

老人福祉センター通所者の主観的幸福感の規定要因

佐藤 秀紀*¹ 友田 美香*²

I はじめに

社会老年学の分野において、高齢者の主観的幸福感は、モラル、生活満足度などとともに高齢者のSuccessful Agingを測る指標として用いられており、‘長期間にわたる主観的な肯定的認知と優位な肯定的感情である’¹⁾と定義されている¹⁾。この指標は、本格的な高齢化社会の到来とともにますます重要性を増していることを背景に注目を浴びている²⁾。

高齢者の主観的幸福感に関する研究は数多く行われており、これに関連する要因として、性³⁾⁻¹⁰⁾、年齢⁴⁾⁻¹⁰⁾といった人口学的要因、収入³⁾⁻⁷⁾といった社会構造的要因、活動性レベル⁹⁾、社会的統合¹¹⁾⁻¹⁴⁾、余暇活動¹⁵⁾⁻¹⁹⁾といった社会学的要因、健康度自己評価^{4),9)-11),13)}といった健康的要因などが挙げられている。

ただし、これらの研究は、主観的幸福感がどのような要因と関連しているか直接的な影響について重要な知見を提供しているものではあるが、それらの要因の影響力や要因間の因果関係などについて実証的に明確にしているものは少ない。

そこで本研究では、従来の高齢者の主観的幸福感に関わる要因からの研究を踏まえて、老人福祉センター通所者の主観的幸福感の規定する因果モデルを提起することで、その規定因を明らかにすることを目的とした。

II 方法

対象は札幌市内S老人福祉センターを利用している、平成8年9月現在において、札幌市S地区内に在宅する60歳以上の180人を対象とした。調査は主として質問票に従って質問する指示的面接法により行った。

調査内容は、人口学的要因(性、年齢)、社会構造的要因(教育歴、家族構成)、健康的要因(医療受診の有無、健康度自己評価)、社会学的要因(老研式活動能力指標、社会的統合、余暇活動)、主観的幸福感とした。これら調査内容のうち、主観的幸福感に関しては、Lawtonによって作成、改訂²⁰⁾された「PGCモラル・スケール(Philadelphia Geriatric Center Morale Scale)」にて、二者択一な回答を選択することで解答を求めた。老研式活動能力指標に関しては、古谷野らの研究業績²¹⁾を参考に、また社会的統合に関しては、杉澤の研究業績²²⁾を参考に、「人間関係の規模(数)」である親しい友人数、親しい近隣数、参加地域集団数の3項目で測定した。余暇活動に関しては、筆者らが臨床経験と従来の研究業績^{23),24)}を参考に独自に開発した調査項目で測定した。健康度自己評価(主観的健康感)に関しては、芳賀ら²⁵⁾の基準に従って測定した。

分析は高齢者の主観的幸福感に関しては、主観的幸福感17項目の素点の合計を合計得点とした。老研式活動能力指標についても同様に、13項目の素点の合計を合計得点とした。社会的統

* 1 北海道医療大学医療福祉学科助教授

* 2 定山溪病院医療相談課MSW

合に関しては、社会的統合に関連する3項目について主成分分析を用いてデータ圧縮を行い、個人得点を求めた。さらに、余暇活動は、データ圧縮を目的に34項目の項目選択分析を行い、主成分分析を行った。最終的に10項目を選択し、得られた主成分得点をもって個々人の「余暇活動得点」とした。なお、年齢については実年齢をそのまま投入した。世帯は「高齢者単身世帯」「高齢者夫婦世帯」「二世帯・三世帯」の3カテゴリーに分類した。教育歴については、旧制中学校卒業相当以上の群と、それ以下に2分した。その上で、老人福祉センター通所者の主観的幸福感を規定する因果連鎖を設定した。

III 結 果

(1) 基本属性等の調査項目の分布

集計対象の性別構成は「男性」71人、「女性」109人であった。平均年齢は72.2歳（標準偏差6.67）で、男性の平均年齢は74.4歳（標準偏差6.30）、女性の平均年齢は70.8歳（標準偏差6.52）となっており、統計的に有意な差が認められなかった。家族形態（N=175）は、「高齢者単身世帯」が35人（20.0%）、「高齢者夫婦世帯」が77人（44.0%）、「夫婦と未婚の子のみで同居」が15人（8.6%）、「片親と未婚の子のみで同居」が5人（2.9%）、「三世帯世帯」が38人（21.7%）「その他」が5人（2.9%）となっていた。

