

2021 年度

博士論文

高齢期の Mental well-being を促進する

心理社会的要因

—健康生成論的アプローチ—

2022 年 3 月

大片 久

岡山県立大学大学院

保健福祉学研究科 保健福祉科学専攻

# 高齢期の Mental well-being を促進する心理社会的要因 —健康生成論的アプローチ—

保健福祉科学専攻 大片 久

【研究背景・目的】超高齢社会を突き進む我が国において、平均寿命のみならず健康寿命も延伸する中で「活動的で健康的な老い」が注目されるようになり、疾病予防や生活機能の維持にとどまらず、生活の質（QOL）ならびに主観的な幸福感や人生満足度などを含む well-being（ポジティブな精神的健康）の追及が重要視されるようになってきている。心身の老化や社会的役割、人間関係における喪失体験を経験する高齢期では精神的な不調を来たと考える従来の高齢者観とは異なり、近年では多くの高齢者で QOL や well-being を包含する Mental well-being（MWB）（Keyes, 2013）は維持されていることが示されており、これが高齢者の健康の維持・増進の一因となっていると考えられる。他方で、健康生成論を提唱した Antonovsky によれば、日常生活で絶えず生じるストレス対処において、「汎抵抗資源（General Resistances Resources：GRRs）」と呼ばれる内外の対処資源を状況に応じて、柔軟かつ適切に選択・動員する力であって、自身の生活世界は首尾一貫している、筋道が通っている、腑に落ちるという感覚、確信、志向性でもある Sense of coherence（SOC）（特に、下位因子の一つである有意味感）が、MWB を予測する主要な概念であることが示唆されている。しかし、本邦の高齢者の SOC を含めた心理社会的要因と MWB との関連を検討する研究は非常に少なく、また、SOC の 3 つの各々の下位因子が MWB に与える影響の相違については十分に検討されていない。さらには、どのような資源の特徴が SOC と関連し MWB へ寄与するかも十分に明らかにされていない。そこで、本研究では、第 1 章で高齢期の MWB を促進する身体機能および SOC（下位因子の相違）を含めた心理社会的要因を検討すること、続く第 2 章では、関連が認められた GRRs と MWB との関連に SOC が媒介する因果モデル（媒介効果モデル）を構築し当該仮説モデルを検証することと、SOC および MWB を促進する当該資源の特徴の詳細を明らかにすることを目的にした。

【方法】地域在住の 60 歳以上の高齢者 567 名を対象に、無記名自記式の質問紙による横断調査を実施した。調査内容は、基本属性（年齢、性別、教育歴、婚姻状況、同居家族、就労状況、暮らし向き）、心身の健康状態・機能（運動器、口腔、低栄養、SOC、Mental Health Continuum：MHC、Kessler psychological distress scale 6：K6）、ソーシャル・サポートの授受等の知覚を評価する社会関係（Social provisions scale：SPS）であった。第 1 章の解析方法は、目的変数に精神的健康を評価する MHC スコア（ポジティブ面）あるいは K6 スコア（ネガティブ面）、説明変数に step1（強制投入）に基本属性、step2（強制投入）に心身の健康状態・機能および社会関係資源を投入した階層的重回帰分析であった。あわせて、SOC 合計点に代えて下位因子スコアを投入した分析も実施した。次の第 2 章では、関連が認められた GRRs を始点

に MWB へのパスおよび SOC を介して MWB へと至るパスを結んだ媒介効果モデルを構築し、間接効果、直接効果、総合効果について検証した。また、関連資源の特徴の詳細を明らかにするために階層的クラスタ分析（Ward 法・ユークリッド距離）を行い、類型化されたクラスタの差別化の検討および妥当性の確認をそれぞれ共分散分析により検討した。

【結果】欠損値のない 543 名のデータ（有効回答：95.8%）を用い、初めに MWB（MHC スコア）を説明する心理社会的要因を検討した結果、年齢（ $\beta=0.172$ ）および暮らし向き（ $\beta=0.086$ ）の他に、社会関係資源（SPS スコア： $\beta=0.115$ ）、SOC（ $\beta=0.421$ ）が有意に関連した。一方、副次的に検討したネガティブな精神的健康（K6）を説明したのは、年齢（ $\beta=0.184$ ）および低栄養状態（ $\beta=0.092$ ）の他に、SOC（ $\beta=-0.558$ ）であった。続く、SOC の 3 つの下位因子を投入した検討では、MWB に対しては先の年齢、暮らし向き、社会関係の他に、SOC の下位因子の中でも有意味感（ $\beta=0.401$ ）のみが有意に関連し、ネガティブな精神的健康に対しては先の年齢、低栄養状態の他に、3 つの下位因子共に有意な関連を示した（把握可能感： $\beta=-0.327$ 、処理可能感： $\beta=-0.203$ 、有意味感： $\beta=-0.125$ ）。次に、これらの結果から主要な GRRs が社会関係資源であることが明らかになったため、社会関係資源を始点に MWB を結ぶパスと SOC を介して MWB へと至るパスを結んだ媒介効果モデルを構築して検討を行った。その結果、MWB に関しては直接効果（0.012, 95%CIbs[0.04, 0.19]）・間接効果（0.06, 95%CIbs[0.02, 0.09]）が共に有意であり部分媒介が確認できた一方で、ネガティブな精神的健康に関しては間接効果のみ有意であり（-0.08, 95%CIbs[-0.12, -0.03]）、完全媒介が確認できた。最後に、環境の調整や介入の示唆を得るために、社会関係資源の評価に用いた SPS の 6 つの下位因子のパターンを階層的クラスタ分析および共分散分析等で検討した結果、下位因子のパターン（主に受領的サポートと提供的サポート）や特性の程度から 4 つのクラスタへの類型化が妥当であると判断された。第一クラスタは受領・提供的サポートが平均域よりやや高く提供よりも受領が低い「中受領中提供群」（ $n=139$ ）、第二クラスタは提供的サポートが平均域より低く、受領的サポートが平均域よりやや高く乖離がある「中受領低提供群」（ $n=62$ ）、クラスタ 3 は受領・提供的サポートが平均域より大幅に高く提供よりも受領が高い「高受領高提供群」（ $n=70$ ）、クラスタ 4 は受領・提供的サポートが平均域より大幅に低く提供よりも受領が低い「低受領低提供群」（ $n=272$ ）とそれぞれ命名し群として類型化した。各群の特徴を、関連が認められた基本属性等を共変量に投入した一変量共分散分析で検討した結果、「高受領高提供群」が他の 3 群よりも SOC スコアおよび MHC スコアが有意に高かった。他方で、提供的サポートが低く受領的サポートが比較的高く不均衡な「中受領低提供群」は他の群とは異なり、ネガティブな精神的健康を評価する K6 スコアが有意に高かった。

【考察】本研究により、海外の知見同様、本邦の高齢者においても MWB の維持・促進には健康生成論の中核的概念である SOC、特に有意味感が有意に関連し、また、主に受領および提供的サポート知覚からなる社会関係資源も

重要な資源であることが示唆された。しかし、30代まで発達し高齢期まで安定し、その後、減少すると仮定されている SOC は、介入効果の報告はあるものの、虚弱や疾患への罹患が多くなる高齢期においては SOC 自体への介入による変容は容易ではない。媒介効果分析による部分媒介が確認された結果に基づけば、社会関係資源への介入やそのための環境調整が保健福祉政策の実践において有効であると考えられる。特に、社会関係資源の特徴から、受領および提供の両サポートが十分に高い「高受領高提供群」を除き、両サポートのどちらかが低く、かつ不均衡な状況にある他の 3 群においてはいずれも支援が必要であり、中でも虚弱や疾患の状態が少なくない「中受領低提供群」は MWB が低いだけでなく、不安や抑うつなどのネガティブな精神的健康が高い傾向にあることから、当該高齢者に対する支援は特に重要であると考えられる。

キーワード：高齢者、Mental well-being、健康生成論、Sense of coherence、社会関係資源

## 目次

|   | 頁  |
|---|----|
| 序 章 研究の目的と論文の構成   |    |
| 引用文献 -----  | 3  |
| 第 1 章 高齢期の Mental well-being を促進する心理社会的要因の検討  |    |
| 第 1 節 背景と目的 -----   | 4  |
| 第 2 節 方法 -----  | 7  |
| 第 3 節 結果 -----  | 10 |
| 第 4 節 考察 -----  | 13 |
| 引用文献 -----  | 14 |
| 図表（図 1-4・表 1-6） -----   | 17 |
| 第 2 章 高齢者の Mental well-being を促進する社会関係資源と Sense of coherence の媒介効果モデルおよび社会関係資源の類型化の検証 |    |
| 第 1 節 背景と目的 -----   | 27 |
| 第 2 節 方法 -----  | 29 |
| 第 3 節 結果 -----  | 30 |
| 第 4 節 考察 -----  | 34 |
| 引用文献 -----  | 37 |
| 図表（図 5-10・表 7-9） -----  | 38 |
| 終 章 高齢者の Mental well-being を促進する健康生成論的アプローチ   |    |
| 第 1 節 本研究のまとめと限界 -----  | 47 |
| 第 2 節 結論 -----  | 47 |
| 謝辞 -----  | 49 |

## 序章 研究の目的と論文の構成

近年、超高齢社会を突き進む我が国において、「活動的で健康的な老い」が注目されるようになってきている<sup>1)</sup>。従来、加齢に伴う身体機能の衰えや社会的役割などの様々な喪失体験を経験する高齢期では精神的な不調を来たと考えられてきたが、近年ではむしろ多くの高齢者で維持されることが報告され、また、高齢者は若年者よりもポジティブな感情を有していることも示されている<sup>2),3),4)</sup>。このような高齢期のポジティブな側面を反映する精神的健康は **Mental well-being (MWB)**<sup>5),6),7),8)</sup> と呼ばれ、従来の医学モデルに基づく不調や疾病などの **ill-being** の検出を目的とする精神的健康尺度では十分に評価はできない。世界保健機関 (WHO) によれば、MWB は自身の潜在能力を伸ばし、生産的かつ創造的に働き、他者との強くポジティブな関係を構築し、地域社会に貢献する個人的能力と定義され<sup>8),9),10)</sup>、健康や長寿の重要な予測因子とされている。当該概念はサクセスフル・エイジングやプロダクティブ・エイジングなどの気運とも相まって、第1章において述べるように、高齢期の活動的で健康的な老いを評価できる構成概念として位置づけることが可能であろう。

「健康生成論 **salutogenesis**」は健康社会学者 **Aaron Antonovsky** によって提唱され、健康はいかに生成され、維持・増進されるのかという命題を追求する。健康の極側へ移動させる健康因子に着目し、それを強化しようとするのが健康生成論的アプローチであり<sup>11)</sup>、**Sense of coherence (SOC)** と汎抵抗資源 (**General Resistances Resources : GRRs**) がその中核概念とされている。SOC は日常生活で絶えず生じるストレスへの対処において、**GRRs** と呼ばれる内外の対処資源を状況に応じて柔軟かつ適切に選択・動員する力である。SOC は虚弱や疾患などのリスクが増大する高齢期にあつて、日々のストレス対処のみならず、MWB を予測する主要な概念であることが今日示されており<sup>6)</sup>、SOC を含め、本邦の高齢者における MWB を高める要因を明らかにすることができれば、「活動的で健康的な老い」の実現のみならず、寿命のごく最後まで生命力あふれる人生を送るための示唆が得られるものと考えられる。

以上を踏まえ、本研究では以下の2つの研究課題(目的)を設定し、質問紙調査による横断研究を行った。まず、1つ目として、MWB を高める要因を明らかにするために、「高齢期の **Mental well-being** を促進する心理社会的要因の検討」について分析を行った。次に、2つ目として、得られた知見からより詳細な特徴や介入への示唆を得るために、「高齢者の **Mental well-being** を促進する社会関係資源と **Sense of coherence** の媒介効果モデルおよび社会関係資源の類型化の検証」についての分析を行った。

本研究ではこのように、大きく2つの研究により論を展開する。本章(序章)に続く第1章においては、我が国の高齢者の MWB を促進する心理社会的要因を健康生成論的アプローチに基づき検討している。第2章においては、第1章のデータを用いた追加研究として、同章で明らかとなった MWB を促進する要因を SOC の媒介効果モデルに基づいて検証し、さらに MWB を

促進する社会関係資源の特徴の詳細を分析している。終章では、得られた知見から、結論および実践的な介入や実践への示唆についてまとめた。本論文は序章、終章を含め、計4章にて構成されている。

## 引用文献

- 1) Bousquet J, Malva J, Nogues M, et al. Operational definition of active and healthy aging (AHA): The European innovation partnership (EIP) on AHA reference site questionnaire: Montpellier October 20-21, 2014, Lisbon July 2, 2015. *Journal of the American Medical Directors Association*, 2015; 16(12): 1020-1026.
- 2) Westerhof GJ, Keyes CLM. Mental illness and mental health: the two continua model across the lifespan. *Journal of Adult Development*, 2010; 17: 110-119.
- 3) 中川威, 権藤恭之, 石岡良子 他. 中高年期における感情調整の発達に関する縦断的研究—年齢, 身体機能, 感情調整, 精神的健康の関係に注目して. *パーソナリティ研究*, 2013; 22 (1) : 13-22.
- 4) Scheibe S, Carstensen LL. Emotional aging: recent findings and future trends. *Journal of Gerontology: Psychological Sciences*, 2010; 65B(2): 135-144.
- 5) Donisi V, Tedeschi F, Gonzalez-Caballero JL, et al. Is mental well-being in the oldest old different from that in younger age groups? Exploring the mental well-being of the oldest-old population in Europe. *Journal of Happiness Studies*, 2020; doi: 10.1007/s10902-020-00292-y.
- 6) Keyes CLM (Ed). *Mental well-being: International contributions to the study of positive mental health*. New York: Springer, 2012; 1-388.
- 7) Stranges S, Samaraweera PC, Taggart F, et al. Major health-related behaviours and mental well-being in the general population: The Health Survey for England. *BMJ Open*, 2014; 4(9): e005878.
- 8) de Cates A, Stranges S, Blake A et al. Mental well-being: an important outcome for mental health services? *The British Journal of Psychiatry*, 2015; 207(3): 195-197.
- 9) Galderisi S, Heinz A, Kastrup M et al. Toward a new definition of mental health. *World Psychiatry*, 2015; 14(2): 231-233.
- 10) World Health Organization. *Promoting mental health: concepts, emerging evidence, practice (Summary Report)* Geneva: World Health Organization; 2004.
- 11) Antonovsky A 著 (山崎喜比古・吉井清子 監訳). *健康の謎を解く ストレス対処と健康保持のメカニズム*. 東京: 有信堂, 1987(2001 監訳); 1-251.



