生全体についての満足感を指し、心理的安定感の度合い、老いについての肯定的評価をいう²²⁾。「参加」は社会参加を指し、「自己保存」は一般的に自分を他の何者でもない自分として深く認識していることを指す。「モラール」は、自分への基本的な満足感、自分の居場所を持っている感、事実を受容できていることをいい、主観的幸福感と同義語¹⁴⁾とした。

II 研究方法

1. 対象者

静岡県の中核都市でない人口5万の高齢化の進む²³⁾A市において、地域在住の75歳高齢者(2015年4月から2016年3月生)593人を対象者とした。75歳の全数把握調査とするため、A市の実態把握調査として行った前期調査と修士論文研究として行った後期調査の2回に分けて行った。前期調査の対象者数は280人、回収数175人、有効回答数141人、後期調査の対象者数は313人、回収数209人、有効回答数178人であった。基本チェックリストの回答のなかった5人とポジティブ思考を構成する各尺度の選択肢のうち一項目以上未回答のあった60人のあわせて65人を分析対象者から除外した。したがって、回答者全数は384人、回収率は64.8%、有効回答率53.8%で、分析対象者数は319人である。サンプルサイズは、健常群:156人、要介護リスク群:163人で、有意水準 $\alpha = 0.05$ 、検出力 $Power(1 - \beta \text{ error prob}) = 0.8$ 、中程度効果量 $d = 0.5$ とした場合、128人となり、2群間の場合の各群(64人)も満たしていることから検出力は保証されている。

2. 調査方法と調査期間

A市の介護保険データベースから対象者情報を得て自記式質問紙票と基本チェックリスト票を郵送し回収した。前期調査はA市における調査実施の承認(決裁月日:2015年7月27日)を得て2015年8月から翌年1月まで実施した。後期調査は質問紙を結果に影響しない範囲で一部表現を変更し2016年7月に実施した。

3. 調査項目

従属変数は、要介護状態とし、説明変数は属性(性・世帯状況)、ポジティブ思考の構成要素、介護予防事業参加状況とした。介護予防事業は、一般高

齢者を対象とした体操教室やサロン活動の事業を指し、選択肢を「参加している」、「参加したことがある」、「参加したことはない」とした。

基本チェックリスト²⁰⁾により、運動器の機能に関する5項目中3項目、栄養改善に関する2項目中すべての項目、口腔機能に関する3項目中2項目、生活状況や社会参加の項目を含む20項目中10項目以上、外出頻度に関する2項目中特定1項目、物忘れに関する3項目中1項目、うつ傾向に関する5項目中2項目に該当する者を要介護リスク者と判定した。

ポジティブ思考を測る変数は、「生活満足度尺度 K (Life Satisfaction Index K: LSIK)」9項目 (パス解析 0.208)²²⁾、「改訂 PGC モラールスケール (PGC Morale Scale)」17項目 (Cronbach の信頼性係数 (以降 α 係数と表記する) α 係数 = 0.70)¹⁴⁾、ソーシャルネットワーク・スケール (LSNS: Lubben Social Network Scale) 10項目²⁴⁾、「社会参加」5項目 (α 係数 = 0.81)²⁵⁾、アイデンティティ尺度 10項目 (α 係数 = 0.82)²⁶⁾、日本版 Brief Core Schema Scale (JBCSS) 24項目 (自己ポジティブ α 係数 = 0.84, 自己ネガティブ α 係数 = 0.79, 他者ポジティブ α 係数 = 0.84, 他者ネガティブ α 係数 = 0.85)¹⁵⁾、「状態自尊感情尺度」9項目 (α 係数 = 0.83)²⁷⁾ とし、全 82 問の質問紙による回答を求めた。なお、「社会参加」は、東京都健康長寿医療センター研究所で開発した JST 版活動能力指標の「社会参加」4項目^{25,28)}に地域の特性や実情を加味した1項目「シニアクラブに参加していますか」を追加した。また、日本版 Brief Core Schema Scale (JBCSS) は、作成者に選択肢の変更の問題ないとの確認を受け使用の了解を得た。