教育歴（N=176）は「小学校にいかなかった（小学校中退を含む）」4人（2.3%）、「尋常高等

小学校卒業」62人（35.2%）、「旧制高等小学校卒業」16人（9.1%）、「旧制中学校卒業」20人（11.4%）、「高等女学校卒業」39人（22.2%）、「師範学校卒業」2人（1.1%）、「実業学校卒業」7人（4.0%）、「旧制高校卒業」4人（2.3%）、「旧制高等師範学校」0人（0%）、「旧制大学予科卒業」2人（1.1%）、「旧制大学卒業」6人（3.4%）、「その他」14人（8.0%）であった。医療受診の有無（N=176）については、「有り」と回答した者が126人（71.6%）、「無し」が50人（28.4%）であった。健康度自己評価で測定された健康状態（N=178）は、「非常に健康だと思う」が29人（16.3%）、「まあ健康の方だと思う」が100人（56.2%）、「あまり健康ではない」が32人（18.0%）、「健康ではないと思う」が17人（9.6%）となっていた。

活動能力についての分布状況は、表1のとおりである。活動能力の合計得点は、男性（N=65）が平均11.60点（標準偏差1.85）、女性（N=93）が平均11.87点（標準偏差1.93）であった。

社会的統合についての分布状況は、「心を打ち明けて自分の思っていることや心配ごとを話すことができる親しい友達数」（N=168）は、平均が2.19人（標準偏差1.66、範囲0～10人）となっていた。「お互いに、家を行き来するような間柄のご近所の人数」（N=170）の平均は2.52人（標準偏差2.25、範囲0～12人）となっていた。「町内会、老人クラブ、商工会、宗教のグループといったような会、またはクラブやサークルの所属数」（N=173）の平均は2.45人（標準

表1 老研式活動能力の分布状況（性別）

(単位 人、()内%)

| 調査項目 | 男性 | | 女性 | | χ ² 値 | 有意確率 |
|---------------------------------|----------|----------|-----------|----------|------------------|--------|
| | はい | いいえ | はい | いいえ | | |
| バスや電車を使ってひとりで外出できますか (N=168) | 65(97.0) | 2(3.0) | 99(98.0) | 2(2.0) | 0.175 | N.S. |
| 日用品の買い物ができますか (N=171) | 66(97.1) | 2(2.9) | 100(97.1) | 3(2.9) | 0.000 | N.S. |
| 自分で食事の用意ができますか (N=169) | 62(91.2) | 6(8.8) | 97(96.0) | 4(4.0) | 1.726 | N.S. |
| 請求書の支払いができますか (N=170) | 64(94.1) | 4(5.9) | 97(95.1) | 5(4.9) | 0.078 | N.S. |
| 銀行預金・郵便貯金の出し入れが自分でできますか (N=169) | 65(97.0) | 2(3.0) | 100(98.0) | 2(2.0) | 0.184 | N.S. |
| 年金などの書類が書けますか (N=167) | 63(92.6) | 5(7.4) | 91(91.9) | 8(8.1) | 0.030 | N.S. |
| 新聞を読んでいますか (N=169) | 65(95.6) | 3(4.4) | 89(88.1) | 12(11.9) | 2.803 | N.S. |
| 本や雑誌を読んでいますか (N=167) | 59(86.8) | 9(13.2) | 80(80.8) | 19(19.2) | 1.025 | N.S. |
| 健康についての記事や番組に関心がありますか (N=168) | 60(88.2) | 8(11.8) | 94(94.0) | 6(6.0) | 1.761 | N.S. |
| 友だちの家を訪ねることがありますか (N=168) | 45(66.2) | 23(33.8) | 78(78.0) | 22(22.0) | 2.886 | N.S. |
| 家族や友だちの相談にのることがありますか (N=168) | 53(79.1) | 14(20.9) | 79(78.2) | 22(21.8) | 0.019 | N.S. |
| 病人を見舞うことができますか (N=168) | 65(97.0) | 2(3.0) | 97(96.0) | 4(4.0) | 0.111 | N.S. |
| 若い人に自分から話しかけることができますか (N=169) | 52(76.5) | 16(23.5) | 93(92.1) | 8(7.9) | 8.126 | P<0.01 |

表2 余暇活動の分布状況(性別)