## 第1章 高齢期の Mental well-being を促進する心理社会的要因の検討

### 第1節 背景と目的

#### 1. 高齢期の Mental well-being

超高齢社会を突き進む我が国は、2020年の平均寿命が男性で81.64歳、女性で87.74歳と過去最高を更新し<sup>1)</sup>、さらに、平均寿命のみならず健康寿命も延伸する中で近年、「活動的で健康的な老い」が注目されるようになってきている<sup>2)</sup>。そこでは様々な疾病予防や生活機能の維持にとどまらず、生活の質(Quality of Life: QOL)ならびに幸福感や人生満足感などを含む主観的に評価される well-being を重視するサクセスフル・エイジング、さらに疾患や障害の有無に関わらず、社会参加や社会貢献を通じた生産的・能動的な生き方にも着目するプロダクティブ・エイジングに代表されるように、社会関係の中での精神的健康が重要な課題となっている<sup>3),4),5),6)</sup>。

従来、加齢に伴う身体機能の衰えや病気への罹患、さらには社会的役割や人間関係などの様々な喪失体験を経験する高齢期では精神的な不調を来すと考えられてきたが、近年ではむしろ多くの高齢者で維持されることが報告され、また、高齢者は若年者よりもポジティブな感情を有していることも示されている<sup>7),8),9)</sup>。人生の残された時間と動機づけとの相互作用を唱える Carstensen の「社会情動的選択性理論」<sup>10)</sup>は、これらの知見を説明する理論の一つであり、高齢になり人生の残り時間が限られていると認識することで、残り時間を有意義に過ごすように動機づけられ、その結果、主観的 well-being は高まり精神的健康が保たれると説明される。このような高齢期のポジティブな側面を反映する精神的健康(後述の Mental well-being)は、従来の医学モデルに基づく不調や疾病などの ill-being の検出を目的とする精神的健康尺度、例えば、Geriatric Depression Scale (GDS)、General Health Questionnaire (GHQ)、Kessler psychological distress scale (K6/K10)などの精神的な不調(ill-being)を捉える尺度では十分に評価はできない。

これまでに高齢期のポジティブな精神的健康を評価する指標として、well-being や QOL などの種々の構成概念が用いられてきた。これらは人生の意味、人生の目的、自己実現をも包含する本邦における「生きがい」とも関連しており<sup>11),12)</sup>、ポジティブ心理学や幸福研究の流れでは、ポジティブな精神的健康を指して Mental well-being (MWB) に位置づけられている<sup>13),14),15),16)</sup>。世界保健機関(WHO)によれば、MWB は自身の潜在能力を伸ばし、生産的かつ創造的に働き、他者との強くポジティブな関係を構築し、地域社会に貢献する個人的能力と定義されており<sup>16),17),18)</sup>、幸福感のみならず、社会的機能も含む well-being を志向する概念に拡大している。しかし、MWB は健康や長寿の重要な予測因子とされているが<sup>14)</sup>、これまでのところ、多次元的な構成概念のため概念の重複や相違があり、明確で具体的な定義はなされておらず、測定に使用される尺度も研究によって異なっている。ただし、生活満足度やポジティブおよびネガティブな感情などの側面を含む hedonic 次元の well-being いわゆる「主観的 well-being」と、自己実現や心理的機能に関連す

る eudaimonic 次元の well-being いわゆる「心理的 well-being」の両側面から捉えることはおおむね共通認識となっている<sup>14),16)</sup>。高齢期において社会関係を維持し、生産的で刺激的な活動に従事する経験は、その後の人生における MWB の重要な決定要因であることが示唆されている<sup>13)</sup>。

## 2. 健康生成論と Mental well-being

「健康生成論 salutogenesis」は健康社会学者 Aaron Antonovsky によって提唱され、不調や疾病を生じさせ増悪させる危険因子を排除しようとする疾病生成論 pathogenesis とは 180 度転換した理論体系である。すなわち、健康はいかに生成され、維持・増進されるのかという命題を追求する。当該理論において、健康状態は、「健康－健康破綻」を両極とした連続体上に存在し、破綻の極側へ移動させる危険因子ではなく、健康の極側へ移動させる健康因子に着目し、それを強化しようとするのが健康生成論的アプローチである<sup>19)</sup>。Antonovsky によれば、Sense of coherence (SOC) は日常生活で絶えず生じるストレスへの対処において、汎抵抗資源 (General Resistances Resources: GRRs) と呼ばれる内外の対処資源を状況に応じて柔軟かつ適切に選択・動員する力であり、自身の生活世界は首尾一貫している、筋道が通っている、腑に落ちるといった感覚、確信、志向性でもある<sup>20)</sup>。また、自身の置かれている、あるいは置かれるであろう状況が、ある程度予測・理解できるという「把握可能感」、何とかなる、何とかやっつけていけるという「処理可能感」、ストレスへの対処のしがいも含め、日々の営みにやりがいや生きる意味が感じられるという「有意味感」の 3 つの下位因子から SOC は構成されている。中でも、動機づけに関する因子である有意味感は、周囲の世界の理解を深め、アクセス可能な GRRs を見つけるための原動力とされ<sup>19)</sup>、特に高齢期の活動的で健康的な老いを実現するために重要とされている<sup>20)</sup>。従来、SOC は 30 代まで発達し高齢期に至り退職するまで安定し、その後、減少すると仮定されていたが<sup>19),21),22)</sup>、近年では老化による活動性や認知機能の低下によるリスクはあるものの、生涯にわたって発達し続ける可能性も指摘されており<sup>20),23)</sup>、虚弱や疾患などのリスクが増大する高齢期にあって、日々のストレス対処や身体的健康の維持・増進のみならず、MWB を予測する主要な概念であることが示唆されている<sup>24),25),26)</sup>。

## 3. 目的

以上のことから、高齢者の健康にとって MWB を促進することが重要であることは言うまでもないが、わが国の高齢者の SOC を含めた心理社会的要因と MWB との関連を検討する研究は非常に少なく、また、SOC の 3 つの下位因子は相関が高く、1 つの概念として捉えることが妥当とされているため<sup>27)</sup>、これまで各々の因子が MWB に与える影響の相違について十分に検討されておらず、Antonovsky が重要視する有意味感の他、その他の下位因子の関連の有無や程度、そして、高齢者における影響は未だ明らかにされていない。高齢期においては心身機能の衰えや疾患への罹患は避けられないが、MWB

を高める要因を明らかにすることができれば、寿命のごく最後まで生命力あふれる人生を送るための示唆が得られるものと考えられる。

そこで、本研究では我が国の高齢者の MWB を促進する心理社会的要因を健康生成論に基づき検討すること、また、SOC の 3 つの下位因子が MWB に与える影響を検討することを目的とした。

## 第 2 節 方法

### 1. 対象者および調査方法

岡山県 4 市 2 町および広島県 1 市の 60 歳以上の地域に居住する高齢者を対象とし、2019 年 2 月～2019 年 11 月に自記式質問紙による横断調査を実施した。調査方法は、当該地域の取りまとめ役を調査員として雇用し、その者が調査協力の了承が得られた対象者宅を訪問して調査票を配布し、一定期間内に記入してもらい回収を行う配票調査法（留め置き法）と、講演会や既存の地域の催しに参加している方に協力を依頼し記入してもらう集合調査法を併用した。回収した調査票は調査員が回答終了後に確認し、記入漏れや回答内容の不備があった場合には、回答者に確認を行った。なお、本研究では就労の有無による MWB への影響も検討すること、また 60 歳で退職した者が地域に少なからず存在すること等、地域の実情に見合った知見を得るため、60 歳以上の者から回答を得た。

### 2. 倫理的配慮

本調査では、調査員が対象者に調査目的の趣旨、研究協力への自由意志の保証、匿名性の保持などを文書あるいは口頭にて説明を行った。その上で、調査票の回答をもって研究の同意を得たものとみなした。なお、本調査は岡山県立大学倫理委員会の承認を受けた上で実施した（番号 18-46: 承認日 2018 年 9 月 20 日）。

### 3. 調査内容

本調査では基本属性、身体的健康状態、社会関係、個人特性、精神的健康について尋ねた。

#### 1) 基本属性

年齢、性別、教育歴（最終学歴）、婚姻状況、同居人の有無を含む同居家族の詳細、就労状況（および就労の有無）、暮らし向き（5 件法「1：大変苦しい」、「2：やや苦しい」、「3：どちらともいえない」、「4：ややゆとりがある」、「5：大変ゆとりがある」）について尋ねた。

#### 2) 身体的健康状態

厚生労働省が各自治体で実施している介護予防・日常生活圏域ニーズ調査<sup>28)</sup>から、現在治療中または後遺症のある病気（疾患の有無および疾患の数）、運動器機能（低下）、低栄養状態、口腔機能（低下）について尋ねた。

#### 3) 社会関係

社会関係は、日本語版 **Social provisions scale (SPS)** 短縮版 12 項目<sup>29)</sup>を用いて尋ねた。SPS は「相談の機会」、「信頼できる他者」、「愛着」、「社会的統合」、「価値の再確認」、「養育の機会」の 6 つの下位因子からなり、知覚されたソーシャル・サポートを多次元的に評価することができる。4 件法（「1：全くそう思わない」、「2：そう思わない」、「3：そう思う」、「4：全くそう思う」）で回答を求め、各質問 1 点から 4 点に点数化され、スコアが高いほど社会関係が豊かであることを表す。

#### 4) 個人特性

個人特性として、健康生成論の中核的概念を測定する日本語版 *Sense of coherence* (SOC) 短縮版 13 項目 (3 下位因子: 把握可能感・処理可能感・有意味感)<sup>30)</sup>を 5 件法で尋ねた。

#### 5) 精神的健康

精神的健康として、Keyes の一連の研究<sup>14)</sup>から開発され、先述の MWB を反映したポジティブな精神的健康を評価可能な日本語版 *Mental health continuum* (MHC) 短縮版 14 項目 (下位因子: 感情的 well-being・社会的 well-being・心理的 well-being)<sup>31)</sup>を尋ねた。また、ポジティブな精神的健康とは対照的なネガティブな精神的健康 (ill-being) との比較も視野に、抑うつや不安障害の程度を評価する *Kessler psychological distress scale 6* (K6) も尋ねた。

### 4. 解析方法

本研究の種々の統計解析には IBM SPSS 25.0 と AMOS 25.0 を用いた。なお、有意水準  $\alpha$  はすべての検定で 0.05 とした。

#### 1) 基本属性

本研究の分析対象者の基本属性、疾患の有無とその詳細、その他の指標・尺度において、度数と割合 (%) あるいは指標・尺度スコアの平均値 $\pm$ 標準偏差等の基本統計量を算出した。

#### 2) 尺度の因子構造の妥当性の確認

本研究で用いた尺度 (SPS、SOC、MHC、K6) の因子構造の妥当性 (構造的妥当性) をそれぞれ確証的因子分析により確認した。確証的因子分析の適合度は  $\chi^2$  値 (自由度: df)、Comparative Fit Index (CFI)、Goodness of Fit Index (GFI)、Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) を用いた。分析モデルにおける各種パラメーターは最尤法により推定し、また、標準化推定値 (パス係数) の有意性は、非標準化推定値を標準誤差で除した値の絶対値が 1.96 以上 (5% 有意水準) のものを統計学的に有意とした。

#### 3) 相関分析

基本属性 (婚姻状況は除外)、身体的健康状態、社会関係、個人特性、精神的健康それぞれの指標・尺度スコア間の関連の相関分析を行った。なお、関連を検討する指標・尺度スコアの特性によって Pearson 積率相関分析および Spearman の順位相関分析を使い分けた。

#### 4) 階層的重回帰分析

精神的健康を促進する心理社会的要因を検討するために、ポジティブな精神的健康および MWB を評価する MHC スコア、ネガティブな精神的健康 (ill-being) を評価する K6 を目的変数に、step1 に基本属性 (年齢、性別、教育歴、同居家族の有無、就労の有無、暮らし向き)、step2 に身体的健康状態 (疾患の有無、運動器機能低下、低栄養状態、口腔機能低下) および心理社会的要因 (社会関係要因としての SPS スコアと個人特性要因としての SOC スコア) を説明変数に強制投入したモデルを階層的重回帰分析により検討した。

なお、SOC に関しては、それぞれ下位因子を投入したモデルでの検証もあわせて行った。

### 第3節 結果

#### 1. 対象者の特徴

配布した567名全員から質問紙票を回収し、欠損を有さない543名のデータを分析対象とした（有効回答率：95.8%）。

本研究の分析対象者の基本属性の分布は表1の通りであった。平均年齢は73.4±7.4歳、性別の構成比は男性142名（26.2%）：女性401（73.8%）であった。教育歴（最終学歴）は高校卒が327名（60.2%）と最も多かった。婚姻状況は既婚者が376名（69.2%）と最も多く、同居家族ありが443名（81.6%）であった。就労者は158名（29.1%）であり、暮らし向きはどちらともいえないと回答した者が280名（51.6%）と最も多かった。

表2に分析対象者の慢性的な疾患の有無とその詳細について示した。何らかの疾患を有する者はのべ396名（72.9%）であり、疾患数の平均は1.4±1.3、中央値は1、範囲は1から10であった。なお、認知症を呈する疾患のある者は含まれていなかった。

表3に分析対象者のその他の指標・尺度スコアの分布を示した。運動器機能の低下がある者は112名（20.6%）、低栄養状態の者は32名（5.9%）、口腔機能の低下がある者は140名（25.8%）であった。ソーシャル・サポートを反映した社会関係を表すSPSスコアおよび下位因子スコア、SOCスコアおよび下位因子スコア、MHCスコアおよび下位因子スコア、K6スコアの平均値±標準偏差（Mean±SD）は表3の通りであった。

#### 2. 尺度の因子構造の妥当性の確認

SPS、SOC、MHC、K6の因子構造の妥当性をそれぞれ確証的因子分析により確認した結果、図1～図4の通り、最終的に構造的妥当性が確認できた。

まず、SPSに関しては、初めに短縮版の12項目の内2項目ずつから成る6つの下位因子を相関のある潜在変数として設定し、6因子相関モデルと3因子2次因子モデルの両者で確証的因子分析による確認を行った結果、前者における適合度は $\chi^2(39)=708.90$  ( $p<0.05$ )、CFI=0.72、GFI=0.78、RMSEA=0.178であった一方で、後者で $\chi^2(48)=759.78$  ( $p<0.05$ )、CFI=0.70、GFI=0.77、RMSEA=0.165であり、両者共に因子構造が十分に成立しなかった。そこで、適合度指標の改善のためにアイテムパーセリング（小包化）を実施し、構造的妥当性の確認を再度行った。アイテムパーセリングは、複数の観測変数に基づいて和や平均を算出し、新たな観測変数を作成する手法である。これによりモデルサイズを小さくすることが可能で、自由度が減少し推定が安定する。本研究では、大片ら<sup>29)</sup>が項目反応理論を用いて選出したSPSの6つの各下位因子が2項目ずつあることから、それらの各下位項目の和を観測変数として小包化し、6つの観測変数を得た。これを利用して、1因子モデルとして再度、確認的因子分析を行ったところ、 $\chi^2(8)=33.12$  ( $p<0.05$ )、CFI=0.98、GFI=0.98、RMSEA=0.076となり概ね仮説モデルに対する良好な適合度指標が得られた（図1）。また、SOCおよびMHCは3因子2次因子モデル、K6は1因子モデルで確認的因子分析による確認を行った結果、SOC（図2）は

$\chi^2(61)=169.37$  ( $p<0.05$ )、CFI=0.93、GFI=0.96、RMSEA=0.057、ポジティブな精神的健康を反映した MHC (図 3) は  $\chi^2(74)=315.35$  ( $p<0.05$ )、CFI=0.95、GFI=0.92、RMSEA=0.078、ネガティブな精神的健康を反映した K6 (図 4) は  $\chi^2(9)=37.59$  ( $p<0.05$ )、CFI=0.97、GFI=0.98、RMSEA=0.077 であり、それぞれ良好な適合度指標が得られた。

### 3. 相関分析

基本属性、身体的健康状態、社会関係、個人特性、精神的健康それぞれの指標・尺度スコア間の関連の相関分析を行った結果は表 4 の通りであった。

### 4. 階層的重回帰分析

表 5 と表 6 の通り、ポジティブな精神的健康を表す MWB ならびにネガティブな精神的健康を説明する要因を検討するために、MHC スコアおよび K6 スコアを目的変数に、step1 に基本属性、step2 に身体的健康状態および心理社会的要因を説明変数に強制投入した階層的重回帰分析を行った。

その結果、MHC スコアを目的変数とした場合、基本属性のみを投入した step1 での決定係数  $R^2$  の変化量は有意であり ( $R^2=0.089$ 、調整済み  $R^2=0.079$ 、 $p<0.05$ )、年齢 ( $\beta=0.217$ 、 $p<0.05$ )、暮らし向き ( $\beta=0.212$ 、 $p<0.05$ ) が有意に関連した。続いて、身体的健康状態および心理社会的要因を投入した step2 では、決定係数  $R^2$  の変化量は有意であり ( $R^2=0.266$ 、調整済み  $R^2=0.249$ 、増分  $\Delta R^2=0.177$ 、 $p<0.05$ )、step1 でも関連した年齢 ( $\beta=0.172$ 、 $p<0.05$ ) および暮らし向き ( $\beta=0.086$ 、 $p<0.05$ ) に加えて、SPS スコア ( $\beta=0.115$ 、 $p<0.05$ ) と SOC ( $\beta=0.421$ 、 $p<0.05$ ) が有意に関連した。さらに、SOC の下位因子を投入した分析では、年齢 ( $\beta=0.137$ 、 $p<0.05$ )、暮らし向き ( $\beta=0.085$ 、 $p<0.05$ )、SPS スコア ( $\beta=0.082$ 、 $p<0.05$ )、SOC の有意味感スコア ( $\beta=0.401$ 、 $p<0.05$ ) が有意に関連した ( $R^2=0.307$ 、調整済み  $R^2=0.289$ 、増分  $\Delta R^2=0.218$ 、 $p<0.05$ )。

次に、K6 スコアを目的変数とした場合、基本属性のみを投入した step1 での決定係数  $R^2$  の変化量は有意であり ( $R^2=0.086$ 、調整済み  $R^2=0.075$ 、 $p<0.05$ )、年齢 ( $\beta=0.151$ 、 $p<0.05$ )、暮らし向き ( $\beta=-0.223$ 、 $p<0.05$ ) が有意に関連した。続いて、身体的健康状態および心理社会的要因を投入した step2 では、決定係数  $R^2$  の変化量は有意であり ( $R^2=0.369$ 、調整済み  $R^2=0.354$ 、増分  $\Delta R^2=0.283$ 、 $p<0.05$ )、step1 でも関連した年齢 ( $\beta=0.184$ 、 $p<0.05$ ) に加えて、低栄養状態 ( $\beta=0.092$ 、 $p<0.05$ ) と SOC ( $\beta=-0.558$ 、 $p<0.05$ ) が有意に関連した一方で、暮らし向きの関連は消失した ( $\beta=-0.054$ 、n.s.)。さらに、SOC の下位因子スコアを投入した分析では、最終 step において、年齢 ( $\beta=0.170$ 、 $p<0.05$ ) と低栄養状態 ( $\beta=0.085$ 、 $p<0.05$ ) の他に、SOC の 3 つの下位因子すべて (把握可能感  $\beta=-0.327$ 、 $p<0.05$  ; 処理可能感  $\beta=-0.203$ 、 $p<0.05$  ; 有意味感  $\beta=-0.125$ 、 $p<0.05$ ) が有意に関連した ( $R^2=0.376$ 、調整済み  $R^2=0.359$ 、増分  $\Delta R^2=0.290$ 、 $p<0.05$ )。