生活満足度 K と改訂 PGC モラールスケールはそれぞれの尺度の設問項目の内、重複した設問項目 5 項目は一つの設問で回答をするように設定した。選択肢の配点については、「はい」・「いいえ」の 2 肢と、「満足できる」・「だいたい満足できる」・「満足できない」の 3 肢の選択肢で、決められた選択肢に 1 点を配点し、合計得点で評価した。

自己保存は、アイデンティティ尺度²⁶⁾のうち、自己の主体性や自己への信頼が形成されていることを表す項目である「アイデンティティの確立」のみを採用した。選択肢を「全く当てはまらない (1 点)」～「よく当てはまる (4 点)」までの順序尺度として配点し、合計得点で評価した。

ソーシャルネットワークは、各質問項目の選択肢を 0 点から 5 点までの順序尺度として配点し、合計得点で評価した。社会参加は、決められた選択肢以外に 1 点を配点し、合計得点で評価した。

自己と他者に対するポジティブおよびネガティブな信念は、「全くそうは思わない (0 点)」～「完全にそう思う (4 点)」までの順序尺度として得点化し、下位尺度 (自己ネガティブ, 自己ポジティブ, 他者ネガティブ, 他者ポジティブ) ごとに合計点を算出し評価した。自尊感情は、「あてはまらない (1 点)」～「あてはまる (5 点)」までの順序尺度として配点し、合計得点で評価した。

4. 分析方法

基本チェックリストにより、要介護リスク群と健常群の 2 群に分類した。外的妥当性をみるため、属性別に 2 群を比較し χ^2 検定を行った。2 群間のポジティブ思考の違いをみるため、ポジティブ思考の各項目得点の比較を行った。検定方法は、正規分布・等分散を仮定されたものは t 検定、正規分布および等分散が仮定できなかった尺度は Mann-Whitney の U 検定を用いた。正規分布の判定はヒストグラム、等分散性は Levene の検定を用いた。2 群の判別に関わるポジティブ思考の構成要素の程度をみるため、判別分析の標準化判別関数係数により主要な構成要素を確認した。基本チェックリストによるうつ傾向とポジティブ思考との関係を Pearson の相関係数と判別分析でみた。統計処理は、IBM SPSS ver.24 for windows を使用し、有意水準は 5% 未満とした。

5. 倫理的配慮

本研究は、A 市に承認を得 (2015 年 7 月 27 日決裁)、静岡県立大学看護学部倫理審査委員会の承認を得て実施した (承認番号 28-3 2016 年 6 月 29 日承認)。また、A 市に生活機能評価事業の結果の使用の同意を得た (2016 年 7 月 15 日)。対象者には、研究の趣旨の説明文書を配布し調査協力を求め、回答の際、氏名は無記入とした。また、調査の参加は自由意志とし、研究への参加を辞退してかまわない旨を明記し、回答の返信をもって同意を得たこととした。データから個人を特定できないように集計し分析した。

III 研究結果

1. 属性別の要介護リスク判定結果

基本チェックリストの判定結果は健常群 156 人、要介護リスク群 163 人であった。表 1 のとおり、性別は健常群：男 73 人、女 83 人、要介護リスク群：男 89 人、女 74 人で有意差はなかった ($P=0.163$)。世帯別は、健常群：一人世帯 19 人、高齢者世帯 81 人、その他世帯 56 人、要介護リスク群：一人世帯 21 人、高齢者世帯 83 人、その他世帯 59 人で有意差はなかった ($P=0.976$)。介護予防事業参加状況別は、健常

群：参加している32人，参加したことがある21人，参加したことはない103人，要介護リスク群：参加している21人，参加したことがある18人，参加したことはない124人で有意差はなかった ($P=0.116$)。

2. 健常群と要介護リスク群のポジティブ思考の比較

健常群と要介護リスク群の2群間におけるポジティブ思考得点の平均値および標準偏差値は，表2に示すとおり，生活満足度K（健常群 5.7 ± 2.13 ，要介護リスク群 4.7 ± 2.07 ， $P < 0.001$ ），PGCモラールスケール（健常群 12.8 ± 3.17 ，要介護リスク群