(単位 人, ()内%)

| 調査項目 | 男性 | | 女性 | | χ ² 値 | 有意確率 |
|----------------------------------|----------|----------|-----------|-----------|------------------|--------|
| | はい | いいえ | はい | いいえ | | |
| 海外旅行へ行く (N=175) | 11(15.9) | 58(84.1) | 21(19.8) | 85(80.2) | 0.419 | N.S. |
| 国内旅行(温泉など)へ行く (N=175) | 51(73.9) | 18(26.1) | 79(74.5) | 27(25.5) | 0.008 | N.S. |
| ドライブをする (N=175) | 25(36.2) | 44(63.8) | 35(33.0) | 71(67.0) | 0.192 | N.S. |
| ハイキングなどに出かける (N=175) | 25(36.2) | 44(63.8) | 30(28.3) | 76(71.7) | 1.220 | N.S. |
| 催し物・博覧会・動物園・植物園などに出かける (N=175) | 41(59.4) | 28(40.6) | 70(66.0) | 36(34.0) | 0.789 | N.S. |
| 釣りや山菜採りなどへ行く (N=175) | 20(29.0) | 49(71.0) | 12(11.3) | 94(88.7) | 8.728 | p<0.01 |
| 飲み屋へ行ったり、盛り場で遊ぶ (N=175) | 17(24.6) | 52(75.4) | 13(12.3) | 93(87.7) | 4.505 | p<0.05 |
| 買い物・デパートへ行く (N=176) | 51(73.9) | 18(26.1) | 94(87.9) | 13(12.1) | 5.615 | p<0.05 |
| パチンコ・マージャン・賭博(競馬・宝くじ)をする (N=175) | 14(20.3) | 55(79.7) | 10(9.4) | 96(90.6) | 4.162 | p<0.05 |
| 囲碁・将棋・トランプなどのゲームをする (N=175) | 29(42.0) | 40(58.0) | 15(14.2) | 91(85.8) | 17.258 | p<0.01 |
| 散歩をする (N=176) | 46(66.7) | 23(33.3) | 70(65.4) | 37(34.6) | 0.029 | N.S. |
| ゲートボール・体操・水泳などのスポーツをする (N=175) | 27(39.1) | 42(60.9) | 29(27.4) | 77(72.6) | 2.662 | N.S. |
| スポーツ観戦をする(テレビ観戦含む) (N=175) | 51(73.9) | 18(26.1) | 59(55.7) | 47(44.3) | 5.964 | p<0.05 |
| テレビをみる (N=175) | 65(94.2) | 4(5.8) | 103(97.2) | 3(2.8) | 0.958 | N.S. |
| 音楽・美術・演劇などの観賞をする (N=175) | 27(39.1) | 42(60.9) | 49(46.2) | 57(53.8) | 0.857 | N.S. |
| 歌・カラオケ・浪曲・詩吟などをやる (N=175) | 38(55.1) | 31(44.9) | 43(40.6) | 63(59.4) | 3.538 | N.S. |
| 短歌・俳句・絵画などの書き物をする (N=175) | 24(34.8) | 45(65.2) | 26(24.5) | 80(75.5) | 2.153 | N.S. |
| 手芸・工芸・料理などの創作をする (N=175) | 12(17.4) | 57(82.6) | 51(48.1) | 55(51.9) | 17.121 | p<0.01 |
| 写真やビデオを撮る (N=175) | 27(39.1) | 42(60.9) | 36(34.0) | 70(66.0) | 0.485 | N.S. |
| 三味線・琴・ピアノなどを演じる (N=175) | 2(2.9) | 67(97.1) | 12(11.3) | 94(88.7) | 4.028 | p<0.05 |
| 茶道・華道・書道のけいこをする (N=175) | 16(23.2) | 53(76.8) | 32(30.2) | 74(69.8) | 1.029 | N.S. |
| 日舞・洋舞・社交ダンスなどをする (N=175) | 16(23.2) | 53(76.8) | 35(33.0) | 71(67.0) | 1.956 | N.S. |
| 園芸(盆栽)・ベットの飼育をする (N=175) | 30(43.5) | 39(56.5) | 50(47.2) | 56(52.8) | 0.230 | N.S. |
| 切手・小銭などのコレクションをする (N=175) | 11(15.9) | 58(84.1) | 20(18.9) | 86(81.1) | 0.245 | N.S. |
| 学習する(英会話など) (N=175) | 8(11.6) | 61(88.4) | 6(5.7) | 100(94.3) | 1.999 | N.S. |
| 読書をする (N=175) | 34(49.3) | 35(50.7) | 45(42.5) | 61(57.5) | 0.786 | N.S. |
| ボランティアをする (N=175) | 19(27.5) | 50(72.5) | 15(14.2) | 91(85.8) | 4.784 | p<0.05 |
| 地域(町内会など)の活動をする (N=175) | 26(37.7) | 43(62.3) | 23(21.7) | 83(78.3) | 5.296 | p<0.05 |
| 宗教活動をする (N=175) | 5(7.2) | 64(92.8) | 8(7.5) | 98(92.5) | 0.006 | N.S. |
| 友達・知人と交流する (N=175) | 35(50.7) | 34(49.3) | 55(51.9) | 51(48.1) | 0.023 | N.S. |
| 家族とのだんらん (N=175) | 46(66.7) | 23(33.3) | 66(62.3) | 40(37.7) | 0.352 | N.S. |
| 食べたり飲んだりする (N=175) | 50(72.5) | 19(27.5) | 57(53.8) | 49(46.2) | 6.145 | p<0.05 |
| ボーッとする (N=175) | 11(15.9) | 58(84.1) | 30(28.3) | 76(71.7) | 3.599 | N.S. |
| 寝る (N=175) | 50(72.5) | 19(27.5) | 62(58.5) | 44(41.5) | 3.542 | N.S. |