なお、これらすべての重回帰分析において多重共線性の指標である Variance inflation factor (VIF) は 2 以下であった。



## 第4節 考察

### 1. 高齢者の Mental well-being を促進する要因

本研究により、これまでの国内外の報告と一致して、SOCがポジティブな精神的健康、すなわちMWBを有意に説明することが示された。特に、従来、加齢に伴う身体機能の衰えや病気への罹患、社会的役割や人間関係における様々な喪失体験を経験する高齢者においても成り立つことが分かった。さらに、有意味感の重要性を指摘するAntonovskyの主張を裏付けるように<sup>19),20),22)</sup>、3つの下位因子の中でも有意味感がMWBに対して強く関連しており、これは大学生を対象とした磯和らの報告<sup>32)</sup>とも符合していた。有意味感は、前述の通り、周囲の世界の理解を深め、アクセス可能な資源を見つけるための原動力とされ、特に高齢期の活動的で健康的な老いを実現するために重要な動機づけに関する因子である<sup>19),21),22)</sup>。また有意味感は、主観的well-beingを予測する目的意識、効力感やコントロール感、評価や正当化の意識、自尊心といった因子を統合する中核概念であることも示唆されていることから<sup>33)</sup>、高齢期においてSOCおよび有意味感を高める経験の機会の提供・介入は、活動的で健康的な老いの達成にとって有効であるものと考えられる。

これまでに、トークセラピーやセルフケアプログラムなどの介入によりSOCスコアが増加することが示されており<sup>34),35)</sup>、心身の不調および機能面における老性自覚、退職などによる役割の喪失や親しい人との別れなどによりMWBの低下リスクがある高齢期であっても、SOCを形成・強化しMWBを高めることが可能であろう。特にMWBに強く影響を与える有意味感は、好ましい結果が得られたことに自分自身も参加・参与したという人生経験の積み重ねによって形成・強化されるとされ<sup>20)</sup>、そのような経験ができる介入が有効になるだろう。ただし、SOCの強化だけがMWBを高める訳ではなく、本研究では知覚されたソーシャル・サポートを反映した社会関係資源や暮らし向きから推定される経済状況といったGRRsもまた、MWBの維持・強化には有効であることも示された。これらの要因とMWBとの関連は従来<sup>36),37)</sup>でも明らかとなっており、これまでに地域の保健福祉の臨床で実践されている良好な社会関係の構築を醸成する取り組みや、経済対策もMWBを高める要因となり得るだろう。

### 2. 高齢期の ill-being を抑制する要因

本研究では副次的に、ネガティブな精神的健康、いわゆるill-beingを表すK6を抑制する要因も比較検討した。その結果、Compton<sup>33)</sup>やNilssonら<sup>38)</sup>の海外の報告と一致してSOCが強く関連し、またMWBとは異なり、3つの下位因子すべてがネガティブな精神的健康の抑制に寄与していた。SOCはもともと、内外の資源の動員によって、適切なストレス認知や適度な生体のストレス反応の生起、対処行動が行われた結果、不安や抑うつを低減させることから「ストレス対処力」とも呼ばれている。有意味感のみならず、内外の環境から刺激を秩序だった一貫性のある情報としてどの程度知覚できるかを担う「把握可能感」や、直面した刺激に見合う十分な資源を自由に活

動できるかを担う「処理可能感」も関連したのはその特性から容易に推測でき、本研究においてもネガティブな精神的健康の抑制に関与したのだろう。高齢者を対象とした本研究と同様に大学生においても 3 つの下位因子すべてが抑うつに関連していることから<sup>32)</sup>、抑うつへの抑制効果は年代問わず有効であるものと考えられる。

### 3. 加齢と精神的健康との関連および SOC 強化の意義

高齢期では、身体的衰えや様々な喪失体験を経験するため主観的幸福感を含むポジティブな精神的健康は低下すると思われがちであるが、むしろ多くの高齢者でポジティブな精神的健康は維持・向上する、いわゆる「エイジング・パラドックス」現象が知られている<sup>39)</sup>。これと一致して、60 歳以上の高齢者を対象とした本研究においても、年齢とポジティブな精神的健康との間に有意な正の関連が認められた。Carstensen の「社会情動的選択性理論」<sup>10)</sup>によれば、高齢になり人生の残り時間が限られていると認識することで、残り時間を有意義に過ごすように動機づけられるとされ、その結果、主観的な well-being は高まり精神的健康が維持・促進されると考えられる。ただし、加齢はあくまで動機づけのための前提となる要因であり、SOC、中でも有意味感こそが高齢期の MWB を促進する動機づけを担う要因であろう。これは年齢よりも有意味感が MWB をより説明していた重回帰分析の結果からも明らかである。さらに、興味深いことに、本研究ではポジティブな精神的健康だけではなく、ネガティブな精神的健康も年齢と正の関連を示しており、高齢期では加齢に伴い両側面が徐々に強くなることが示唆される。ポジティブな精神的健康とネガティブな精神的健康は  $r=-0.23$  ( $p<0.05$ ) と有意な負の関連はあるものの弱い相関関係にあることから、MWB と ill-being は精神的健康の両極にあるのではなく、ある程度別次元の健康度を評価しているものと考えられ、Antonovsky の提唱する健康生成論の意義がこの点にあるといえる。

## 引用文献

- 1) 厚生労働省．令和 2 年簡易生命表の概況．厚生労働省 HP．  
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/life20/index.html>, (2021 年 10 月 1 日)．
- 2) Bousquet J, Malva J, Nogues M, et al. Operational definition of active and healthy aging (AHA): The European innovation partnership (EIP) on AHA reference site questionnaire: Montpellier October 20-21, 2014, Lisbon July 2, 2015. *Journal of the American Medical Directors Association*, 2015; 16(12): 1020-1026.
- 3) Bowling A, Dieppe P. What is successful ageing and who should define it? *British Medical Journal*, 2005; 331(7531): 1548-1551.
- 4) Diener E. Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 1984; 95(3): 542-575.
- 5) 宮原洋八, 楠正和, 深堀辰彦, 他. 地域高齢者におけるライフスタイルと生活機能・社会的属性要因等との関連. *厚生指標*, 2016 ; 63 (5) : 35-39.
- 6) Rowe JW, Kahn RL. Successful aging. *The Gerontologist*. 1997; 37(4): 433-440.
- 7) Westerhof GJ, Keyes CLM. Mental illness and mental health: the two continua model across the lifespan. *Journal of Adult Development*, 2010; 17: 110-119.
- 8) 中川威, 権藤恭之, 石岡良子 他. 中高年期における感情調整の発達に関する縦断的研究—年齢, 身体機能, 感情調整, 精神的健康の関係に注目して. *パーソナリティ研究*, 2013 ; 22 (1) : 13-22.
- 9) Scheibe S, Carstensen LL. Emotional aging: recent findings and future trends. *Journal of Gerontology: Psychological Sciences*, 2010; 65B(2): 135-144.
- 10) Carstensen LL. Evidence for a life-span theory of socioemotional selectivity. *Current Directions in Psychological Science*, 1995; 4: 151-156.
- 11) 長谷川明弘, 藤原佳典, 星旦二. 高齢者の「生きがい」とその関連要因についての文献的考察—生きがい・幸福感との関連を中心に—. *総合都市研究*, 2001 ; (75) : 147-170.
- 12) 長谷川明弘, 藤原佳典, 星旦二, 他. 高齢者における「生きがい」の地域差 : 家族構成, 身体状況ならびに生活機能との関連. *日本老年医学会雑誌*, 2003 ; 40 (4) : 390-396.
- 13) Donisi V, Tedeschi F, Gonzalez-Caballero JL, et al. Is mental well-being in the oldest old different from that in younger age groups? Exploring the mental well-being of the oldest-old population in Europe. *Journal of Happiness Studies*, 2020; doi: 10.1007/s10902-020-00292-y.
- 14) Keyes CLM (Ed). *Mental well-being: International contributions to the study of positive mental health*. New York: Springer, 2012; 1-388.
- 15) Stranges S, Samaraweera PC, Taggart F, et al. Major health-related behaviours and mental well-being in the general population: The Health Survey for England. *BMJ Open*, 2014; 4(9): e005878.

- 16) de Cates A, Stranges S, Blake A et al. Mental well-being: an important outcome for mental health services? *The British Journal of Psychiatry*, 2015; 207(3): 195-197.
- 17) Galderisi S, Heinz A, Kastrup M et al. Toward a new definition of mental health. *World Psychiatry*, 2015; 14(2): 231-233.
- 18) World Health Organization. Promoting mental health: concepts, emerging evidence, practice (Summary Report) Geneva: World Health Organization; 2004.
- 19) Antonovsky A 著 (山崎喜比古・吉井清子 監訳). 健康の謎を解く ストレス対処と健康保持のメカニズム. 東京: 有信堂, 1987 (2001 監訳); 1-251.
- 20) 山崎喜比古・戸ヶ里泰典・坂野純子 (編). ストレス対処力 SOC—健康を生成し健康に生きる力とその応用. 東京: 有信堂, 2019; 1-251.
- 21) Bergman E, Malm D, Ljungquist B, et al. Meaningfulness is not the most important component for changes in sense of coherence. *European Journal of Cardiovascular Nursing*, 2012; 11(3): 331-338.
- 22) Koelen MA, Eriksson M, Cattani M. Older people, sense of coherence and community. In the handbook of salutogenesis. by Mittelmark MB, Sagy S, Eriksson M, et al (Eds.). Berlin: Springer, 2017; 137-149.
- 23) 戸ヶ里泰典, 山崎喜比古, 中山和弘, 他. 13 項目 7 件法 sense of coherence スケール日本語版の基準値の算出. *日本公衆衛生雑誌*, 2015, 62 (5) : 232-237.
- 24) Drageset J, Nygaard HA, Eide GE, et al. Sense of coherence as a resource in relation to health-related quality of life among mentally intact nursing home residents - A questionnaire study. *Health and Quality of Life Outcomes*, 2008; 6(1): 85.
- 25) von Humboldt S, Leal I, Pimenta F. Sense of coherence, sociodemographic, lifestyle, and health-related factors in older adults' subjective well-being. *International Journal of Gerontology*, 2015; 9(1): 15-19.
- 26) Zielińska-Więczkowska H, Ciemnoczołowski W, Kędziora-Kornatowska K, et al., The sense of coherence (SOC) as an important determinant of life satisfaction, based on own research, and exemplified by the students of University of the Third Age (U3A). *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 2012; 54(1): 238-241.
- 27) 藤里紘子. Sense of Coherence の 3 要素はあらゆる状況で適応的に働くのか? —Sense of Coherence への介入研究に向けて—. *応用心理学研究*, 2015 ; 41(2) : 147-155.
- 28) 厚生労働省. 介護予防・日常生活圏域ニーズ調査実施の手引き (2016 年 9 月 30 日版). <https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12301000-Roukenkyoku-Soumuka/0000138620.pdf>, (2020 年 12 月 7 日).
- 29) 大片久, 澤田陽一, 矢嶋裕樹, 他. 地域高齢者を対象とした Social

- Provisions Scale (SPS) 短縮化の試み—項目反応理論分析による検討—。岡山県立大学保健福祉学部紀要, 2018 ; 25(1) : 27-35.
- 30) 坂野純子, 矢嶋裕樹, 山崎喜比古, 他. 首尾一貫感覚 (SOC) スケール短縮版の開発: 地域高齢者サンプルによる検討. 日本公衆衛生学会抄録集, 2016 ; 674, 大阪.
  - 31) 大片久, 澤田陽一, 矢嶋裕樹, 他. 高齢期のポジティブな精神的健康をとらえる日本語版 Mental Health Continuum Short Form(MHC-SF-J)の妥当性と信頼性の検証. 日本老年社会科学, 2021 ; 43 (3) : 262-273.
  - 32) 磯和壮太郎, 野口直樹, 三宮真智子. 大学生の Sense of Coherence が抑うつと主観的幸福感に及ぼす影響に対する自発的な自己観の好ましさによる媒介効果の検討. Journal of Health Psychology Research, 2019 ; 31(2) : 155-164.
  - 33) Compton WC. Meaningfulness as a mediator of subjective well-being. Psychological Reports, 2000; 87(1): 156-160.
  - 34) Langeland E, Riise T, Hanestad BR, et al. The effect of salutogenic treatment principles on coping with mental health problems. A randomized controlled trial. Patient Education and Counseling, 2006; 62(2): 212-219.
  - 35) Tan KK, Chan SW, Wang W, et al. A salutogenic program to enhance sense of coherence and quality of life for older people in the community: A feasibility randomized controlled trial and process evaluation. Patient Education and Counseling, 2016; 99(1): 108-116.
  - 36) Drageset J, Eide GE, Nygaard HA, et al. The impact of social support and sense of coherence health-related quality of life among nursing home residents – A questionnaire survey in Bergen, Norway. International Journal of Nursing Studies, 2009; 46(1): 66-76.
  - 37) 根本裕太, 倉岡正高, 野中久美子, 他. 若年層と高齢層における世代内/世代間交流と精神的健康状態との関連. 日本公衆衛生雑誌, 2018; 65(12): 719-729.
  - 38) Nilsson K, Leppert J, Simonsson B, et al. Sense of coherence and psychological well-being: Improvement with age. Journal of Epidemiology and Community Health, 2010; 64(4): 347-352.
  - 39) Westerhof GJ, Dittmann-Kohli F, Bode C. The aging paradox: Towards personal meaning in gerontological theory. In Biggs S, Lowenstein A, Hendricks J (Eds.), The need for theory: Social gerontology for the 21st century. Amityville, NY: Baywood, 2003; 127-143.