11.1 ± 3.60 ， $P < 0.001$ ），ソーシャルネットワーク・スケール（健常群 23.4 ± 7.67 ，要介護リスク群 20.6 ± 8.35 ， $P = 0.003$ ），社会参加（健常群 2.2 ± 1.61 ，要介護リスク群 1.7 ± 1.66 ， $P = 0.002$ ），自己ネガティブ信念（健常群 3.1 ± 3.01 ，要介護リスク群 4.7 ± 3.74 ， $P < 0.001$ ），状態自尊感情（健常群 34.9 ± 6.04 ，要介護リスク群 32.5 ± 7.18 ， $P = 0.002$ ）で有意差が認められた。要介護リスク群は健常群にくらべ，生活満足度K，PGCモラールスケール，ソーシャルネットワーク・スケール，社会参加，状態自尊感情は有意に低く，自己ネガティブ信念は有意に高い得点であった。検定の結果を表すP値はサンプルサイズによって変わる²⁹⁾ため，効果の程度をみた。その結果，効果量は，生活満足度K 0.24，改訂PGCモラールスケール0.25，ソーシャルネットワーク・スケール0.17，社会参加0.17，自己ネガティブ信念0.23，状態自尊感情0.17で，効果サイズはいずれも小程度であった。

3. 要介護リスク判別におけるポジティブ思考の主要な構成要素

判別分析の結果，表3に示したとおり，健常者と要介護リスク者との判別における重要な変数は，自己ネガティブ信念（標準判別係数 -0.550 ），生活満足度K（標準判別係数 0.346 ），自己保存（標準判別係数 -0.333 ）で，生活満足度が高ければ健常群となり，自己ネガティブ信念と自己保存が高ければ要介護リスク群になることを示した。グループサイズからみた判別の中率は63.9%にとどまった。した

表1 性別，介護予防教室参加状況別，世帯状況別の要介護リスク判定別結果

| | 全体 (<i>n</i> =319) 人 (%) | 健常群 (<i>n</i> =156) 人 (%) | 要介護 リスク群 (<i>n</i> =163) 人 (%) | <i>P</i> 値 |
|------------|---------------------------------|----------------------------------|--|------------|
| 性別 | | | | 0.163 |
| 男性 | 162(100.0) | 73(45.1) | 89(54.9) | |
| 女性 | 157(100.0) | 83(52.9) | 74(47.1) | |
| 介護予防教室参加状況 | | | | 0.116 |
| 参加している | 53(100.0) | 32(60.4) | 21(39.6) | |
| 参加したことがある | 39(100.0) | 21(53.8) | 18(46.2) | |
| 参加したことはない | 227(100.0) | 103(45.4) | 124(54.6) | |
| 世帯状況 | | | | 0.976 |
| 一人世帯 | 40(100.0) | 19(47.5) | 21(52.5) | |
| 高齢者世帯 | 164(100.0) | 81(49.4) | 83(50.6) | |
| その他世帯 | 115(100.0) | 56(48.7) | 59(51.3) | |

χ^2 検定

表2 ポジティブ思考の構成要素得点の2群（健常群・要介護リスク群）の比較 (*n*=319)

| | 健常群 <i>n</i> =156 | | | 要介護リスク群 <i>n</i> =163 | | | <i>P</i> 値 | 効果量 |
|-------------------------------------|-------------------|------|------|-----------------------|------|------|------------|------|
| | 平均値 | 標準偏差 | 標準誤差 | 平均値 | 標準偏差 | 標準誤差 | | |
| 生活満足度尺度 K | 5.7 | 2.13 | 0.17 | 4.7 | 2.07 | 0.16 | <0.001 | 0.24 |
| 改訂 PGC モラールスケール | 12.8 | 3.17 | 0.25 | 11.1 | 3.60 | 0.28 | <0.001 | 0.25 |
| 自己保存アイデンティティの確立 | 29.2 | 5.29 | 0.42 | 28.1 | 5.66 | 0.44 | 0.086 | 0.10 |
| ソーシャルネットワーク・スケール | 23.4 | 7.67 | 0.61 | 20.6 | 8.35 | 0.65 | 0.003 | 0.17 |
| 社会参加得点 | 2.2 | 1.61 | 0.13 | 1.7 | 1.66 | 0.13 | 0.002 | 0.17 |
| 日本版 Brief Core Schema Scale (JBCSS) | | | | | | | | |
| 自己ネガティブ | 3.1 | 3.01 | 0.24 | 4.7 | 3.74 | 0.29 | <0.001 | 0.23 |
| 自己ポジティブ | 8.2 | 4.15 | 0.33 | 7.5 | 4.27 | 0.34 | 0.083 | 0.10 |
| 他者ネガティブ | 3.6 | 3.15 | 0.25 | 4.1 | 4.11 | 0.32 | 0.584 | 0.03 |
| 他者ポジティブ | 9.7 | 4.73 | 0.38 | 8.6 | 4.52 | 0.35 | 0.124 | 0.09 |
| 状態自尊感情尺度 | 34.9 | 6.04 | 0.48 | 32.5 | 7.18 | 0.56 | 0.002 | 0.17 |