表3 高齢者の社会的統合の主成分分析結果

| 変数名 | 成分1 | 成分2 |
|--------------------------------------|--------|--------|
| 心を打ち明けて自分の思っていることや心配事を話すことができる親しい友達数 | 0.787 | 0.458 |
| お互いに、家を行き来するような間柄のご近所的人数 | 0.841 | 0.151 |
| 町内会、老人クラブ、商工会、宗教のグループ、クラブやサークルの所属数 | 0.689 | -0.697 |
| 固有値 | 1.816 | 0.718 |
| 累積固有値 | 1.816 | 2.534 |
| 寄与率 (%) | 60.519 | 23.938 |
| 累積寄与率 (%) | 60.519 | 84.457 |

偏差1.56、範囲0~8)となっていた。

余暇活動についての分布状況は表2に示したとおりである。男女を合計したときの「している」と回答したものの頻度に着目するならば、最も高かったのは「テレビをみる」(96.0%)であり、以下、「買い物・デパートへ行く」(82.4%)、「国内旅行(温泉など)へ行く」(74.3%)の順となっていた。その反対に「している」と回答したものの頻度が最も低かったのは「宗教活動をする」(7.4%)で、次いで「三味線・琴・ピアノなどを演じる」(8.0%)、「学習する(英会話など)」(8.0%)、「パチンコ・マージャン・賭博(競馬・宝くじ)をする」(13.7%)の順となっていた。

(2) 社会的統合の主成分分析

社会的統合に関しては、得点化方法が呈示されていないことから、親しい友人数、親しい近

隣数、参加地域集団数の3項目について主成分分析を行い、データ圧縮を行った。

その結果、固有値が1.0以上の主成分は1個得られ、第1主成分の固有値は1.82と大きく、寄与率は60.5%であった(表3)。さらに第1主成分に対する因子負荷量に着目すると、相関係数の絶対値は0.70~0.84となっており、第1主成分にすべての項目が因子所属されていたことから、これが「人間関係の規模(数)」を示すもの

と判断できた。

(3) 余暇活動の主成分分析

余暇活動の内部一貫性を高めるために、余暇活動に関連する34項目の項目選択を行い、主成分分析を用いてデータ圧縮を行った。項目選択分析²⁶⁾には、まず、通過率の大きさを考慮し、実施率80%以上の2項目、未実施率80%以上の9項目を除外した。次いで、同時複数項目削減相関係数法によって、項目得点と当該項目の得点を除く合計点との相関係数を算出し、値が小さい方から不必要な数の項目を一度に削除した。

表4 高齢者の余暇活動の主成分分析結果

| 変数名 | 成分1 | 成分2 |
|------------------------|--------|--------|
| 国内旅行(温泉など)へ行く | 0.597 | 0.215 |
| ドライブをする | 0.589 | -0.327 |
| ハイキングなどに出かける | 0.591 | 0.024 |
| 催し物・博覧会・動物園・植物園などに出かける | 0.713 | 0.030 |
| 音楽・美術・演劇などの観賞をする | 0.618 | 0.010 |
| 手芸・工芸・料理などの創作をする | 0.503 | -0.483 |
| 写真やビデオを撮る | 0.590 | -0.286 |
| 園芸(盆栽)・ペットの飼育をする | 0.595 | -0.153 |
| 地域(町内会など)の活動をする | 0.457 | 0.642 |
| 家族とのだんらん | 0.497 | 0.448 |
| 固有値 | 3.286 | 1.105 |
| 累積固有値 | 3.286 | 4.391 |
| 寄与率(%) | 32.856 | 11.053 |
| 累積寄与率(%) | 32.856 | 43.909 |