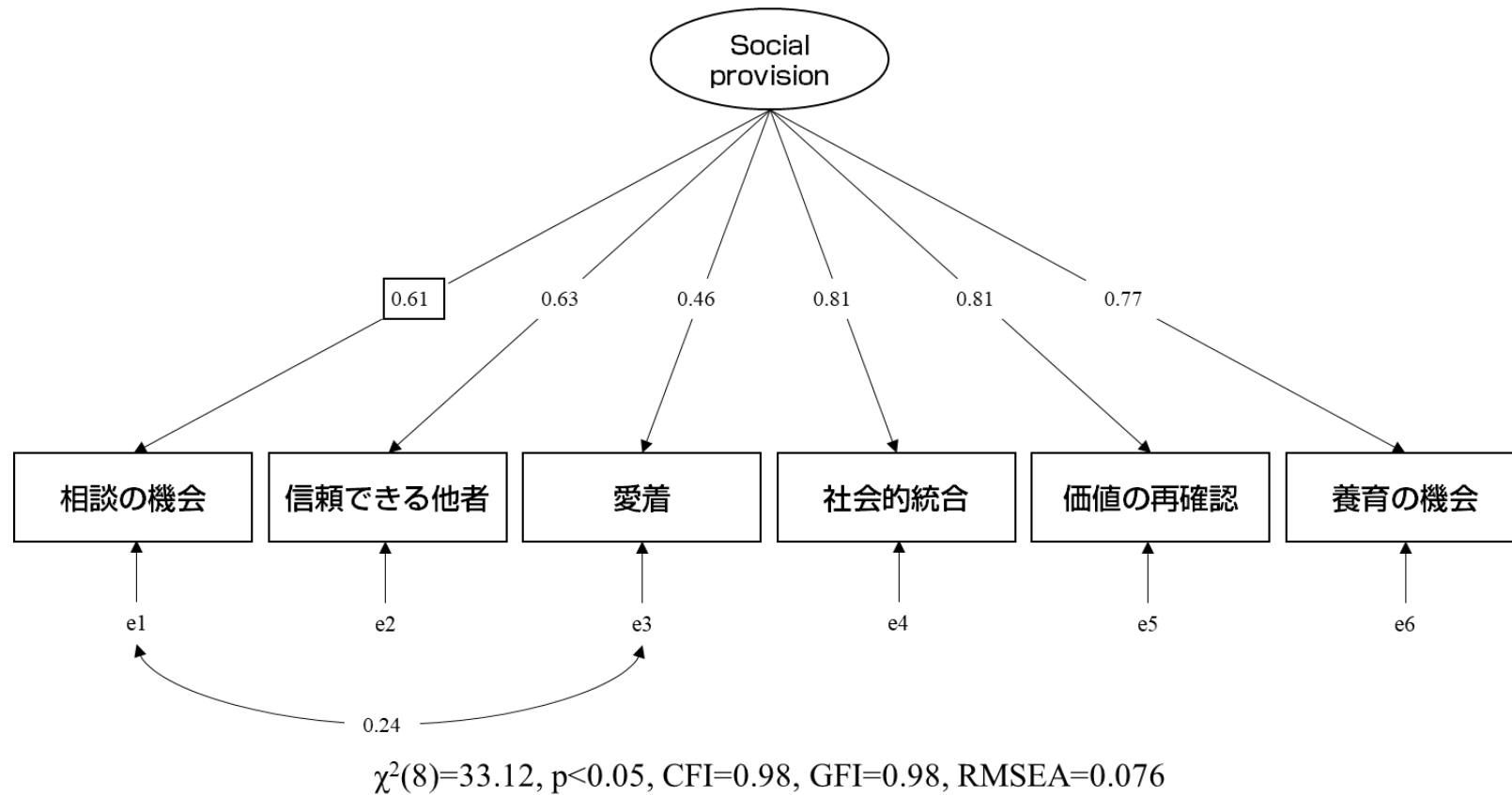
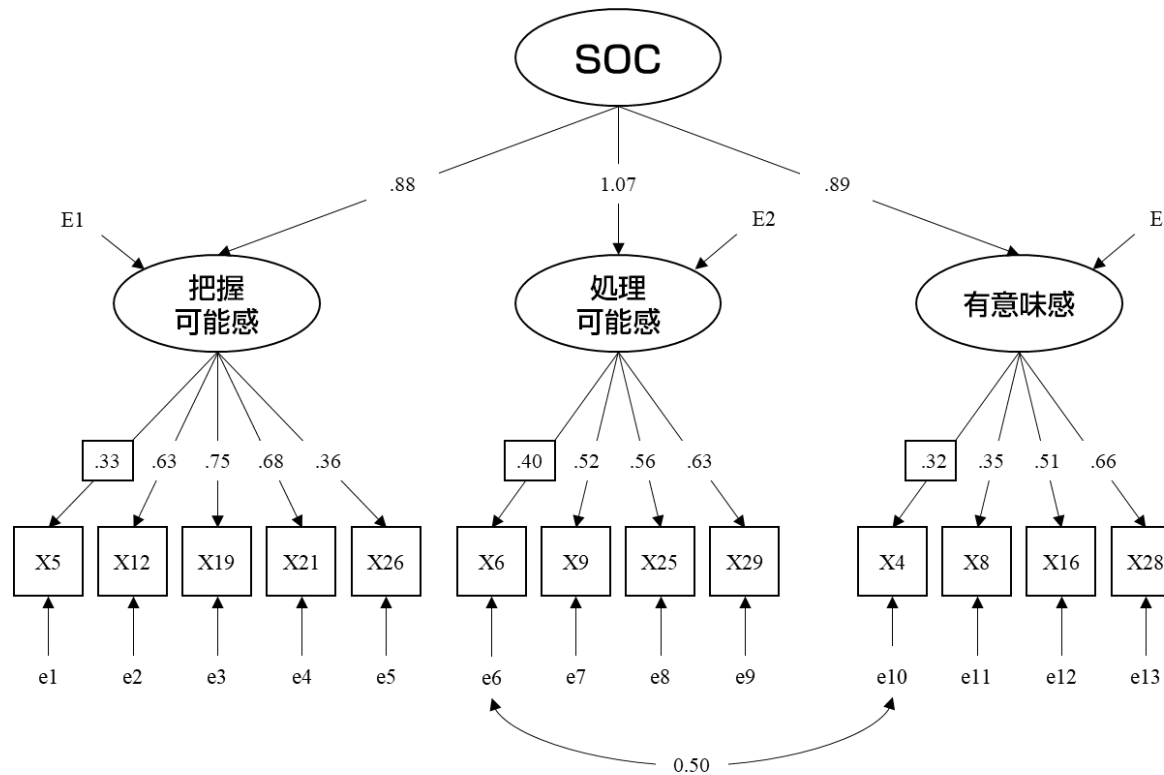


図1 Social provisions scale の構造的妥当性の検証

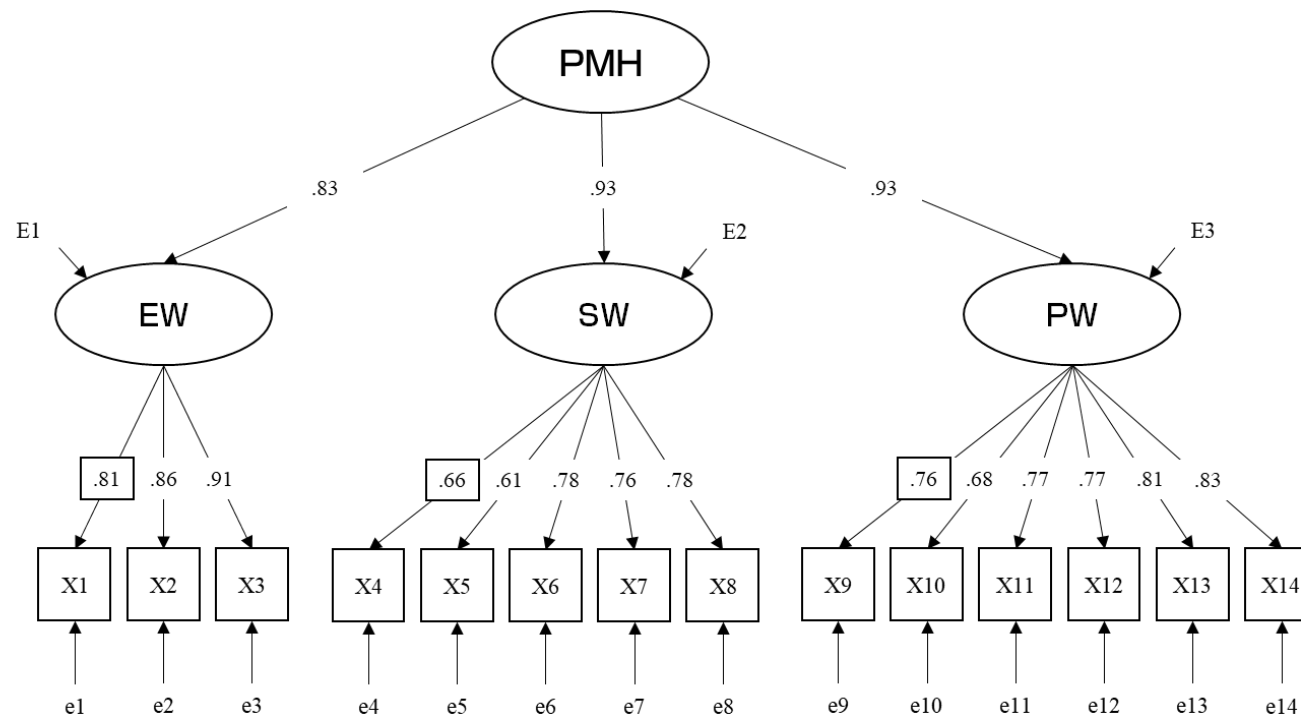
注) 図中の数値はすべて標準化係数であり有意なパスのみ記載した。四角で囲まれた係数はモデル識別のために制約を加えた箇所である。6つの下位因子は小包化により2つの項目のスコアの和により算出された観測変数であった。e: 誤差変数。



$\chi^2(61)=169.37, p<0.05, CFI=0.93, GFI=0.96, RMSEA=0.057$

図 2 Sense of coherence の構造的妥当性の検証

注) 図中の数値はすべて標準化係数であり有意なパスのみ記載した。四角で囲まれた係数はモデル識別のために制約を加えた箇所である。SOC→処理可能感のパス係数(標準化推定値)が1を超えていたが、誤差 E2 の分散が非有意であり、良性の不適解と判断した。SOC: Sense of coherence、X: 質問項目、E および e: 誤差変数。

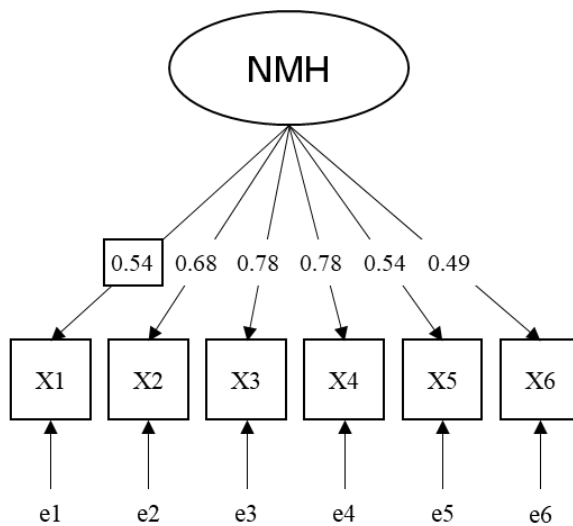


$\chi^2(74)=315.35, p<0.05, CFI=0.95, GFI=0.92, RMSEA=0.078$

図3 Mental health continuum の構造的妥当性の検証

注) 図中の数値はすべて標準化係数であり有意なパスのみ記載した。四角で囲まれた係数はモデル識別のために制約を加えた箇所である。PMH: ポジティブな精神的健康=Mental well-being、EW: 感情的 well-being、SW: 社会的 well-being、PW: 心理的 well-being、X: 質問項目、E および e は誤差変数。





$\chi^2(9)=37.59, p<0.05, CFI=0.97, GFI=0.98, RMSEA=0.077$

図 4 K6 の構造的妥当性の検証

注) 図中の数値はすべて標準化係数であり有意なパスのみ記載した。四角で囲まれた係数はモデル識別のために制約を加えた箇所である。NMH：ネガティブな精神的健康、X：質問項目、eは誤差変数。

表 1 分析対象者の属性と変数の取り扱い

|                 | 変数の概要・分布             | 分析での変数の扱い |
|-----------------|----------------------|-----------|
| 年齢              | Mean±SD : 73.4±7.4 歳 | 連続変数      |
| 60-96 歳         | 543 名                |           |
| 60-74 歳 (前期高齢者) | 314 名 (57.8%)        |           |
| 75-96 歳 (後期高齢者) | 229 名 (42.2%)        |           |
| 性別              |                      |           |
| 男性              | 142 名 (26.2%)        | 名義変数 : 0  |
| 女性              | 401 名 (73.8%)        | 名義変数 : 1  |
| 最終学歴            |                      |           |
| 中学              | 60 名 (11.0%)         | 順序変数 : 1  |
| 高校              | 327 名 (60.2%)        | 順序変数 : 2  |
| 専門学校            | 45 名 ( 8.3%)         | 順序変数 : 3  |
| 短大・高専           | 102 名 (18.8%)        | 順序変数 : 4  |
| 大学              | 9 名 ( 1.7%)          | 順序変数 : 5  |
| 婚姻状況            |                      |           |
| 既婚              | 376 名 (69.2%)        |           |
| 未婚              | 9 名 ( 1.7%)          |           |
| 離別              | 23 名 ( 4.2%)         |           |
| 死別              | 135 名 (24.9%)        |           |
| 同居家族の有無         |                      |           |
| あり              | 443 名 (81.6%)        | 名義変数 : 0  |
| なし              | 100 名 (18.4%)        | 名義変数 : 1  |
| 就労状況            |                      |           |
| 就労あり            | 158 名 (29.1%)        | 名義変数 : 1  |
| 勤め人             | 85 名 (15.7%)         |           |
| パート・アルバイト       | 73 名 (13.4%)         |           |
| 就労なし            | 385 名 (70.9%)        | 名義変数 : 0  |
| 家事専従            | 158 名 (29.1%)        |           |
| 無職              | 227 名 (41.8%)        |           |
| 暮らし向き           | Mean±SD : 3.1±0.8    |           |
| 大変苦しい           | 21 名 ( 3.9%)         | 順序変数 : 1  |
| やや苦しい           | 71 名 (13.1%)         | 順序変数 : 2  |
| どちらともいえない       | 280 名 (51.6%)        | 順序変数 : 3  |
| ややゆとりがある        | 162 名 (29.8%)        | 順序変数 : 4  |
| 大変ゆとりがある        | 9 名 ( 1.7%)          | 順序変数 : 5  |

表 2 分析対象者の疾患の有無と詳細

| 治療中・後遺症のある病気    | 全体<br>(n=543) | 男性<br>(n=142) | 女性<br>(n=401) |
|-----------------|---------------|---------------|---------------|
| 疾患なし (変数の扱い: 1) | 147 (27.1%)   | 37 (26.1%)    | 110 (27.4%)   |
| 疾患あり (変数の扱い: 0) | 396 (72.9%)   | 105 (73.9%)   | 291 (72.6%)   |
| 高血圧             | 229 (42.2%)   | 61 (43.0%)    | 168 (41.9%)   |
| 脳卒中             | 8 ( 1.5%)     | 4 ( 2.8%)     | 4 ( 1.0%)     |
| 心臓病             | 41 ( 7.6%)    | 18 (12.7%)    | 41 ( 5.7%)    |
| 糖尿病             | 59 (10.9%)    | 25 (17.6%)    | 34 ( 8.5%)    |
| 高脂血症            | 110 (20.3%)   | 22 (15.5%)    | 88 (21.9%)    |
| 呼吸器の病気          | 19 ( 3.5%)    | 6 ( 4.2%)     | 13 ( 3.2%)    |
| 胃腸・肝臓・胆のうの病気    | 38 ( 7.0%)    | 16 (11.3%)    | 22 ( 5.5%)    |
| 腎臓・前立腺の病気       | 28 ( 5.2%)    | 22 (15.5%)    | 6 ( 1.5%)     |
| 骨格筋の病気          | 75 (13.8%)    | 6 ( 4.2%)     | 69 (17.2%)    |
| 外傷              | 12 ( 2.2%)    | 5 ( 3.5%)     | 7 ( 1.7%)     |
| がん (新生物)        | 14 ( 2.6%)    | 9 ( 6.3%)     | 5 ( 1.2%)     |
| 血液・免疫の病気        | 6 ( 1.1%)     | 1 ( 0.7%)     | 5 ( 1.2%)     |
| うつ病             | 2 ( 0.4%)     | 0 ( 0.0%)     | 2 ( 0.5%)     |
| 認知症             | 0 ( 0.0%)     | 0 ( 0.0%)     | 0 ( 0.0%)     |
| パーキンソン病         | 1 ( 0.2%)     | 0 ( 0.0%)     | 1 ( 0.2%)     |
| 目の病気            | 69 (12.7%)    | 16 (11.3%)    | 53 (13.2%)    |
| 耳の病気            | 20 ( 3.7%)    | 3 ( 2.1%)     | 17 ( 4.2%)    |
| その他             | 26 ( 4.8%)    | 6 ( 4.2%)     | 20 ( 5.0%)    |
| 疾患数 (Mean±SD)   | 1.4±1.3       | 1.5±1.4       | 1.3±1.2       |
| 疾患数 (Median/幅)  | 1/0-10        | 1/0-10        | 1/0-6         |

表 3 その他の指標・尺度スコアの分布と変数の取り扱い

| 項目             | 変数の概要・分布         | 変数の取り扱い |
|----------------|------------------|---------|
| 運動器機能の低下       |                  |         |
| なし（良）          | 431 名（79.4%）     | 名義変数：0  |
| あり（悪）          | 112 名（20.6%）     | 名義変数：1  |
| 低栄養状態          |                  |         |
| なし（良）          | 511 名（94.1%）     | 名義変数：0  |
| あり（悪）          | 32 名（5.9%）       | 名義変数：1  |
| 口腔機能の低下        |                  |         |
| なし（良）          | 403 名（74.2%）     | 名義変数：0  |
| あり（悪）          | 140 名（25.8%）     | 名義変数：1  |
| SPS 合計         |                  |         |
| 相談の機会          | Mean±SD：5.6±1.1  | 連続変数    |
| 信頼できる他者        | Mean±SD：5.7±1.1  | 連続変数    |
| 愛着             | Mean±SD：5.7±1.2  | 連続変数    |
| 社会的統合          | Mean±SD：5.4±0.9  | 連続変数    |
| 価値の再確認         | Mean±SD：5.3±0.9  | 連続変数    |
| 養育の機会          | Mean±SD：5.3±1.1  | 連続変数    |
| SOC 合計         |                  |         |
| 把握可能感          | Mean±SD：17.2±2.4 | 連続変数    |
| 処理可能感          | Mean±SD：14.2±2.0 | 連続変数    |
| 有意味感           | Mean±SD：14.6±2.1 | 連続変数    |
| MHC 合計         |                  |         |
| 感情的 well-being | Mean±SD：8.2±3.8  | 連続変数    |
| 社会的 well-being | Mean±SD：11.1±5.8 | 連続変数    |
| 心理的 well-being | Mean±SD：14.8±7.5 | 連続変数    |
| K6             | Mean±SD：4.2±3.5  | 連続変数    |

注) SPS：Social provisions scale、SOC：Sense of coherence、MHC：Mental health continuum、K6：Kessler psychological distress scale 6