生活満足度 K：*t* 検定 そのほかの尺度：Mann-Whitney の *U* 検定

効果量：Cohen (1988) で評価 効果量の目安：*t* 検定 (Cohen's *d*) 0.20 (小), 0.50 (中), 0.80 (大), Mann-Whitney の *U* 検定 *r*=2 変量の積率相関 0.10 (小), 0.30 (中), 0.50 (大)

各尺度の合計得点は，生活満足度尺度 K (0-9 点)，改訂 PGC モラールスケール (0-17 点)，自己保存アイデンティティの確立 (1-40 点)，ソーシャルネットワーク・スケール (0-50 点)，社会参加得点 (0-5 点)，日本版 Brief Core Schema Scale (JBCSS) (各 0-24 点)，状態自尊感情尺度 (1-45 点)

がって、要介護リスク判別にかかる本研究のポジティブ思考の構成要素は高い説明力があるとはいえない。

4. ポジティブ思考の構成要素とうつ傾向との関係

ポジティブ思考と「うつ傾向」との相関関係は、表4に示すとおり、PGCモラルスケール ($r = -0.448, P < 0.01$) と生活満足度 ($r = -0.377, P < 0.01$)、状態自尊感情 ($r = -0.374, P < 0.01$)、ソーシャルネットワーク ($r = -0.315, P < 0.01$)、自己保存 ($r = -0.289, P < 0.01$)、社会参加 ($r = -0.237, P < 0.01$)、他者ポジティブ ($r = -0.116, P < 0.05$) は負の相関関係があり、自己ネガティブ

($r = 0.346, P < 0.01$) は正の相関関係があった。

IV 考 察

1. 要介護リスク群と健常群のポジティブ思考の比較検証

健常群と要介護リスク群のポジティブ思考の構成要素の得点結果の違いは、性別・世帯構成別で有意差はなかったことから、性別・世帯構成によるバイアスはないものと考えられる。

要介護リスク群と健常群のポジティブ思考の比較分析により、健常群は要介護リスク群より生活満足度やモラル、自尊感情の得点が高かった。自分のこれまでの生活に満足し、自己への肯定的な考えがあることは高齢者の健康にとって重要な要素であることが推察される。過去と現在の自分の生活の満足度は、老いに対する満足感にもつながり、老いに対する変化を受け止める一方で自分自身を価値ある存在であることを認識することが重要であると考えられる。

また、要介護リスク群は健常群にくらべ、ソーシャルネットワーク・スケール、社会参加は有意に低い得点であった。地域社会に貢献している高齢者や、ネットワークが十分にある高齢者は幸福感が高く、精神的に安定している^{13,14})との報告があり、人との関係づくりおよび高齢者自身の社会活動や社会参加に対する意欲は高齢者の精神的健康の維持にとって、重要な要素であると考えられる。

2. ポジティブ思考の構成要素の評価

要介護リスク判定の判別率の中率は63.9%であり、本研究のポジティブ思考の構成要素では精度が高い判別は期待できなかった。しかし、「生活満足度」、「自己保存」、「自己ネガティブ信念」は判別に寄与していることが確認できた。「自己保存」は2群間

表3 要介護リスク群と健常群の判別分析におけるポジティブ思考の構成要素の結果 (全数 $n = 319$ 健常群 $n = 156$ 要介護リスク群 $n = 163$)

| | 標準化判別 関数係数 | 判別係数 (a_i) |
|-------------------------------------|---------------|-------------------|
| 生活満足度尺度 K | 0.346 | 0.165 |
| 改訂 PGC モラルスケール | 0.225 | 0.066 |
| 自己保存アイデンティティの確立 | -0.333 | -0.061 |
| ソーシャルネットワーク・スケール | 0.135 | 0.017 |
| 社会参加得点 | 0.322 | 0.197 |
| 日本版 Brief Core Schema Scale (JBCSS) | | |
| 自己ネガティブ | -0.550 | -0.161 |
| 自己ポジティブ | 0.003 | 0.001 |
| 他者ネガティブ | 0.092 | 0.025 |
| 他者ポジティブ | 0.195 | 0.042 |
| 状態自尊感情尺度 | -0.020 | -0.003 |
| (定数) | | -0.614 |
| 判別率の中率 | | 63.9% |