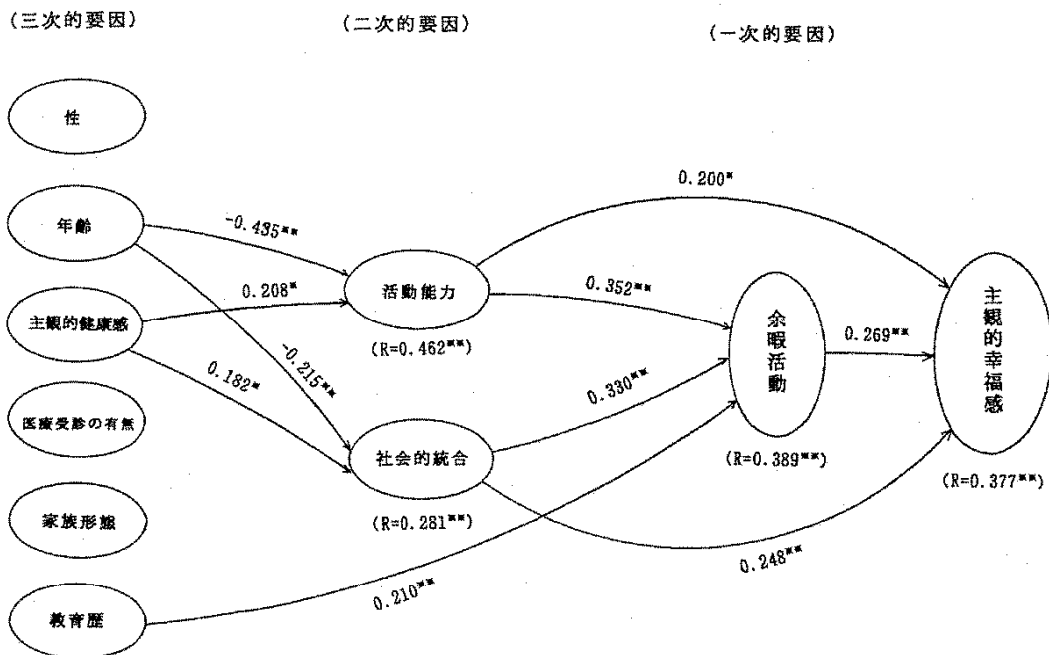
さらに、同時複数項目削減主成分分析法にて、第1主成分の負荷量が小さい項目を不必要な数の項目として削除し最終的に10項目を選択した。

以上の結果(表4)、固有値が1.0以上の主成分が2個得られた。第1主成分は固有値が3.29で、第2主成分の固有値は1.11となっており、第1主成分は第2主成分に比して大きな値となっていることから、この第1主成分得点をもって個々人の「余暇活動得点」とした。

(4) 主観的幸福感に関する概念モデルの検討

老人福祉センター通所者の主観的幸福感の構築した因果関係モデルをパス・ダイアグラム²⁷⁾によって図1のように単方向の因果連鎖を仮定した。すなわち、対象個々人の人口学的要因、社会構造的要因、健康的要因(三次的要因)によって活動能力および社会的統合(二次的要因)に影響がもたらされ、さらに、活動能力および社会的統合の程度は、余暇活動を支え(一次的要因)、その余暇活動は主観的幸福感を強く規定しているものである。この因果モデルにしたがって、パス解析によって個々の変数の内生変数への規定力を分析した。ただし、パス係数の絶対値が0.05未満のパスは削除した。

図1 主観的幸福感のパス・ダイアグラム



なお、三次的要因としては、人口学的要因として、性、年齢、また社会構造的な要因として、教育歴、家族構成、さらに健康的な要因として医療受診の有無、健康度自己評価を用いた。社会的統合および余暇活動は主成分得点を、主観的幸福度は各項目の合計得点を使用し、本研究のモデルに対応させ、3段階の増減法による重回帰分析を行った。まず第1段階では、三次的要因の人口学的な要因、社会構造的な要因、健康的な要因の全変数を独立変数とし、二次的要因の活動能力および社会的統合の変数を従属変数とした重回帰分析を行った。その結果、活動能力には、三次的要因のうち、パスを削除した他の影響を取り除くと、年齢($\beta = -0.435, P < 0.01$)が有意な負のパス係数(標準偏回帰係数)を、健康度自己評価($\beta = 0.208, P < 0.05$)が正のパス係数を示した。社会的統合も同様に、三次的要因のうち、年齢($\beta = -0.215, P < 0.01$)が有意な負のパス係数を、健康度自己評価($\beta = 0.182, P < 0.05$)が正のパス係数を示した。