表 4 相関分析の結果

|             | ①             | ②             | ③             | ④             | ⑤             | ⑥             | ⑦             | ⑧             | ⑨             | ⑩            | ⑪             | ⑫            | ⑬             | ⑭             |
|-------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|---------------|
| ① 年齢        | -             |               |               |               |               |               |               |               |               |              |               |              |               |               |
| ② 性別#       | <b>.116*</b>  | -             |               |               |               |               |               |               |               |              |               |              |               |               |
| ③ 教育歴       | <b>-.284*</b> | -.051         | -             |               |               |               |               |               |               |              |               |              |               |               |
| ④ 同居家族の有無#  | <b>.171*</b>  | <b>.099*</b>  | -.041         | -             |               |               |               |               |               |              |               |              |               |               |
| ⑤ 就労の有無#    | <b>-.269*</b> | <b>-.200*</b> | <b>.145*</b>  | -.032         | -             |               |               |               |               |              |               |              |               |               |
| ⑥ 暮らし向き     | .004          | <b>.095*</b>  | <b>.095*</b>  | <b>-.095*</b> | .023          | -             |               |               |               |              |               |              |               |               |
| ⑦ 疾患の有無#    | <b>-.144*</b> | .014          | .042          | .021          | .075          | <b>.089*</b>  | -             |               |               |              |               |              |               |               |
| ⑧ 疾患の数      | <b>.188*</b>  | -.068         | -.012         | -.018         | -.041         | <b>-.103*</b> | <b>-.797*</b> | -             |               |              |               |              |               |               |
| ⑨ 運動器機能の低下# | <b>.178*</b>  | .075          | -.034         | .051          | .004          | <b>-.101*</b> | <b>-.188*</b> | <b>.200*</b>  | -             |              |               |              |               |               |
| ⑩ 低栄養#      | .017          | .078          | .060          | -.038         | <b>-.091*</b> | -.013         | .041          | -.054         | .046          | -            |               |              |               |               |
| ⑪ 口腔機能の低下#  | <b>.167*</b>  | -.042         | <b>-.105*</b> | .013          | -.007         | <b>-.128*</b> | <b>-.084*</b> | <b>.102*</b>  | <b>.137*</b>  | <b>.103*</b> | -             |              |               |               |
| ⑫ SPS       | .082          | <b>.113*</b>  | -.050         | -.038         | -.056         | .069          | <b>-.128*</b> | .084          | .073          | .021         | .059          | -            |               |               |
| ⑬ SOC       | .004          | <b>-.097*</b> | -.018         | -.018         | .042          | <b>.303*</b>  | .079          | <b>-.094*</b> | <b>-.132*</b> | -.036        | <b>-.145*</b> | <b>.139*</b> | -             |               |
| ⑭ MHC       | <b>.191*</b>  | .024          | .016          | .016          | .008          | <b>.219*</b>  | .020          | -.029         | -.002         | -.010        | -.007         | <b>.195*</b> | <b>.452*</b>  | -             |
| ⑮ K6        | <b>.169*</b>  | .041          | .033          | .003          | -.062         | <b>-.225*</b> | -.065         | <b>.086*</b>  | <b>.101*</b>  | <b>.111*</b> | <b>.155*</b>  | -.069        | <b>-.569*</b> | <b>-.231*</b> |

注) SPS : Social provisions scale、SOC : Sense of coherence、MHC : Mental health continuum、K6 : Kessler psychological distress scale 6、# : Spearman の順位相関分析の実施指標、\* : p<0.05。

表 5 重回帰分析の結果（その 1）

| 目的変数                | MHC スコア      |              | K6 スコア        |               |
|---------------------|--------------|--------------|---------------|---------------|
|                     | step1        | step2        | step1         | step2         |
| 標準偏回帰係数             | $\beta$      | $\beta$      | $\beta$       | $\beta$       |
| 年齢                  | <b>.217*</b> | <b>.172*</b> | <b>.151*</b>  | <b>.184*</b>  |
| 性別                  | -.001        | .039         | .035          | -.038         |
| 最終学歴                | .044         | -.028        | -.070         | .018          |
| 同居家族の有無             | .004         | .003         | -.023         | -.006         |
| 就労の有無               | .056         | .041         | -.001         | .023          |
| 暮らし向き               | <b>.212*</b> | <b>.086*</b> | <b>-.223*</b> | -.054         |
| 疾患の有無               | -            | .015         | -             | .018          |
| 運動器機能の低下            | -            | .011         | -             | -.006         |
| 低栄養                 | -            | -.002        | -             | <b>.092*</b>  |
| 口腔機能の低下             | -            | .037         | -             | .029          |
| SPS スコア             | -            | <b>.115*</b> | -             | .002          |
| SOC スコア             | -            | <b>.421*</b> | -             | <b>-.558*</b> |
| 決定係数：R <sup>2</sup> | .089         | .266         | .086          | .369          |
| 調整済み R <sup>2</sup> | .079         | .249         | .075          | .354          |
| 変化量 $\Delta R^2$    | <b>.089*</b> | <b>.177*</b> | <b>.086*</b>  | <b>.283*</b>  |

注) MHC: Mental health continuum、K6: Kessler psychological distress scale 6、SPS: Social provisions scale、SOC: Sense of coherence、\* : p<0.05。

表 6 重回帰分析の結果（その 2）

| 目的変数                | MHC スコア      |              | K6 スコア        |               |
|---------------------|--------------|--------------|---------------|---------------|
|                     | step1        | step2        | step1         | step2         |
|                     | $\beta$      | $\beta$      | $\beta$       | $\beta$       |
| 年齢                  | <b>.217*</b> | <b>.137*</b> | <b>.151*</b>  | <b>.170*</b>  |
| 性別                  | -.001        | .008         | .035          | -.050         |
| 最終学歴                | .044         | -.039        | -.070         | .016          |
| 同居家族の有無             | .004         | .020         | -.023         | .001          |
| 就労の有無               | .056         | .022         | -.001         | .014          |
| 暮らし向き               | <b>.212*</b> | <b>.085*</b> | <b>-.223*</b> | -.053         |
| 疾患の有無               | -            | .015         | -             | .017          |
| 運動器機能の低下            | -            | .025         | -             | .000          |
| 低栄養                 | -            | -.014        | -             | <b>.085*</b>  |
| 口腔機能の低下             | -            | .037         | -             | .028          |
| SPS スコア             | -            | <b>.082*</b> | -             | -.013         |
| SOC：把握可能感           | -            | .053         | -             | <b>-.327*</b> |
| SOC：処理可能感           | -            | .082         | -             | <b>-.203*</b> |
| SOC：有意味感            | -            | <b>.401*</b> | -             | <b>-.125*</b> |
| 決定係数：R <sup>2</sup> | .089         | .307         | .086          | .376          |
| 調整済み R <sup>2</sup> | .079         | .289         | .075          | .359          |
| 変化量 $\Delta R^2$    | <b>.089*</b> | <b>.218*</b> | <b>.086*</b>  | <b>.290*</b>  |

注) MHC: Mental health continuum、K6: Kessler psychological distress scale 6、SPS: Social provisions scale、SOC: Sense of coherence、\* : p<0.05。

## 第 2 章 高齢者の Mental well-being を促進する社会関係資源と Sense of coherence の媒介効果モデルおよび社会関係資源の類型化の検証

### 第 1 節 背景と目的

#### 1. SOC の媒介効果モデル

第 1 章の検討により、本邦においても高齢期の Mental well-being (MWB) を促進する要因が健康生成論の中核概念である Sense of coherence (SOC) および知覚されたソーシャル・サポートを反映した社会関係資源 (Social provisions scale : SPS スコア) であることが明らかとなった。Antonovsky の健康生成論では、SOC は社会関係資源のみならず、様々な内外の資源 (General Resistances Resources : GRRs) を動員してストレスに対処し、それを乗り越えることで健康が維持・増進されると仮定する<sup>1)</sup>。第 1 章で行った階層的重回帰分析の様に、健康アウトカムを設定しそれを説明・予測する要因を検討する研究がそれに当たる。

他方で当該理論では、この一連の過程を経験することにより得られる人生経験の蓄積あるいは GRRs が、SOC の育成・強化に寄与することも認めており、SOC の関連要因あるいは促進要因を検討する研究がこれに相当する<sup>2)</sup>。先述の通り、SOC は従来、概ね 30 代まで発達し、高齢期に至り退職するまで安定し、その後、減少すると仮定されていたが<sup>3),4),5)</sup>、近年では老化による活動性や認知機能の低下によるリスクはあるものの、生涯にわたって発達し続ける可能性も指摘されている<sup>6),7)</sup>。虚弱や疾患などのリスクが増大する高齢期にあって、内外の資源が SOC を強化し、その結果、心身の健康に影響を与えるモデルもあわせて検討することは、一定程度、弱い SOC の高齢者 (SOC スコアが低い高齢者) の存在が仮定されることや当該高齢者を支援するために具体的な政策や事業を展開する際の資源開拓や環境設定などを企図した介入の示唆を得るためには、有益であると考えられる。Wiesmann & Hannich の報告<sup>2),8),9)</sup>では、図 5 の様に GRRs と健康アウトカムとの関連に媒介する変数として SOC を設定し、高齢者における人生満足感および主に身体的健康状態を反映した健康満足感を説明する GRRs の直接効果 (GRRs→健康アウトカム) と間接効果 (GRRs→SOC→健康アウトカム) を検証することによって、介入の示唆を得ようとした。その結果、本研究でも関連が認められた社会関係資源を反映したソーシャル・サポートは、MWB の一部を構成する人生満足感に対して直接効果と SOC を媒介とした間接効果の両方が確認され、部分媒介が成立した<sup>9)</sup>。

しかしながら、高齢者における GRRs-SOC の関係性が精神的健康に寄与することを示す研究はごく僅かであり、本邦の高齢者を対象にした媒介効果モデルを検証した研究は見当たらない。また、GRRs の中でもどのような社会関係資源の特徴が SOC を機能させ、結果として精神的健康を促進するかの詳細については十分に明らかにされていない。



## 2. 目的

以上のことから、本研究の目的を2つ設定した。まず第一に、図5の通り、本邦の高齢者を対象としたデータに対してもGRRsの直接効果とSOCを媒介とした間接効果による部分媒介が成立するかどうかを検討することを目的とした。第1章で関連が認められた社会関係資源（SPSスコア）をGRRsとし、健康アウトカムをポジティブな精神的健康（Mental well-being）を評価するMental health continuum（MHC）スコアあるいはネガティブな精神的健康（ill-being）を評価するKessler psychological distress scale 6（K6）スコアとし、SOCを媒介した仮説モデルを構築し、パス解析により部分媒介あるいは完全媒介の検証を行った。さらに、どのようなソーシャル・サポートの知覚に基づく社会関係資源の種類およびそれらのパターンがSOCを機能させ、MHCを促進するかを検討するために、階層的クラスタ分析により社会関係資源による類型化・群分けを行い、その特徴を検討し記述することも本研究の目的とした。

## 第2節 方法

第1章の対象者および調査方法、調査内容と同じであった。

### 1. 解析方法

本研究の種々の統計解析には IBM SPSS 25.0 と AMOS 25.0、JASP ver.0.16 を用いた。なお、有意水準  $\alpha$  はすべての検定で 0.05 とした。

#### 1) SOC の媒介効果モデルの検証

SPS スコアから精神的健康への直接的なパスと、SPS スコアから SOC を介して精神的健康への間接的なパスを結んだ媒介効果モデルを仮定し(図5)、パス解析を用いて、当該モデルの直接効果と間接効果を検討した。なお、先述の相関分析(表4)および階層的重回帰分析(表5および表6)の結果を参考に、統制変数には年齢、性別、最終学歴、暮らし向き、疾患の有無を、またモデルによっては、低栄養状態も投入した飽和モデルで解析を行った。分析モデルにおける各種パラメーターは最尤法により推定し、さらに標準化推定値(パス係数)の有意性は、非標準化推定値を標準誤差で除した値の絶対値が 1.96 以上(5%有意水準)のものを統計学的に有意とした。なお、媒介効果分析における各効果の検証には、ブートストラップ法(バイアス補正 95%信頼区間、リサンプリング数: 2000 回)による信頼区間を用いた。

#### 2) 階層的クラスタ分析

得られた SPS の 6 つの下位因子スコアから、対象者を社会関係の豊かさの程度やパターンで類型化するために、SPS の下位因子スコアを Z 値に変換後、階層的クラスタ分析(ユークリッド距離・Ward 法)を実施し、デンドログラムからカットオフポイントを定め類型化を行った。その後、類型化されたクラスタが異なる群として差別化されているかを検証するために、クラスタ(被験者間要因: 4 水準)とソーシャル・サポートの種類(被験者内要因: 6 水準)を独立変数、6 つの下位因子スコアを従属変数、年齢、性別、最終学歴、暮らし向き、疾患の有無を共変量とした反復測定二元配置共分散分析を行った。Mauchly の球面性の仮定が棄却された場合には Greenhouse-Geisser の  $\epsilon$  による自由度の修正を行った。交互作用が有意であった場合は、単純主効果検定および Bonferroni 法による多重比較を行い、クラスタによる分類パターンの特徴・差異を検討した。その後、各クラスタの特徴を反映した群の命名を行った。さらに類型化された群において、他変数との関連を検討し群の特徴とその類型化の妥当性を明らかにするために、群を独立変数として有意差検定を実施した。基本属性に関しては一元配置分散分析および Kruskal-Wallis 検定、 $\chi^2$  検定および Fisher の正確確率検定により検討した。その他の種々の関連尺度・指標に関しては、群を独立変数、SOC スコア(合計スコアおよび下位 3 因子スコア)、MHC スコア(合計スコアおよび下位 3 因子スコア)、K6 スコアを従属変数、有意差検定で関連が認められた基本属性および身体的健康状態を共変量とした一変量共分散分析をそれぞれ行った。群の主効果が有意であった場合には、Bonferroni 法による多重比較を行った。

### 第3節 結果

#### 1. SOCの媒介効果モデルの検証結果

社会関係資源がSOCを媒介して健康指標（MHCおよびK6スコア）と関連するモデルを以下の通り検討した。

##### 1) ポジティブな精神的健康（Mental well-being）

ポジティブな精神的健康を予測する媒介効果モデルおよび有意な標準化推定値を図6に提示した。当該飽和モデルにおける社会関係資源からポジティブな精神的健康に至る直接効果のパス（ $\beta=0.12, p<0.05$ ）、社会関係資源からSOCへのパス（ $\beta=0.14, p<0.05$ ）、SOCからポジティブな精神的健康に至るパス（ $\beta=0.42, p<0.05$ ）はいずれも有意であった。次に、間接効果の有意性を検証するために、ブートストラップ法による信頼区間を算出した。その結果、間接効果=0.06（ $Z=3.24, p<0.05, 95\%CI_{bs}[0.02, 0.09]$ ）、直接効果=0.12（ $Z=3.08, p<0.05, 95\%CI_{bs}[0.04, 0.19]$ ）、総合効果=0.17（ $Z=4.24, p<0.05, 95\%CI_{bs}[0.09, 0.25]$ ）であり、すべて信頼区間内に収まった。これにより、社会関係資源とポジティブな精神的健康におけるSOCの部分媒介が認められた。

##### 2) ネガティブな精神的健康（ill-being）

ネガティブな精神的健康を予測する媒介効果モデルおよび有意な標準化推定値を図7に提示した。当該飽和モデルにおける社会関係資源からネガティブな精神的健康に至る直接効果のパスは非有意（ $\beta=0.00, n.s.$ ）、社会関係資源からSOCへのパス（ $\beta=0.14, p<0.05$ ）およびSOCからネガティブな精神的健康に至るパス（ $\beta=-0.56, p<0.05$ ）は有意であった。次に、間接効果の有意性を検証するために、ブートストラップ法による信頼区間を算出した。その結果、間接効果=-0.08（ $Z=-3.34, p<0.05, 95\%CI_{bs}[-0.12, -0.03]$ ）、直接効果=0.003（ $Z=0.10, n.s., 95\%CI_{bs}[-0.07, 0.07]$ ）、総合効果=-0.07（ $Z=-1.78, p<0.10, 95\%CI_{bs}[-0.16, 0.00]$ ）であり、間接効果が有意、総合効果が有意傾向であった。これにより、社会関係資源とネガティブな精神的健康におけるSOCの完全媒介が認められた。

#### 2. 階層的クラスタ分析の検証結果

##### 1) 類型化と群の命名

SPSの6つの下位因子を用いて、クラスタ分析を行った。デンドログラムを確認しカットオフポイントを定め、最終的に4クラスタが妥当であると判断した（図8）。これらのクラスタが異なるグループであるかを反復測定二元配置共分散分析で検討した結果、交互作用は有意（ $F(14, 2437)=31.48, p<0.001, \eta_p^2=0.15$ ）、ソーシャル・サポートの種類の主効果は有意傾向（ $F(5, 2437)=2.15, p=0.063, \eta_p^2=0.004$ ）、クラスタの主効果は有意であった（ $F(3, 534)=613.98, p<0.001, \eta_p^2=0.78$ ）。そこで、初めにソーシャル・サポートの種類の水準毎に単純主効果検定を行った結果、相談の機会（ $F(3, 534)=288.07, p<0.001, \eta_p^2=0.62$ ）、信頼できる他者（ $F(3, 354)=245.86, p<0.001, \eta_p^2=0.58$ ）、愛着（ $F(3, 354)=226.15, p<0.001, \eta_p^2=0.56$ ）、社会的統合（ $F(3, 354)=121.91, p<0.001,$