表4 うつ傾向とポジティブ思考の構成要素との相関

| うつ傾向 | 生活満足度 尺度 K | 改訂 PGC モラル スケール | 自己保存 アイデン ティティ の確立 | ソシヤ ルネット ワーク・ スケール | 社会参加 得点 | 自己ネガ ティブ | 自己ポジ ティブ | 他者ネガ ティブ | 他者ポジ ティブ | 状態自尊 感情尺度 |
|------------------|---------------|-----------------------|-----------------------------|-----------------------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--------------|
| 生活満足度尺度 K | -0.377** | — | | | | | | | | |
| 改訂 PGC モラルスケール | -0.448** | 0.826** | — | | | | | | | |
| 自己保存アイデンティティの確立 | -0.289** | 0.443** | 0.344** | — | | | | | | |
| ソーシャルネットワーク・スケール | -0.315** | 0.282** | 0.281** | 0.263** | — | | | | | |
| 社会参加 | -0.237** | 0.197** | 0.219** | 0.251** | 0.372** | — | | | | |
| 自己ネガティブ | 0.346** | -0.434** | -0.429** | -0.465** | -0.335** | -0.165** | — | | | |
| 自己ポジティブ | -0.230** | 0.286** | 0.244** | 0.309** | 0.198** | 0.146** | -0.082 | — | | |
| 他者ネガティブ | 0.073 | -0.188** | -0.179** | -0.054 | -0.035 | -0.008 | 0.357** | 0.107 | — | |
| 他者ポジティブ | -0.116* | 0.271** | 0.222** | 0.227** | 0.310** | 0.167** | -0.055 | 0.362** | -0.066 | — |
| 状態自尊感情尺度 | -0.374** | 0.473** | 0.439** | 0.648** | 0.391** | 0.287** | -0.596** | 0.384** | -0.094 | 0.235** |

*: $P < 0.05$, **: $P < 0.01$

での有意差はなかったことから、説明力の高いポジティブ思考の構成要素を再考する際には、各変数の因子分析をする一方で、「自己保存」に変わる構成要素を探索する必要がある。また、「生活満足度」と「自己ネガティブ信念」とは負の相関関係があり判別分析により重要な変数であったことから、これらの変数に加え要介護リスク判定に寄与する変数を探索することが重要である。

社会参加とソーシャルネットワークは要介護リスク群と健常群におけるポジティブ思考の構成要素の比較で有意差はあったものの、要介護リスクの判別に寄与する変数ではなかった。したがって、ポジティブ思考の定義である「自分の人生に満足し幸福であると確信していること」を表す説明変数として「社会参加」と「ソーシャルネットワーク」を精神的健康度に位置づける妥当性とこれらの変数の位置づけを再度検討する必要がある。

本研究の限界は、要介護リスク判定における2群間でのポジティブ思考の構成要素の得点の違いは確認できたが、75歳の高齢者を対象とした一地域での横断研究であったため、要介護リスクとポジティブ思考との関連をみるには至らなかった。幸福な老いを規定する要因の探索には主観的な評価の変数を説明変数に加えるのは不適切である²²⁾との報告がある一方で要介護リスクとポジティブ思考との関連を探索する必要があるため、ポジティブ思考を十分に説明できる感度の高い変数の探求が必要である。

V 結 語

要介護リスク者は自己をネガティブにとらえている傾向があり、社会関係が希薄で生活満足度やモラル、自尊感情が低い傾向を示した。とくに、今後要介護リスクとの関連を見ていく際、「自己ネガティブ信念」、「生活満足度」は重要な要素であることが示唆された。今後は、精神的健康の側面に絞った要介護リスクとポジティブ思考との関連を探索するとともに、ポジティブ思考の構成要素を再考する必要がある。