第2段階では、二次的要因の活動能力および

社会的統合の変数を独立変数とし、一次的要因の余暇活動を従属変数とした重回帰分析を適用した。その結果、まず、余暇活動は、二次的要因の活動能力($\beta = 0.352, P < 0.01$)の変数に有意な正のパス係数を、また社会的統合($\beta = 0.330, P < 0.01$)の変数に有意な正のパス係数を示した。また、三次的要因のうち、教育歴($\beta = 0.210, P < 0.01$)の変数に有意な正のパス係数を示した。

第3段階では、二次的要因および一次的要因の全変数を独立変数、主観的幸福感を従属変数とした重回帰分析を実施した。その結果、主観的幸福感には、二次的要因の活動能力($\beta = 0.200, P < 0.05$)および社会的統合($\beta = 0.248, P < 0.01$)、一次的要因の余暇活動($\beta = 0.269, P < 0.01$)の変数にはそれぞれ有意な正のパス係数が認められた。

この因果モデルをもとに、内生変数への直接効果(direct effect)、間接効果(indirect effect)、総合効果(total effect)等の分割を行った(表5)。

表5 相関関係の分割

| 目的変数 | 説明変数 | 直接効果 | 間接効果 | 総効果 | 相関係数 | みかけの相関 |
|--------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 活動能力 | 年齢 | -0.435 | ... | -0.435 | -0.437 | -0.002 |
| | 主観的幸福感 | 0.208 | ... | 0.208 | 0.108 | -0.100 |
| 社会的統合 | 年齢 | -0.215 | ... | -0.215 | -0.176 | 0.039 |
| | 主観的幸福感 | 0.182 | ... | 0.182 | 0.162 | -0.020 |
| 余暇活動 | 年齢 | ... | -0.153 | -0.153 | -0.227 | -0.074 |
| | (活動能力) | ... | -0.071 | -0.071 | -0.227 | -0.156 |
| | (社会的統合) | ... | 0.073 | 0.073 | 0.266 | 0.193 |
| | 主観的幸福感 | ... | 0.060 | 0.060 | 0.266 | 0.206 |
| | (活動能力) | 0.210 | ... | 0.210 | 0.210 | 0.000 |
| | 主観的幸福感 | 0.352 | ... | 0.352 | 0.352 | 0.000 |
| | (社会的統合) | 0.330 | ... | 0.330 | 0.330 | 0.000 |
| | 教育歴 | 0.210 | ... | 0.210 | 0.210 | 0.000 |
| | 活動能力 | 0.352 | ... | 0.352 | 0.352 | 0.000 |
| | 社会的統合 | 0.330 | ... | 0.330 | 0.330 | 0.000 |
| 主観的幸福感 | 年齢 | ... | -0.041 | -0.041 | -0.118 | -0.077 |
| | (活動能力) | ... | -0.019 | -0.019 | -0.118 | -0.099 |
| | (社会的統合) | ... | 0.020 | 0.020 | 0.320 | 0.300 |
| | 主観的幸福感 | ... | 0.016 | 0.016 | 0.320 | 0.304 |
| | (活動能力) | ... | 0.056 | 0.056 | 0.130 | 0.074 |
| | 主観的幸福感 | ... | 0.095 | 0.095 | 0.200 | 0.105 |
| | (社会的統合) | ... | 0.089 | 0.089 | 0.248 | 0.159 |
| | 教育歴 | ... | 0.056 | 0.056 | 0.130 | 0.074 |
| | 活動能力 | ... | 0.095 | 0.095 | 0.200 | 0.105 |
| | 社会的統合 | ... | 0.089 | 0.089 | 0.248 | 0.159 |
| 余暇活動 | 0.269 | ... | 0.269 | 0.269 | 0.000 | |

IV 考 察

本研究は、老人福祉センター通所者の主観的幸福感を規定する因果モデルを提起することで、その規定因を明らかにすることを目的とした。

まず最初に、二次的要因と三次的要因の関係をみると、年齢については、活動能力および社会的統合ともに負のパスが認められた。また、健康度自己評価については、活動能力および社会的統合に正のパスが認められた。すなわち、対象者の個人的影響は有意な影響力を持つものであり、年齢が若いほど活動性が高く社会的統合が生じやすく、また健康度自己評価が良好な者ほど活動性が高く社会的統合が生じやすくなるという関係が