$\eta_p^2=0.41$ )、価値の再確認 ( $F(3, 354)=75.85, p<0.001, \eta_p^2=0.30$ )、養育の機会 ( $F(3, 354)=195.29, p<0.001, \eta_p^2=0.52$ ) すべてのソーシャル・サポートの種類 (SPS 下位因子) で有意であった。そこで、それぞれの下位因子ごとに多重比較をした結果、図 9 の通りであった。「相談の機会」因子および「信頼できる他者」因子において、クラスタ 3 はそれ以外のクラスタより有意にスコアが高く ( $p<0.05$ )、クラスタ 4 はそれ以外のクラスタよりも有意にスコアが低かった ( $p<0.05$ )。また、クラスタ 2 はクラスタ 1 より有意にスコアが高かった ( $p<0.05$ )。「愛着」因子も同様に、クラスタ 3 はそれ以外のクラスタより有意にスコアが高く ( $p<0.05$ )、クラスタ 4 はそれ以外のクラスタよりも有意にスコアが低かった ( $p<0.05$ ) が、クラスタ 1 とクラスタ 2 との間には有意差は認められなかった。他方で、「社会的統合」、「価値の再確認」、「養育の機会」の各因子において、クラスタ 1 およびクラスタ 3 は、クラスタ 2 およびクラスタ 4 よりスコアが有意に高かった ( $p<0.05$ )。また、「価値の再確認」因子以外は、クラスタ 3 はクラスタ 1 よりも有意にスコアが高かった ( $p<0.05$ )。

次に、クラスタ毎に単純主効果検定を行った結果、クラスタ 1 ( $F(5, 530)=19.85, p<0.001, \eta_p^2=0.16$ )、クラスタ 2 ( $F(5, 530)=69.19, p<0.001, \eta_p^2=0.40$ )、クラスタ 3 ( $F(5, 530)=11.63, p<0.001, \eta_p^2=0.10$ )、クラスタ 4 ( $F(5, 530)=6.83, p<0.001, \eta_p^2=0.06$ ) の主効果は有意であった。そこで、それぞれのクラスタごとに多重比較を行った結果、図 10 の通りであった。クラスタ 1 における多重比較の結果、「相談の機会」因子および「信頼できる他者」因子は提供的サポートに対応する 3 因子よりも有意にスコアが低く ( $p<0.05$ )、「愛着」因子は「社会的統合」因子よりも有意に低い傾向 ( $p<0.10$ )、かつ「養育の機会」因子よりも有意に低かった ( $p<0.05$ )。また、「信頼できる他者」因子は「愛着」因子よりも有意にスコアが低かった ( $p<0.05$ )。続いて、クラスタ 2 における多重比較の結果、「相談の機会」、「信頼できる他者」、「愛着」の 3 因子は「社会的統合」、「価値の再確認」、「養育の機会」の 3 因子よりも有意にスコアが高かった (それぞれ  $p<0.05$ )。また、「養育の機会」因子は「社会的統合」因子よりも有意に低く、かつ「価値の再確認」因子よりも有意に低い傾向であった ( $p<0.10$ )。続くクラスタ 3 の多重比較の結果では、「相談の機会」因子は「社会的統合」因子および「価値の再確認」因子よりも有意に高く ( $p<0.05$ )、かつ「養育の機会」因子よりも有意に高い傾向であった ( $p<0.10$ )。また、「信頼できる他者」因子は「社会的統合」、「価値の再確認」、「養育の機会」の 3 因子よりも有意にスコアが高かく ( $p<0.05$ )、「愛着」因子は「価値の再確認」因子よりも有意に高かった ( $p<0.05$ )。さらに、「養育の機会」因子は「価値の再確認」因子よりも有意にスコアが高かった ( $p<0.05$ )。最後に、クラスタ 4 の多重比較の結果では、「相談の機会」因子が「社会的統合」因子よりも有意に低い傾向 ( $p<0.10$ )、かつ「価値の再確認」因子および「養育の機会」因子よりも有意にスコアが低かった ( $p<0.05$ )。また、「信頼できる他者」因子は「価値の再確認」因子よりも有意に低く ( $p<0.05$ )、そして、「愛着」因子は「社会的統合」、「価値の再確認」、「養育の機会」の 3 因

子よりも有意にスコアが低かった（それぞれ  $p < 0.05$ ）。

以上の結果から、それぞれのクラスタが異なる個別の傾向を反映したものと考えられ、当該類型化は妥当であると判断した。各クラスタの特徴を概観すると、第一に「相談の機会（他者からアドバイスや情報を受け取ることが可能であるという知覚）」、「信頼できる他者（必要に応じて具体的な支援を他者に頼ることができるという知覚）」、「愛着（親密な関係から情緒的な安心感を受け取ることが可能であるという知覚）」の3因子と「社会的統合（自分と同じ興味・関心・価値観を持つ他者を含む集団に帰属しているという知覚）」、「価値の再確認（自分が他者にとって重要あるいは評価されているという知覚）」、「養育の機会（他者への養育的な世話や援助が必要であるという知覚）」の3因子が相対的に高い/低いで捉えることができる。前者3因子には社会関係の中でも受領的サポートに当たる「相談の機会」と「信頼できる他者」が含まれている一方、後者3因子には自信が他者に働きかける提供的サポートにあたる「価値の再確認」と「養育の機会」が含まれていることから、本研究ではそれぞれを受領的サポートと提供的サポートとして位置づけた。これを前提に、受領的サポートが提供的サポートよりもスコアが相対的に低いクラスタ1とクラスタ4、反対に受領的サポートが提供的サポートよりもスコアが高いクラスタ2とクラスタ4として特徴づけられる。さらに、各サポートのスコアがおおよそ平均域（0付近）よりも高いクラスタ1およびクラスタ3と、平均域（0付近）よりも低いスコアがあるクラスタ2およびクラスタ4としても捉えることができる。従って、受領と提供のバランスと平均域（0付近）の基準から、クラスタ1を「中受領中提供」群、クラスタ2を「中受領低提供」群、クラスタ3を「高受領高提供」群、クラスタ4を「低受領低提供」群と命名した。

## 2) 類型化された群の特徴

クラスタ分析により類型化された4つの群で、年齢、性別、最終学歴、婚姻状況、同居家族の有無、就労の有無、暮らし向き、疾患の有無、運動器機能低下の有無、低栄養状態であるか否か、口腔機能低下の有無それぞれで、有意差検定を行った結果、表7および表8の通り、年齢の主効果が有意であり（ $F(3, 539)=4.59, p=0.003$ ）、性別（ $\chi^2(3)=9.95, p=0.019$ ）、疾患の有無（ $\chi^2(3)=7.73, p=0.052$ ）、運動器機能低下（ $\chi^2(3)=10.02, p=0.018$ ）、口腔機能低下（ $\chi^2(3)=15.13, p=0.002$ ）において、クラスタ間でその構成比率に有意差が認められた。

これらの結果を踏まえて、次に群を独立変数、SOC（合計スコアおよび下位3因子スコア）、MHC（合計スコアおよび下位3因子スコア）とK6をそれぞれ従属変数、年齢、性別、最終学歴、疾患の有無、運動器機能低下の有無、口腔機能低下の有無を共変量とした一変量共分散分析を行った。その結果、表9の通り、SOCに関しては、合計スコアにおける群の主効果は有意（ $F(3, 533)=5.87, p < 0.05, \eta_p^2=0.03$ ）、把握可能感における群の主効果は非有意（ $F(3, 533)=2.00, n.s., \eta_p^2=0.01$ ）、処理可能感における主効果は有意（ $F(3, 533)=4.05, p < 0.05, \eta_p^2=0.02$ ）、有意味感における主効果は有意（ $F(3, 533)=8.96,$

$p < 0.05$ ,  $\eta_p^2 = 0.05$ )であった。次に、MHCに関しては、合計スコアにおける群の主効果は有意 ( $F(3, 533) = 10.23$ ,  $p < 0.05$ ,  $\eta_p^2 = 0.05$ )、感情的 well-being における群の主効果は有意 ( $F(3, 533) = 6.56$ ,  $p < 0.05$ ,  $\eta_p^2 = 0.04$ )、社会的 well-being における群の主効果は有意 ( $F(3, 533) = 9.12$ ,  $p < 0.05$ ,  $\eta_p^2 = 0.05$ )、心理的 well-being における群の主効果は有意 ( $F(3, 533) = 9.29$ ,  $p < 0.05$ ,  $\eta_p^2 = 0.05$ )であった。さらに、K6 における群の主効果は有意 ( $F(3, 533) = 3.08$ ,  $p < 0.05$ ,  $\eta_p^2 = 0.02$ )であった ( $F(3, 533) = 1.50$ , n.s.,  $\eta_p^2 = 0.01$ )。多重比較の結果、高受領高提供群の SOC 合計スコアは、中受領中提供群よりも高い傾向であり ( $p = 0.064$ )、低受領低提供群よりも有意に高かった ( $p < 0.05$ )。また、高受領高提供群の処理可能感スコアは、低受領低提供群よりも有意に高かった ( $p < 0.05$ )。有意味感スコアに関しては、高受領高提供群は他の3群よりも有意に高かった (それぞれ  $p < 0.05$ )。MHC 合計スコア、社会的 well-being、心理的 well-being に関しては、高受領高提供群が他の3群よりも有意にスコアが高かった (それぞれ  $p < 0.05$ )。そして、感情的 well-being に関しては、高受領高提供群は中受領中提供群および低受領低提供群よりも有意にスコアが高かった ( $p < 0.05$ )。最後に K6 に関しては、中受領低提供群が高受領高提供群よりも有意にスコアが高かった ( $p < 0.05$ )。

## 第4節 考察

### 1. SOCの媒介効果モデル

本研究により、本邦における高齢者において、社会関係資源がMWBを促進する直接効果と、社会関係資源がSOCを機能させMWBを促進する間接効果の両効果が確認できた。これはWiesmann & Hannichの報告<sup>9)</sup>と符合するものであり、弱いSOCの高齢者であっても、社会関係資源を充実させることによりMWBが促進するだけでなく、SOCにも影響を与え、結果としてMWBの促進に寄与でき得ることを示唆するものである。他方で、社会関係資源がネガティブな精神的健康を抑制する直接効果は認められなかったことから、社会関係がSOCを機能させネガティブな精神的健康を抑制するという完全媒介効果が認められた。従来、ソーシャル・サポートは精神的健康に影響を与え、ストレスの低減のみならず、孤独感や死亡率の低減などの生命予後にも寄与すると考えられてきたが<sup>10),11),12)</sup>、今回の高齢者を対象とした結果から、社会関係はネガティブな精神的健康を直接的に抑制するのではなく、ネガティブな感情やストレス認知の低減に係る個人特性・能力を介して、ネガティブな精神的健康に影響を与えている可能性が示唆された。少ないながらもこれを支持する報告はあり、例えば、青木の報告<sup>13)</sup>では、うつ状態や不安・不眠の項目から評価される精神的健康には社会関係資源は関連していない。高齢期におけるネガティブな精神的健康はおそらく、MWBの場合とは異なり、主に身体的健康状態と関連していて、社会関係とは直接的には関連していないのではないだろうか。これはK6スコアが慢性的な疾患の数( $r=-0.225$ ,  $p<0.05$ )、運動器機能低下( $r=0.101$ ,  $p<0.05$ )、低栄養状態( $r=0.111$ ,  $p<0.05$ )、口腔機能の低下( $r=0.155$ ,  $p<0.05$ )と有意な関連が認められたことから支持され、また、ソーシャル・サポートは生き生きした活動を反映する人生満足感への直接効果は認められても、主に身体的健康状態を反映した健康満足感(satisfaction with health)とは有意な関連(直接効果)が認められなかったWiesmann & Hannichの報告<sup>9)</sup>とも一致する。ただし、今回用いたK6尺度は項目数が少なくスコアのばらつきも小さいことよって関連が認められなかった可能性も留意しておく必要はあるだろう。

### 2. 社会関係資源による類型化の特徴

本研究では、SOCやポジティブな精神的健康の維持・促進に有効な社会関係資源の特徴やパターンを見出すべく、SPSの6つの下位因子スコアから類型化された4つのグループを見出し、主に受領的サポートと提供的サポートの両知覚の均衡性とその多少が心身の健康に影響を及ぼす可能性を示した。

ソーシャル・サポートの受領と提供の均衡性に関する理論として、Walsterらの「衡平理論」を援用した研究<sup>14),15)</sup>が知られているが、当該理論では、自分が他者から受領したサポートと同程度のサポートを他者に提供する均衡状態が重要とされ、そのバランス(互惠性)が保たれた場合に健康が維持・促進するとされている。さらに、近年では不均衡であってもそのサポート授受の多少も重要とされており<sup>14)</sup>、本研究結果に適用して考察したい。

まず、本研究において見出された4群はいずれも両サポートのバランスは不均衡状態、すなわち、中受領中提供群（クラスタ1）および低受領低提供群（クラスタ4）は受領的サポート知覚が提供的サポート知覚よりも低く、一方で、中受領低提供群（クラスタ2）および高受領高提供群（クラスタ3）は受領的サポート知覚が提供的サポート知覚よりも多い群であり、均衡がとれた群はなかった。

高受領高提供群（クラスタ3）は他の群に比べて最もソーシャル・サポートの知覚が高く、一方で、低受領低提供群（クラスタ4）は中受領低提供群（クラスタ2）と提供的サポートに顕著な差は認められなかったが、最もソーシャル・サポートの知覚が低い群であった。これら4群において、SOC、MHC、K6の各スコアの比較をした結果、受領と提供の両サポート知覚が不均衡であっても、高受領高提供群（クラスタ3）の様に平均域より両サポート知覚が十分に高ければ、SOC（特に有意味感）およびMWBが促進され、ネガティブな精神的健康は抑制されることが示唆される。すなわち、高受領高提供群（クラスタ3）はソーシャル・サポートの授受が十分であるために、衡平理論における提供・受領の両知覚の均衡性による説明ができない群であると考えられる。つまり、ソーシャル・サポート知覚が高いことが一義的に重要となると言える。

他方で、高受領高提供群（クラスタ3）以外の3群の間ではSOCおよびMHCの各スコアに有意差は認められなかったが、高受領高提供群（クラスタ3）との比較において、低受領低提供群（クラスタ4）はSOCおよび処理可能感が有意に低く、また、中受領低提供群（クラスタ2）はK6スコアが高い、そして、中受領中提供群（クラスタ1）はそのどちらでもない群であった。中受領中提供群（クラスタ1）および低受領低提供群（クラスタ4）は、受領的サポート知覚が提供的サポート知覚よりも低い不均衡な状態（受領的サポート過少あるいは提供的サポート過多）により、SOCやMHCのスコアがそれほど高くなかったのではないだろうか。特に、低受領低提供群（クラスタ4）は両サポート知覚が平均域よりも低い結果であったが、SOCやMHC、さらにはK6のスコアにおいて、中受領中提供群（クラスタ1）との間には相違はなかった。提供的サポート知覚の方が受領的サポート知覚よりも健康（長寿・死亡率）に大きな影響を与えること<sup>12)</sup>を勘案すると、高受領高提供群（クラスタ3）との相違はあるものの、両群共に健康リスクは同程度であることが推測され、地域在住の高齢者の大半がどちらかの群に属する、あるいは両群の連続体の中に位置づけられるものと考えられる。むしろ、健康リスクが高いのはK6スコアが唯一、高受領高提供群（クラスタ3）よりも有意に高かった中受領低提供群（クラスタ2）の高齢者であると考えられる。サポート授受のパターンは高受領高提供群（クラスタ3）と同じであっても、提供的サポート知覚が平均域よりも低下していることに起因してK6スコアが高くなっているのだろう。高齢期においては、加齢に伴い受領的サポート知覚が増加し、提供的サポート知覚が低下することが報告されており<sup>11)</sup>、これは虚弱や疾患への罹患に伴い、周囲からの受領的サポートが増加す



ることや、それらによりサポート提供が容易ではなくなることに起因しているものと考えられる。ことによると、前述の中受領低提供群（クラスタ 2）は低受領低提供群（クラスタ 4）との連続性の中にあり、地域に在住する多くの低受領低提供群（クラスタ 4）に属する高齢者が加齢に伴い、虚弱や疾患への罹患を契機に受領的サポート知覚が増大した結果、均衡性が崩れ、K6 スコアが増大したかもしれない。実際に、中受領低提供群（クラスタ 2）は年齢が高く、運動器機能および口腔機能の低下の比率が顕著な群であり、K6 スコアの比較の際にはこれらを統計学的に調整はしていたが、身体的健康状態の不良に起因して K6 スコアが高くなっている可能性も考えられる。