本研究にあたり、終始ご指導をいただきました西川弘昭教授、ご協力いただきました調査対象者の方々並びに行政機関の皆様にご心より感謝申し上げます。

なお、本論文は修士論文に一部加筆修正を加え、本論文の一部は第82回日本健康学会総会で発表しました。開示すべきCOI状態はありません。

(受付 2018.4.21)
(採用 2018.10.19)

文 献

- 1) 井上直子, 星 旦二. 後期高齢者における外出能力を規定する身体的・社会的・精神的健康要因の因果構造分析. 日本健康教育学会誌 2011; 19: 36-47.
- 2) 下仲順子. 高齢期における心理・社会的ストレス. 老年精神医学雑誌 2000; 11: 1339-1346.
- 3) Jeste DV, Savla GN, Thompson WK, et al. association between older age and more successful aging: critical role of resilience and depression. *American Journal of Psychiatry* 2013; 170: 188-196.
- 4) Macleod AK, Moore R. Positive thinking revisited: positive cognitions, well-being and mental health. *Clinical Psychology and Psychotherapy* 2000; 7: 1-10.
- 5) 平井 寛, 近藤克則, 尾島俊之, 他. 地域在住高齢者の要介護認定のリスク要因の検討. 日本公衆衛生雑誌 2009; 8: 501-512.
- 6) Rowe JW, Kahn RL. Human aging: usual and successful. *Science* 1987; 237(4811): 143-9.
- 7) 松本啓子, 若崎淳子. 高齢者における Successful Aging に関する現状. 川崎医療福祉学会誌 2006; 16: 67-72.
- 8) 谷井康子. サクセスフル・エイジング概念分析. 日本看護科学会誌 2001; 21: 56-63.
- 9) 東ますみ, 白田久美子, 安森由美, 他. 骨粗鬆症患者における主観的幸福感と心理的側面から見た QOL の検討. 日本看護科学会誌 2001; 21: 40-49.
- 10) 長田 篤, 山縣然太郎, 中村和彦, 他. 地域後期高齢者の主観的幸福感とその関連要因の性差. 日本老年医学会雑誌 1999; 36: 868-873.
- 11) Lyubomirsky S, Layous K. How do simple positive activities increase well-being? *Current Directions in Psychological Science* 2013; 22: 57-62.
- 12) 小田利勝. サクセスフル・エイジングの研究. 東京: 学文社. 2004; 413-417.
- 13) 青木邦男, 松本依子. 高齢者の健康度自己評価に関する研究—関連要因と主観的幸福感との関係—. 日本家政学会誌 1994; 45: 105-115.
- 14) 杉井潤子, 本村 汎. 高齢者の主観的幸福感をめぐる一研究 家族システムの構造的要因との関連において. 家族社会学研究 1992; 4: 53-65.
- 15) 内田知宏, 川村千慧子, 三船奈緒子, 他. 日本版 Brief Core Schema Scale を用いた自己, 他者スキーマの検討—クラスターパターンの類型化および抑うつとの関連—. パーソナリティ研究 2012; 20: 143-154.
- 16) Ostir GV, Markides KS, Black SA, et al. Emotional well-being predicts subsequent functional independence and survival. *Journal of the American Geriatric Society*. 2000; 48: 473-478.
- 17) Levy BR, Slade MD, Kasl SV. Longitudinal benefit of positive self-perceptions of aging on functional health. *Journal of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences* 2002; 57B: 409-417.
- 18) 岡戸順一, 艾 斌, 巴山玉蓮, 他. 主観的健康感