示された。従来の研究では、活動能力と三次的要因の関係に関し、「性」「年齢」「教育歴」が関与している⁹⁾¹²⁾ことが報告されている。一方、社会的統合と三次的要因の関係では、「性」「年齢」「健康度自己評価」「教育歴」が関与している⁹⁾¹¹⁾ことが明らかにされている。

活動能力に対する年齢の影響は、加齢に伴う身体機能の低下、社会的な交際範囲の縮小等の理由から、年齢が高まるにつれて活動範囲を狭めているからと想定される。また、活動能力に対する健康度自己評価の影響についても、身体の衰えに伴う健康不安から活動性の縮小を生じやすくしているものと想定される。

社会的統合に対する年齢の影響は、加齢に伴い「人間関係の規模」の希薄傾向が示されていることを示唆するものである。社会的統合に対する健康度自己評価の影響は、健康度自己評価の高低が「人間関係の規模」の大小に、関与していることを意味している。

次に、一次的要因と二次的要因の関係をみると、活動能力は、余暇活動に正のパス係数を示し、また社会的統合も同様に正のパス係数を示していた。この結果は、活動能力および社会的統合が余暇活動に強い影響力を持つことを示唆している。余暇活動に対する活動能力の影響は、活動能力の高低が、余暇活動の種類を制限¹⁵⁾することを意味している。余暇活動に対する社会的統合の影響に関しては、「人間関係の規模」の大小が、余暇活動の充実度に大きく関与¹⁵⁾していることを示唆している。次に、余暇活動に対する三次的要因である教育歴の影響についてみると、教育歴の高低が、余暇活動の内容に深く結びついている¹⁵⁾¹⁹⁾ことが示された。すなわち、高学歴者ほど自身の生活史の中で余暇行動に充当する知識や技能を有しており、余暇活動の多様性を増しているものと推察される。これらのことは、高齢者の余暇活動が、活動に見合った活動能力、人間関係の醸成などから生じる社会的統合、余暇活動に求められるスキル（余暇能力）などに基づいて形成されていることの現れでもあろう。

最後に、主観的幸福感との関係でみると、パ

ス係数の正負に着目するならば、一次的要因である余暇活動は、主観的幸福感に正のパス係数が示された。また、二次的要因である活動能力および社会的活動は主観的幸福感に正のパス係数が示された。このことから、余暇活動、活動能力、社会的統合は、主観的幸福感の増大要因として作用していることが明らかになった。すなわち、高齢者の主観的幸福感は、余暇生活充実度の程度、生活活動レベル、社会的関係の効果に強く結びついていることを示唆するものである。

主観的幸福感と活動能力および社会的統合との関連についてみると、まず、本研究結果は、活動能力は主観的幸福感に対して正のパスを示している。主観的幸福感に対する活動能力の影響は、従来の研究⁹⁾においても指摘されているところである。高齢者の精神的充実感は、活動手段である活動能力の維持向上に方向づけられたものであることが示された。

次に、主観的幸福感に対する社会的統合の影響においても、その重要性が従来より指摘^{11)~14)}されているところである。これらの知見は「人間関係の規模」の大小によって主観的幸福感も増減することを示しており、本研究においても一致した結果が得られた。このことから、高齢者の社会的関係は、その水準が高まることが主観的幸福感を表明する基本的な条件となっており、主観的幸福感は、高齢者の社会的な関係効果に強く結びついていることが示唆される。

主観的幸福感に対する余暇活動の影響については、因果的効果の大きさに関する情報は得られていないものの、余暇活動の量によって主観的幸福感が高まる¹⁵⁾とする報告がされており、これらの知見を支持する結果を得た。この結果は、余暇活動を幅広く満喫している者は主観的幸福感が高く、一方、余暇活動に消極的な者は主観的幸福感が低いことを示している。高齢者は、生活基盤における拘束時間が社会的に減じていることから、自由時間を享受することのできる時間的余裕を持っている。それだけに、余暇時間をいかに対処するかによって、生活の充実感がまったく異なったものになるものとなろう。