先の媒介効果分析の結果も合わせて考えると、高受領高提供群（クラスタ 3）は十分な社会関係資源があり、かつ、強い SOC（特に有意味感）をあわせ持っていることから、サポート授受の不均衡の影響はほとんどなく、たとえ社会関係資源が欠損しても有意味感が高いため、MWB は維持・促進され続けられると考えられる。また、本研究の媒介効果分析では SOC を始点とした「SOC→GRRs→健康アウトカム」へのパスを仮定したモデルの検討は行っていないが、当該群ではおそらく有意味感が高いことにより社会関係資源を含めた GRRs を新たに見出し、MWB を維持・促進することもできるだろう。しかし、その他の 3 群に関しては、有意味感がいずれも低いため社会関係資源が欠損すると MWB は維持・促進されず、自身では新たに資源を見出すことも難しくなることが想定される。さらには、加齢に伴い虚弱や疾患が生じると中受領低提供群（クラスタ 2）の様に、それらのケアのために受領的サポート知覚が高くなり、提供的サポート知覚との不均衡によりネガティブな精神的健康が高くなるのではないだろうか。すなわち、高受領高提供群（クラスタ 3）以外の 3 群は、比較的弱い SOC を有する高齢者であって、「中受領中提供群（クラスタ 1）→低受領低提供群（クラスタ 4）→中受領低提供群（クラスタ 2）」という連続性がある、あるいは中受領低提供群（クラスタ 2）と低受領低提供群（クラスタ 4）は併存しつつ、加齢に伴い虚弱や疾患が生じると中受領低提供群（クラスタ 2）へ移行していくものと考えられる。

#### 引用文献

- 1) 山崎喜比古・戸ヶ里泰典・坂野純子（編）. ストレス対処力 SOC—健康を生成し健康に生きる力とその応用. 東京：有信堂，2019；1-251.
- 2) Qeuhemberger V, Krajic K. Applications of salutogenesis to aged and highly-aged persons: Residential Care and Community Settings. In the handbook of salutogenesis by Mittelmark MB, Sagy S, Eriksson M, et al (Eds.). Springer Nature, London: United Kingdom, 2017; 325-335.
- 3) Antonovsky A 著（山崎喜比古・吉井清子 監訳）. 健康の謎を解く ストレス対処と健康保持のメカニズム. 東京：有信堂，1987（2001 監訳）；1-251.
- 4) Bergman E, Malm D, Ljungquist B, et al. Meaningfulness is not the most important component for changes in sense of coherence. *European Journal of Cardiovascular Nursing*, 2012; 11(3): 331-338.
- 5) Koelen MA, Eriksson M, Cattan M. Older people, sense of coherence and community. In the Handbook of salutogenesis by Mittelmark MB, Sagy S, Eriksson M, et al (Eds.). Springer Nature, London: United Kingdom, 2017; 137-149.
- 6) 山崎喜比古・戸ヶ里泰典・坂野純子（編）. ストレス対処力 SOC—健康を生成し健康に生きる力とその応用. 東京：有信堂，2019；1-251.
- 7) 戸ヶ里泰典，山崎喜比古，中山和弘，他. 13 項目 7 件法 sense of coherence スケール日本語版の基準値の算出. *日本公衆衛生雑誌*，2015，62（5）：232-237.
- 8) Wiesmann U, Hannich H. A salutogenic analysis of healthy aging in active elderly persons. *Research on Aging*, 2010; 32(3): 349-371.
- 9) Wiesmann U, Hannich H. The contribution of resistance resources and sense of coherence to life satisfaction in older age. *Journal of Happiness Study*, 2013; 14: 911-928.
- 10) 豊島彩・佐藤眞一. 孤独感を媒介としたソーシャルサポートの授受と中高年者の精神的健康の関係. *老年社会科学*，2013；35（1）：29-38.
- 11) 河合千恵子・下仲順子. 老年期におけるソーシャル・サポートの授受. *老年社会科学*，1992；22：395-403.
- 12) Brown SL, Nesse RM, Vinokur AD et al. Providing social support may be more beneficial than receiving it: results from a prospective study of mortality. *Psychological Science*, 2003; 14(4): 320-327
- 13) 青木邦男. 在宅高齢者の精神的健康状態と社会関係、生きがい感、役割および身体的健康状態ほかの関連性. *老年精神医学雑誌*，2014；25：916-927.
- 14) 福岡欣治. 親しい友人の日常ストレス状況体験におけるソーシャル・サポート提供と気分状態の関連性. *川崎医療福祉学会誌*，2015；25（1）：175-182.
- 15) Walster E, Berscheid E, Walster GW. New directions in equity research. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1973; 25(2): 151-176.

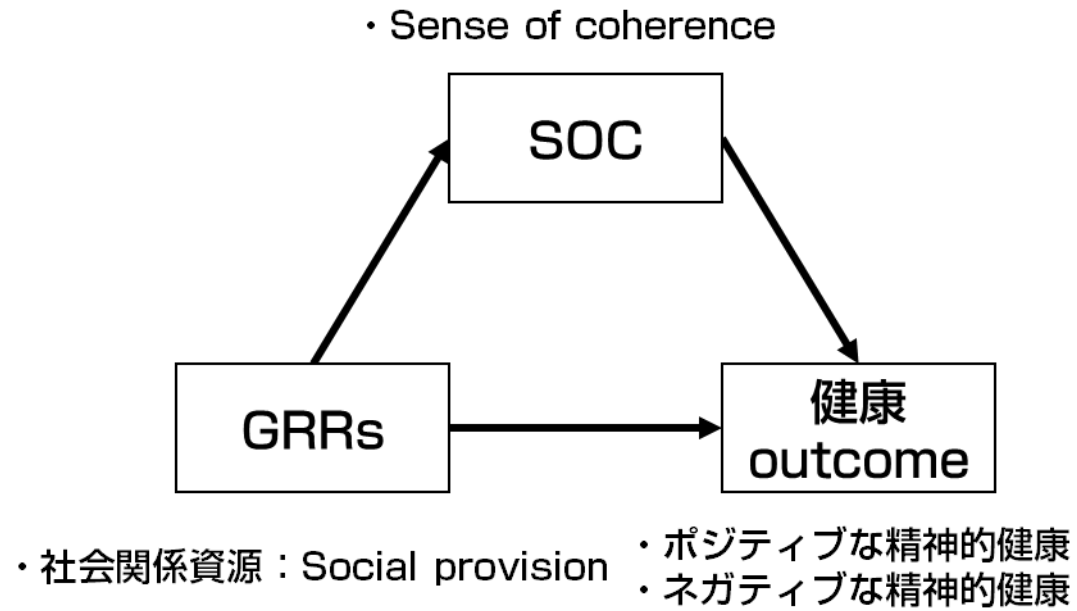


図5 健康生成論に基づく仮説モデル：媒介効果モデル

注) GRRs : 汎抵抗資源、SOC : Sense of coherence、Outcome : アウトカム

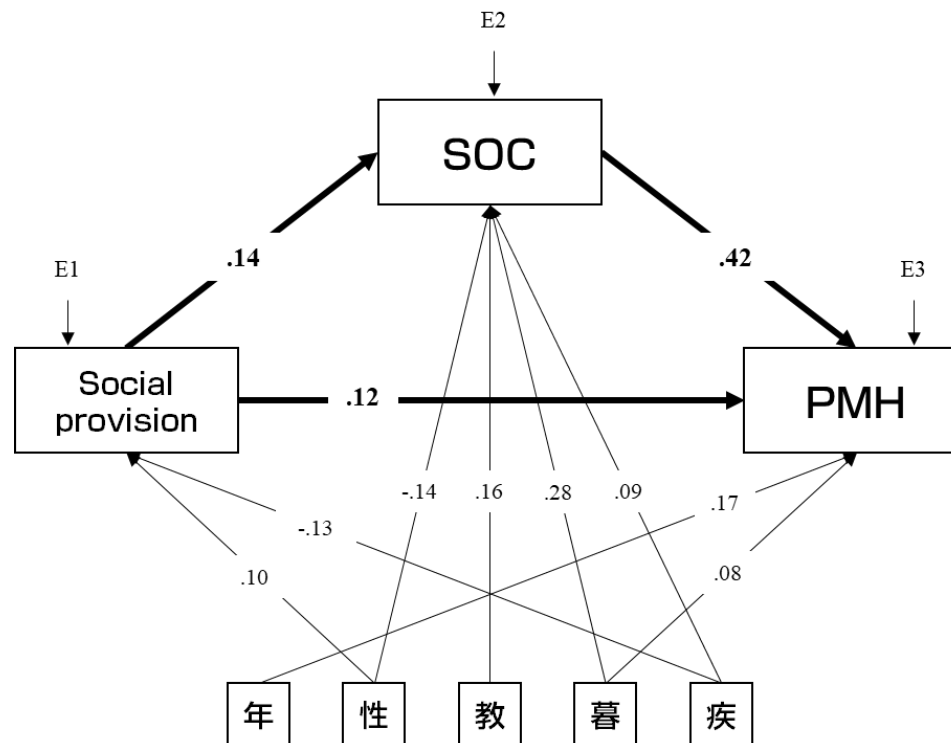


図6 社会関係資源とポジティブな精神的健康の関連に媒介するSOCの媒介効果モデルの検証結果

注) 図中の数値はすべて標準化係数であり有意なパスのみ記載した(統制変数間に関連は除外)。Eは誤差変数。SOC: Sense of coherence、PMH: ポジティブな精神的健康: Mental well-being (MHCスコア)、年: 年齢、性: 性別、教: 教育歴(最終学歴)、暮: 暮らし向き、疾: 疾患の有無。

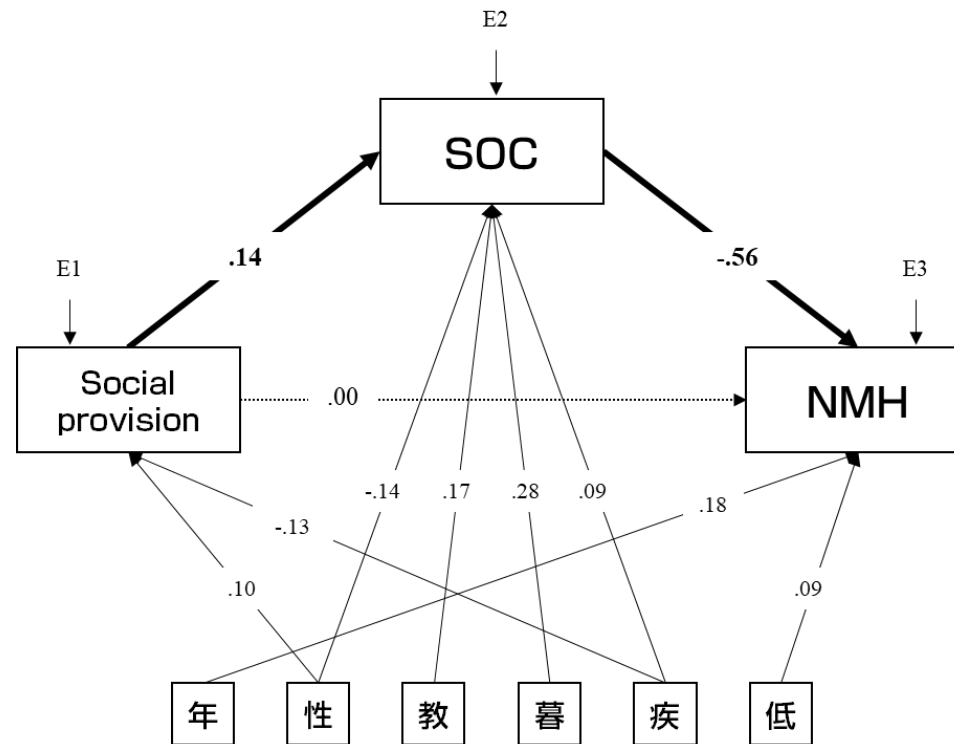


図7 社会関係資源とネガティブな精神的健康の関連に媒介するSOCの媒介効果モデルの検証結果

注) 図中の数値はすべて標準化係数である(統制変数間の関連は除外)。実線矢印は有意で破線矢印は非有意。Eは誤差変数。NMH: ネガティブな精神的健康(K6スコア)、年: 年齢、性: 性別、教: 教育歴(最終学歴)、暮: 暮らし向き、疾: 疾患の有無、低: 低栄養状態。

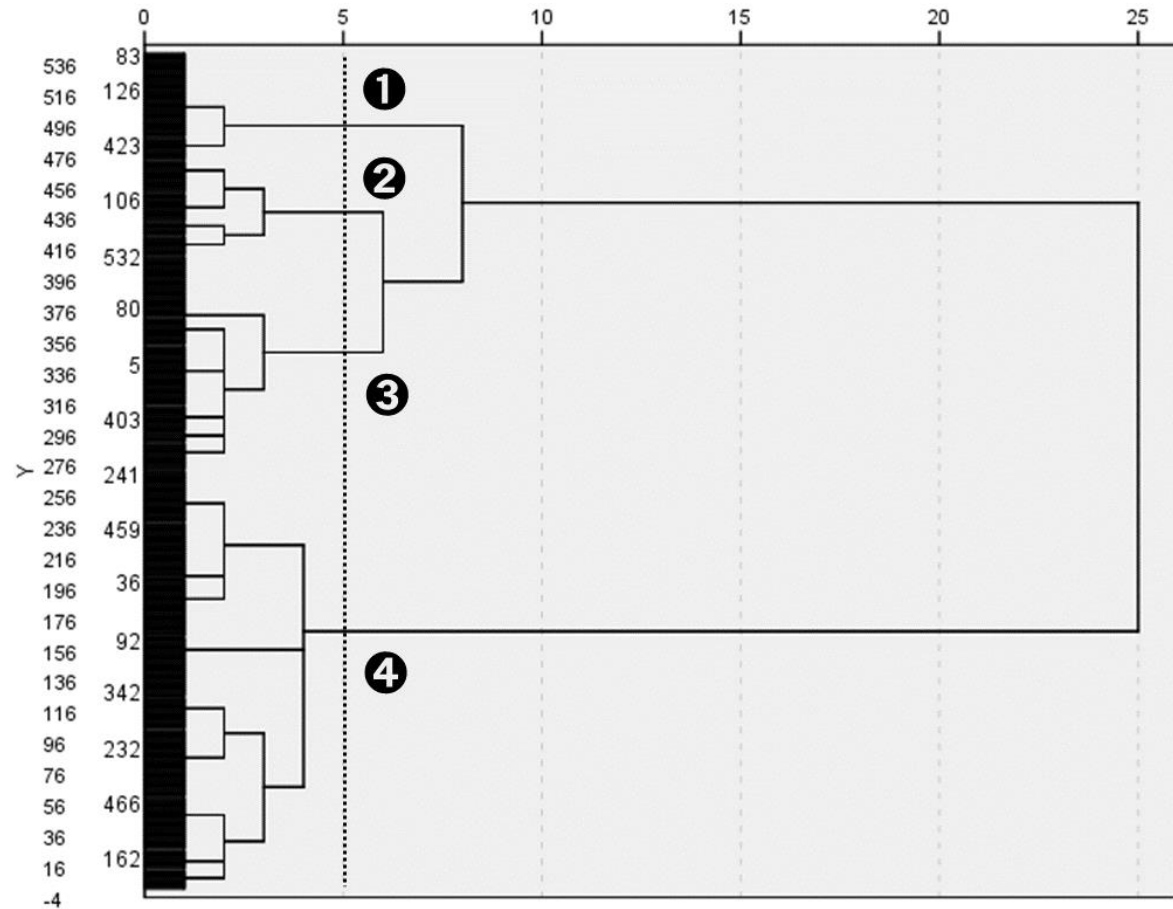


図8 階層的クラスタ分析によるデンドログラム

注) 統計パッケージ (SPSS ver.25) で階層的クラスタ分析 (ユークリッド距離・Ward 法) を実施した結果、得られたデンドログラムを貼付した。図中の破線をカットオフとした4つのクラスタを抽出した。