- が高齢者の生命予後に及ぼす影響. 日本健康教育学会誌. 2003; 11: 31-38.
- 19) 岩佐 一, 河合千恵子, 権藤恭介, 他. 都市部在宅中高年者における7年間の生命予後に及ぼす主観的幸福感の影響. 日本老年医学会雑誌 2005; 42: 677-683.
- 20) 厚生労働省. 介護予防マニュアル(改訂版:平成24年3月)第1章 介護予防事業. 2012. http://www.mhlw.go.jp/topics/2009/05/dl/tp0501-1_01.pdf (2016年4月23日アクセス可能)
- 21) 桜井茂男. ローゼンバーグ自尊感情尺度日本語版の検討. 筑波大学発達臨床心理相談室 2000; 12: 65-71.
- 22) 古谷野亘. 老後の幸福感の関連要因—構造方程式モデルによる全国データの解析—. 数理社会学会 1993; 8: 111-125.
- 23) 伊豆の国市. 健康・福祉, 高齢者福祉 伊豆の国市高齢者保健福祉計画・第6期介護保険事業計画. 2016; 17-21. http://www.city.izunokuni.shizuoka.jp/sien_kaigo/documents/jigyoukeikaku.pdf (2016年4月23日アクセス可能).
- 24) 栗本鮎美, 栗田主一, 大久保孝, 他. 日本語版 Lubben Social Network Scale 短縮版 (LSNS-6) の作成と信頼性および妥当性の検討. 日本老年医学会雑誌 2011; 48: 149-157.
- 25) 鈴木隆雄, 増井幸恵, 稲垣宏樹, 他. 戦略的創造研究推進事業(社会技術研究開発)コミュニティで創る新しい高齢社会のデザイン研究開発プロジェクト「新たな高齢者の健康特性に配慮した生活機能指標の開発」研究開発実施終了報告書. 社会技術開発センター; 2013年9月30日.
- 26) 堀洋道監修, 山本真理子編. 心理測定尺度集I 人間の内面を探る<自己・個人内過程>アイデンティティ尺度 下山(1992). サイエンス社. 東京; 2014: 91.
- 27) 阿部美帆, 今野裕之. 状態自尊感情尺度の開発. パーソナリティ研究 2007; 16: 36-46.
- 28) 増井幸恵, 岩佐 一, 稲垣宏樹, 他. 現代高齢者の生活特性に配慮した新たな活動能力指標の開発(その5): 新活動能力指標(JST版)の信頼性と妥当性. 日本老年社会学会第56回大会, 下呂 2014; 6: 7-8.
- 29) 水本 篤, 竹内 理. 研究論文における効果量の報告のために—基礎的概念と注意点—. 英語教育研究 2008; 31: 57-66.
-

Analyzing the differences in positive thinking between the healthy elderly and the elderly with long-term care risk

Michiyo SHIRAI*

Key words : positive thinking, long-term care risk, discriminant analysis, elderly, preventive care

Objectives In forthcoming preventive care, it is important to perceive that the health of the elderly is multifaceted. The purpose of the research is to analyze the difference in positive thinking between the elderly with long-term care risk and the healthy elderly, to clarify the relationship between long-term care risk and positive thinking.

Methods A postal mail survey, based on a self-administered questionnaire, was conducted in City A. The subjects were elderly people who were turning 75 years old in 2016, 593 people. There were 319 valid responses included in the analysis, of which 141 responses were from the previous survey (a factual survey performed in City A from August 2015 to January 2016) and 178 responses were from the late survey (in July 2016). The subjects included in the analysis were divided into the long-term care risk and the healthy group, and the component scores on positive thinking were compared to determine the relationship between positive thinking and long-term care risk. For the comparison of two groups, we used a *t*-test for normally distributed scales, the Mann-Whitney *U* test for deviated scales, and the χ^2 test for the comparison of dispersed variants. Discriminant analysis was performed to evaluate the degree of each component of positive thinking in long-term care risk. The significance levels of all tests were set at less than 5%.

Results The components of positive thinking that demonstrated significant differences in the comparison between two groups were: Life Satisfaction Index K, PGC Morale Scale, Lubben Social Network Scale, social participation (Japan Science and Technology Agency Index of Competence to Assess Functional Capacity), self-negative beliefs (Japanese version of the Brief Core Schema Scale), and State Self-esteem Scale. Based on the discriminant analysis, variables mainly related to long-term care risk were self-negative beliefs, life satisfaction level, and self-preservation (Identity Scale). In addition, all components of positive thinking, excluding negative beliefs about others, were related to “depressive tendencies.”

Conclusion Elderly people with long-term care risk tended to perceive themselves negatively; they lacked social relationships, and had low life satisfaction levels, morale, as well as self-esteem. It was suggested that “negative beliefs about the self” and “Life Satisfaction Index K” were important factors. It is necessary to reconsider the components of positive thinking and clarify its relationship with long-term care risk.

* Kannami Town Office Health Promotion Section (part-time)