V ま と め

以上まとめると、1)三次的要因である年齢と健康度自己評価は、二次的要因である活動能力にそれぞれ関与し、またこれらは、二次的要因である社会的統合にもそれぞれ関与していた。2)それらの二次的要因は、一次的要因である余暇活動を強く規定していた。3)また、この一次的要因である余暇活動に三次的要因である教育歴が関与していた。4)最後に、二次的要因である活動能力および社会的統合、一次的要因である余暇活動は、主観的幸福感を強く規定していることが明らかとなった。

この結果は、今後の高齢者の生活の質を高め、生きがいのある充実した豊かな老後を形成するためのひとつの示唆となろう。そのためにも今後は、高齢者の活動能力の維持、活動仲間の存在などの社会的な関係確保、主体的な余暇能力の向上、地域において高齢者の余暇行動にあてられる社会資源の投資（余暇環境の整備）等の要件の充足が望まれよう。

参考文献

- 1) Diener, E.: Subjective well-being. *Psychological Bulletin* 1984; 95: 542-575.
- 2) 蘭牟田洋美: 高齢者の主観的幸福感に対する外向性と神経症傾向の影響. *社会老年学*1993; 37: 27-36.
- 3) 谷口和江, 前田大作, 浅野仁, 他: 高齢者のモラルに見られる性差とその要因分析. *社会老年学* 1984; 20: 46-58.
- 4) 古谷野亘: 主観的幸福感の測定と要因分析—尺度の選択が要因分析におよぼす影響について—. *社会老年学*1984; 20: 59-64.
- 5) 前田大作, 浅野仁, 谷口和江: 老人の主観的幸福感の研究. *社会老年学*1979; 11: 15-31.
- 6) 浅野仁, 谷口和江: 老人ホーム入所者のモラルとその要因分析. *社会老年学*1981; 14: 36-48.
- 7) 谷口和江, 浅野仁, 前田大作: 身体的活動レベルの高い男性高齢者のモラル. *社会老年学*1980; 12: 47-58.
- 8) 藤田利治, 大塚俊男, 谷口幸一: 老人の主観的幸福感とその関連要因. *社会老年学*1989; 29: 75-85.
- 9) 佐藤秀紀, 中嶋和夫: 高齢者の主観的幸福感を規定する要因の検討. *社会福祉学*1996; 37(2): 1-15.
- 10) 前田大作: 高齢者の主観的幸福感の変化とその要因. 地域老人の老化に関する総合追跡調査1988: 97-105.
- 11) 古谷野亘: モラルに対する社会的活動の影響—活動理論と離脱理論の検証—. *社会老年学*1983; 17: 36-49.
- 12) 古谷野亘, 岡野清子, 安藤孝敏, 他: 都市中高年の主観的幸福感と社会関係に関する要因. *老年社会科学*1995; 16(2): 115-123.
- 13) 古谷野亘: 団地老人におけるモラルと社会関係. *社会老年学*1992; 35: 3-9.
- 14) Fordyce, MW.: The program to increase happiness: Further studies. *Journal of Counseling Psychology* 1983; 30: 483-498.
- 15) 藤本信子: 老夫婦の余暇活動. *社会老年学*1983; 18: 68-79.
- 16) 手島陸久, 冷水豊: 高齢者の余暇活動の測定に関する研究. *社会老年学*1992; 35: 19-31.
- 17) 香取淳子: 老人のテレビ視聴構造. *社会老年学* 1984; 19: 67-76.
- 18) 野島正也: 老人の余暇欲求に関する一考察. *社会老年学*1975; 1: 49-57.
- 19) 岡村清子: 団地居住老人の余暇活動. *社会老年学* 1991; 33: 3-14.
- 20) Lawton, MP.: The PGC morale scale. A revision. *Journal of Gerontology* 1975; 30: 85-89.
- 21) 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; 34(3): 109-114.
- 22) 杉澤秀博: 高齢者における社会的統合と生命予後の関連性. *日本公衆衛生雑誌*1994; 41(2): 131-139.
- 23) 余暇開発センター編: レジャー白書'96. 余暇開発センター, 東京, 文栄社; 1996.
- 24) 山崎きよ子: 老人と余暇. 原田正二編, 老人と生きがい, 東京, 中央法規出版; 1985: 28-56.
- 25) 芳賀博, 柴田博, 上野満雄, 他: 地域老人における健康度自己評価からみた生命予後. *日本公衆衛生雑誌*1991; 37: 783-789.
- 26) 服部環: テストの内部一貫性を大きくするための項目選択技法. *教育心理学研究*1991; 39(2): 195-203.
- 27) 盛山和夫: 量的データの解析法. 社会調査の基礎. 東京, サイエンス社; 1983: 119-204.