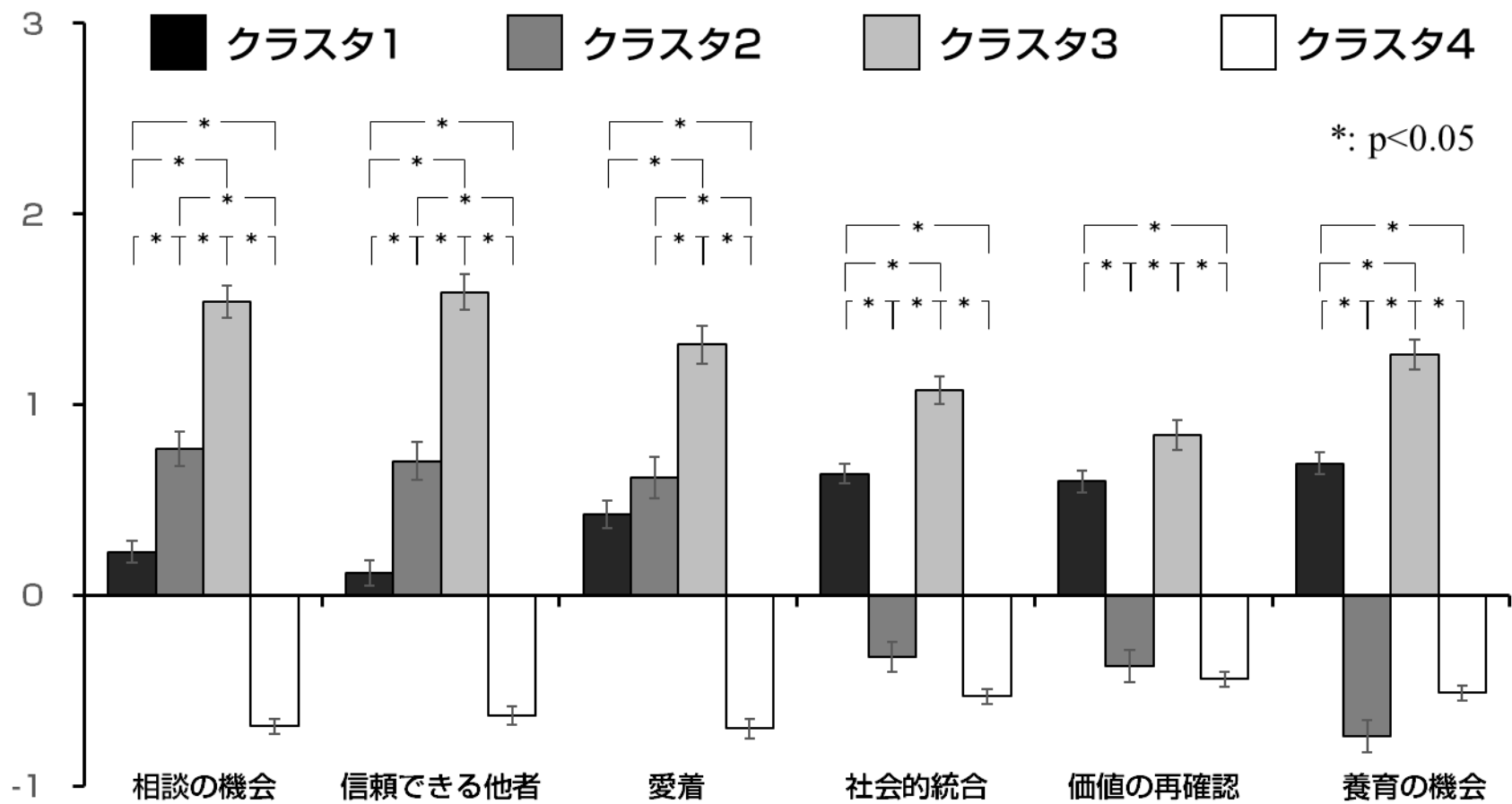


図9 Social provisions scale 下位因子スコア別のクラスタ間比較

注) 図中の棒グラフは年齢、性別、最終学歴、暮らし向き、疾患の有無を調整後の平均値、エラーバーは標準誤差を示す。

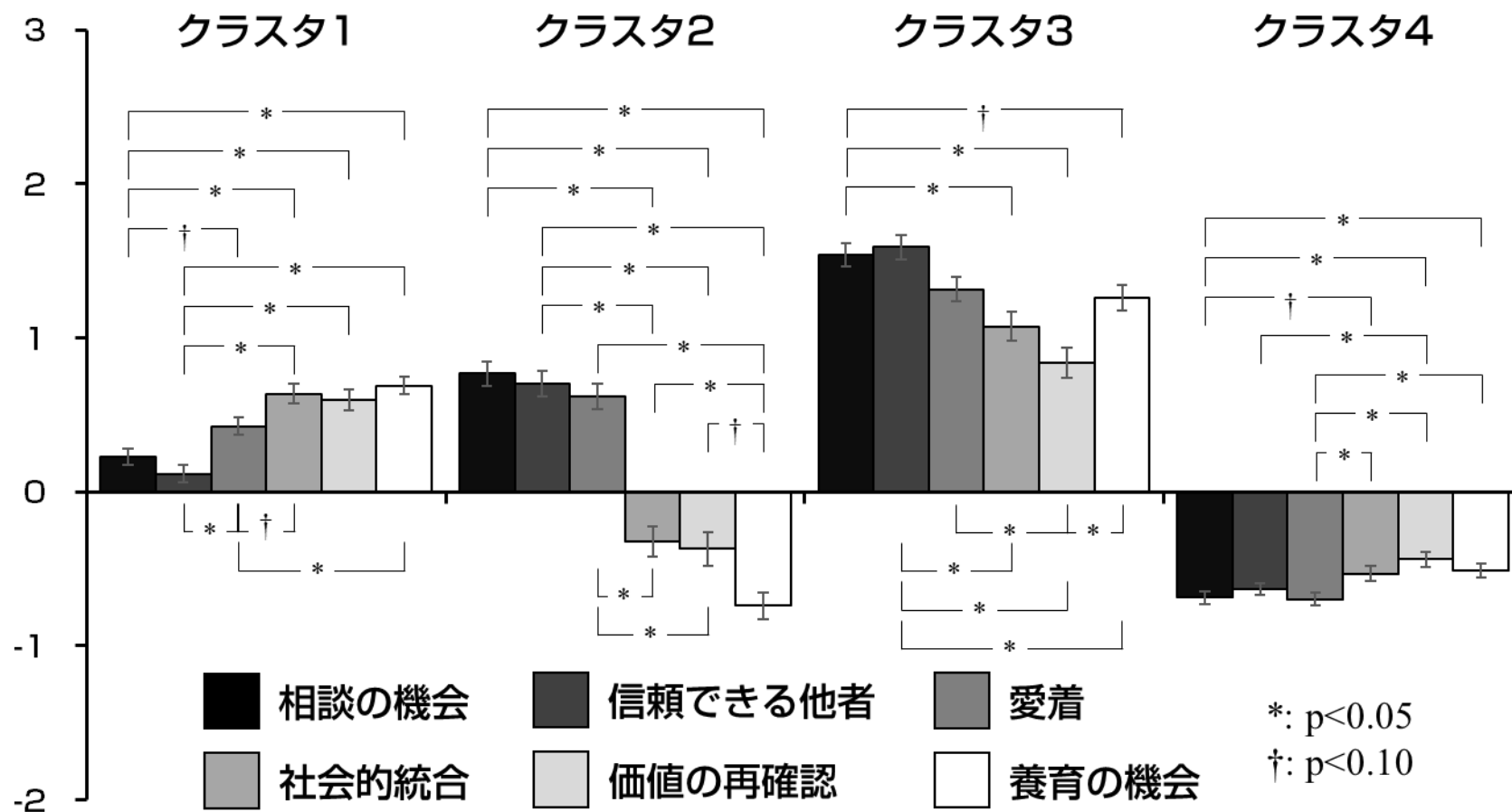


図 10 Social provisions scale 下位因子スコアのクラスタ内比較

注) 図中の棒グラフは年齢、性別、最終学歴、暮らし向き、疾患の有無を調整後の平均値、エラーバーは標準誤差を示す。



表7 類型化された群の基本属性の特徴と比較

| 従属変数    | A.中受領中提供群<br>n=139 | B.中受領低提供群<br>n=62 | C.高受領高提供群<br>n=70 | D.低受領低提供群<br>n=272 | p 値                   |
|---------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-----------------------|
| 年 齢     | 74.3±0.6           | 76.0±1.0          | 72.8±0.9          | 72.6±0.4           | p=0.003<br>B>C†, B>D* |
| 性 別：男性  | 35 (25.2%)         | 11 (17.7%)        | 11 (15.7%)*       | 85 (31.3%)*        | p=0.019               |
| 女性      | 104 (74.8%)        | 51 (82.3%)        | 59 (84.3%)*       | 187 (68.8%)*       |                       |
| 最終学歴    | 2.4±0.1            | 2.2±0.1           | 2.6±0.1           | 2.4±0.1            | n.s.                  |
| 婚姻状況：既婚 | 100 (71.9%)        | 38 (61.3%)        | 49 (70.0%)        | 189 (69.5%)        | n.s.                  |
| 未婚      | 2 (1.4%)           | 1 (1.6%)          | 0 (0.0%)          | 6 (2.2%)           |                       |
| 離別      | 6 (4.3%)           | 4 (6.5%)          | 2 (2.9%)          | 11 (4.0%)          |                       |
| 死別      | 31 (22.3%)         | 19 (30.6%)        | 19 (27.1%)        | 66 (24.3%)         |                       |
| 同居家族：あり | 115 (82.7%)        | 51 (82.3%)        | 58 (82.9%)        | 219 (80.5%)        | n.s.                  |
| なし      | 24 (17.3%)         | 11 (17.7%)        | 12 (17.1%)        | 53 (19.5%)         |                       |
| 就 労：あり  | 40 (28.8%)         | 12 (19.4%)        | 21 (30.0%)        | 85 (31.3%)         | n.s.                  |
| なし      | 99 (71.2%)         | 50 (80.6%)        | 49 (70.0%)        | 187 (68.8%)        |                       |
| 暮らし向き   | 3.1±0.1            | 3.0±0.1           | 3.3±0.1           | 3.1±0.0            | n.s.                  |

\* : p<0.05, † : p<0.10

表 8 類型化された群の身体的健康状態の特徴と比較

| 従属変数       | A.中受領中提供群<br>n=139 | B.中受領低提供群<br>n=62 | C.高受領高提供群<br>n=70 | D.低受領低提供群<br>n=272 | p 値            |
|------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|----------------|
| 疾患：あり      | 103 (74.1%)        | 53 (85.5%)        | 53 (75.7%)        | 187 (68.8%)        | p=0.052 (有意傾向) |
| なし         | 36 (25.9%)         | 9 (14.5%)         | 17 (24.3%)        | 85 (31.3%)         |                |
| 運動器機能低下：あり | 29 (20.9%)         | 22 (35.5%)*       | 13 (18.6%)        | 48 (17.6%)         | p=0.018        |
| なし         | 110 (79.1%)        | 40 (64.5%)*       | 57 (81.4%)        | 224 (82.4%)        |                |
| 低栄養状態：あり   | 8 (5.8%)           | 7 (11.3%)         | 5 (7.1%)          | 12 (4.4%)          | n.s.           |
| なし         | 131 (94.2%)        | 55 (88.7%)        | 65 (92.9%)        | 260 (95.6%)        |                |
| 口腔機能低下：あり  | 37 (26.6%)         | 28 (45.2%)*       | 17 (24.3%)        | 58 (21.3%)*        | p=0.002        |
| なし         | 102 (73.4%)        | 34 (54.8%)*       | 53 (75.7%)        | 214 (78.7%)*       |                |

注) すべての検定は $\chi^2$ 検定。\* : 他のセルの頻度よりも有意に多く (あるいは少なく) なっていることを示している。

表9 類型化された群の健康指標（SOC・MHC・K6・主観的健康感）の特徴と比較

| 従属変数<br>調整済み平均±標準誤差 | A.中受領中提供群<br>n=139 | B.中受領低提供群<br>n=62 | C.高受領高提供群<br>n=70 | D.低受領低提供群<br>n=272 | F比, p値<br>多重比較  |
|---------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|---|
| SOC 合計              | 46.24±0.43         | 46.11±0.66        | 48.15±0.61        | 45.31±0.31         | F <sub>3,533</sub> =5.87, p<0.05<br>C>D*              |
| 把握可能感               | 17.19±0.19         | 17.28±0.29        | 17.83±0.27        | 17.09±0.14         | n.s.  |
| 処理可能感               | 14.25±0.16         | 14.51±0.25        | 14.69±0.23        | 13.91±0.12         | F <sub>3,533</sub> =4.05, p<0.05<br>C>D*              |
| 有意味感                | 14.80±0.17         | 14.33±0.26        | 15.63±0.24        | 14.31±0.12         | F <sub>3,533</sub> =8.96, p<0.05<br>A<C*, B<C*, C>D*  |
| MHC 合計              | 34.56±1.27         | 31.24±1.94        | 42.88±1.79        | 32.18±0.91         | F <sub>3,533</sub> =10.23, p<0.05<br>A<C*, B<C*, C>D* |
| 感情的 well-being      | 8.32±0.32          | 8.31±0.48         | 9.85±0.45         | 7.64±0.23          | F <sub>3,533</sub> =6.56, p<0.05<br>A<C*, C>D*        |
| 社会的 well-being      | 11.22±0.48         | 9.60±0.73         | 14.12±0.68        | 10.51±0.34         | F <sub>3,533</sub> =9.12, p<0.05<br>A<C*, B<C*, C>D*  |
| 心理的 well-being      | 15.02±0.62         | 13.33±0.94        | 18.91±0.87        | 14.03±0.44         | F <sub>3,533</sub> =9.29, p<0.05<br>A<C*, B<C*, C>D*  |
| K6 合計               | 4.24±0.29          | 4.98±0.44         | 3.21±0.41         | 4.29±0.21          | F <sub>3,533</sub> =3.08, p<0.05<br>B>C*              |

\* : p<0.05

注) 表中の各スコア：年齢、性別、最終学歴、疾患の有無、運動器機能および口腔機能低下の有無を調整後の平均値±標準誤差を示す。

## 終章 高齢者の Mental well-being を促進する健康生成論的アプローチ

### 第1節 本研究のまとめと限界

本研究では第1章において、高齢期のポジティブな精神的健康、つまり、Mental well-being (MWB) を促進する要因が、年齢、暮らし向き、様々な次元のソーシャル・サポートを反映した社会関係資源、そして、健康生成論の中核概念である Sense of coherence (SOC) であることを示した。また、第2章において、社会関係資源は MWB に対して直接的な影響を与えるだけではなく、SOC を機能させ Mental well-being を促進すること、また受けるサポートのみならず提供するサポートが十分に高ければ SOC は機能し MWB は高くなること、そして、虚弱や疾患により受領と提供のソーシャル・サポートの均衡が崩れると、ネガティブな精神的健康が増大することが示唆された。

健康生成論では、社会関係資源は汎抵抗資源 (General Resistances Resources : GRRs) の一つに位置づけられ、本研究においては SOC 以外の MWB を促進する主要な要因であった。本研究で特に社会関係資源に着目したのは、SOC は 30 代まで発達し高齢期まで安定し、その後、減少すると仮定されており、虚弱や疾患の状態が少ない高齢者においては、弱い SOC の高齢者が多いと想定されたからであった。このため、社会関係資源を始点に「GRRs→SOC→健康アウトカム」の媒介効果モデルを検証するに至った。しかし、健康生成論では SOC、特に有意味感周囲の世界の理解を深め、アクセス可能な資源を見つけるための原動力として位置づけられる動機づけに関する因子であり、今後、SOC が GRRs を見出すモデル「SOC→GRRs→健康アウトカム」も検討する必要があるだろう。

### 第2節 結論

本研究では、健康状態が「健康－健康破綻」を両極とした連続体上に存在し、健康の極側へ移動させる健康因子に着目し、それを強化しようとする健康生成論的アプローチを採用し、本邦における「活動的で健康的な老い」の実現を企図して、高齢者の MWB を促進する主要な要因とそれらの特徴の詳細を検討した。その結果、健康生成論の中核概念である SOC(特に有意味感) と、受領や提供および社会的統合など種々のソーシャル・サポートを反映した社会関係資源、主観的な経済状況を反映した暮らし向き、そして年齢が MWB の促進にとって重要な要因であることが明らかになった。また、社会関係資源は直接的に MWB を促進するのみならず、SOC を媒介にして MWB を促進することも可能であること、種々のサポート授受の多少やパターンから MWB が影響を受けることも明らかとなった。

当該知見から、保健福祉政策の実践へ向けた考察をすると、SOC および社会関係資源、暮らし向きや年齢を把握することにより現状の評価のみならず、種々の資源の欠損やリスクを明確にすることができると考えられる。特に、高齢期では安定化あるいは低下するとされる SOC を評価することにより健康状態やリスクを評価・推測可能となることに加えて、SOC の向上・強化を

目指す介入・支援により MWB を促進させることが可能になるものと考えられる。他方で、高齢者の社会関係資源を把握・評価することにより、どのような社会資源が欠損しているのかが明確になるため、それを補う環境設定や介入の示唆が得られることになる。特に、弱い SOC の高齢者に対しては、SOC を機能させる社会関係資源に着目した介入を地域で展開される各種事業に盛り込むことができれば、直接的にも間接的にも MWB を維持・向上させることが可能となるだろう。このような個人特性や社会関係資源の把握・評価に基づく適切なアプローチにより、高齢者の MWB を促進し、活動的で健康的な状態へ導くことができるだろう。

## 謝辞

本研究の調査を行うにあたり、回答をしてくださいました多くの協力者の皆様に心より御礼申し上げます。また、本研究を進めるにあたり、ご助言・ご指導くださいました指導教官の坂野純子先生に心より感謝いたします。また、論文のデータ分析や構成にあたり、数多くのご助言・ご指導を頂きました澤田陽一先生および新見公立大学の矢嶋裕樹先生に深く感謝いたします。