

# 「老年的超越」をめぐる文化・心理・社会的関連要因 に関する研究（第Ⅰ部） —「東洋的見方」が及ぼす影響を中心にして—

奥村 幸雄

## 要旨

高齢期の幸福を考える上で新たな視点となる老年的超越概念の日本人への適応可能性を検討するために、高齢者大学受講生を対象に質問紙調査を実施した。課題は老年的超越の文化・心理・社会的関連要因、とりわけ東洋的見方が及ぼす影響を多角的に分析することであった。老年的超越の測定にはJGS-R、東洋的見方の測定には独自開発の尺度を用い、分析は共分散構造モデルにより行った。分析の結果、老年的超越に対する有意な直接効果が認められた変数は、性別、年齢、危機の経験、東洋的見方と主観的幸福感（以下SWB）であった。なかでも東洋的見方とSWBは男女ともに強い影響因となった。さらに東洋的見方とSWBを変数とするクラスター分析を行ったところ、老年的超越が最も高くなるのは、東洋的見方が高く、かつSWBは中庸のレベルにある場合であった。この結果は、東洋文化の影響をうける日本人高齢者の「バランス志向的幸福観<sup>1)</sup>」の特徴が反映されていることを示唆するものである。

## はじめに

### サクセスフル・エイジングの新たな意味づけ

2022年、日本の百寿者の人口はついに9万人を超え（厚生労働省、2022）、「人生100年時代」というフレーズもすっかり定着した感がある。しかし、健康寿命が男女とも未だ75歳に届かないという現実があるなかで、果たして欧米流のサクセスフル・エイジングのモデルは、日本人高齢者の「幸福な老い」を考える上で有効なモデルとなり得るのであろうか。

老年学の分野では、高齢者の「幸福な老い」についての代表的な理論として、1960～70年代

\*1 背景には「陰陽思想」の影響があるとされ、日本では、「あまり幸福であることはかえって不幸を招き、良いこと・悪いことが同数存在するのが真の人生である」とする考え方が根づいている（内田、2020、P.67）。また、バランス志向という点では、『老子』にも「知足の教え」や「禍福倚伏」（一つの事柄には一つの面だけではなく、いろいろな面が含まれている）など、東洋の知恵を表すよく知られた言葉がある（蜂屋、2013）。

にかけて活動理論と離脱理論の論争が行われてきた。しかし、両理論の相違点のみが強調されたため、「高齢者を排除する社会体系のメカニズムや加齢に伴うパーソナリティの変化、社会的離脱の普遍性など、離脱理論が提出した重要な命題の多くはほとんど検証されることなく放置され、きわめて成果の乏しいまま論争は収束してしまった」（古谷野他, 2011, p.146）といわれている。高齢期の年齢幅の広さ（近年では65～120歳）や老いの多様性などについての認識不足が理由と考えられている。

このように議論が行き詰まるなかで、老年学に新たな方向づけを示す概念としてロウとカーン（Rowe & Kahn）が1987年に提唱したのがサクセスフル・エイジングという概念である。この概念の特徴について、秋山（2000）は、「“successful aging”という概念は欧米の老年学に2つの大きな貢献をした。ひとつは、それまで医学、…社会学、心理学などで個別に行われてきた高齢者研究を統合する概念的枠組みを提供し、学際的科学としての老年学の確立に寄与したことである。もうひとつは、従来の老年学が疾病や障害など高齢期のnegativeな側面に注目したのとは対照的に、高齢期における可能性、つまり、positiveな側面に光をあてたことである」と述べている。なかでも高齢者のライフスタイルに大きな影響を与えたことや、高齢者の社会貢献の契機となったことはこの理論の大きな成果であったとされている。

しかし秋山（2000）は、“successful aging”の根底にある考え方が「欧米（ことに米国）のプロテスタント文化圏で人間の価値として最も重視される“自立”（independent）し、“生産的”（productive）であることを生涯継続する」というイデオロギー化されたものであったため、加齢が進み健康上や経済的理由から「“自立して生産的”でない高齢者に失敗者という自覚をもち、多くの人達は人生の最終コースを失意のうちに歩むという問題が高齢者自身からも高齢者ケアの従事者からも指摘されるようになってきた」と、この理論を画一的に高齢者に適用することによって惹き起こされる負の側面にも言及している。

しかし、その後も欧米をはじめとする先進諸国では、医療・福祉施策の進歩や拡充により長寿化が急速に進行してきたが、その一方で、秋山（2000）の指摘にもあるように多くの高齢者が人生の終焉まで“自立して生産的”であることは不可能な状況となっている。

このように高齢者を取り巻く状況が跋行的に大きく変化（長寿化のジレンマ）するなかで、“successful aging”を医学・社会的な視点からだけではなく、加齢による発達変化ととらえる心理学的な視点が注目されるようになり、スウェーデンの老年社会学者のTornstamが1989年に提唱したのが老年的超越理論である。この理論は、離脱理論を批判的に発展させ、さらに日本の禅やユングの分析心理学の知見を取り入れて構築されたものである。

## 老年的超越研究の現状

### （1）Tornstamの老年的超越理論

老年的超越理論は一言で言えば、「加齢と成熟に伴うメタ的な視点への転換：物質的・合理的な視点から、より神秘的・超越的な視点へ移行することで生活満足度（life satisfaction）が高まる」

(Tornstam, 2005, p.41) とする心理的発達理論である。Tornstam は老年的超越の内容としては、宇宙的次元 (cosmic dimension)、自己の次元 (self dimension)、社会と個人との関係の次元 (social and personal relationships) という3つの次元で構成されるとし、老年的超越のイメージとして次のように述べている。

「時間に対する直線的な見方が変化し、過去・現在・未来についての認識が変化する。自他の境界が消失し自己中心性が減少する。閉鎖的な自己が解体され宇宙的自己にとって代わり、もはや自分を特別な存在と感じなくなる。自分は宇宙的存在であり、重要なのは“静止した生 (life)”ではなく、“流動する生 (life)”である。メタ世界の見方がこのように変わると、死への恐怖心が減少し、過去・現在・未来の世代との親近感が増す。また、必要以上の社会関係や物質的なものへの関心が低下し、瞑想や思索に時間を使うようになる」(Tornstam, 2005, pp.41-42. 要訳は筆者による)

老年的超越の3つの次元の内容については、Tornstam (2005) の著書から筆者が要点を抽出し一覧表に整理したものを表1に示す。これを見ると老年的超越の概念には、東洋思想やユング

表1 老年的超越の3つの次元とコードおよび内容

次元	コード	内容
宇宙的次元	時間定義の変化	・時間の定義が変化 → 直線から円環へ ・過去と現在の境界の超越 → 幼年時代への回帰 ・人生の意味の振り返り → ときに和解 (reconciling) の手段
	世代間のつながりの認識	・単体としての命 → 命のつながり (連鎖の視点へ変化) ・過去に生活を共にした人々への親近感の増加 ・「遺伝子の鎖」は不死の証し
	死生観の変化	・死ぬような体験をすると死への恐怖心が消える。 ・無意味な延命や苦痛を伴う死に方を恐れる。 ・人生後半期での成熟は、生と死に対する新たな見方を喚起
	神秘性の気づき	・この世には人知や感覚を超えた未知なるものが多々ある。 ・音楽や絵画によって言葉の壁を超越 → 生命の神秘に気づく。 ・瞑想することで時間や空間の壁を超越する。
	宇宙との一体感	・大きな出来事 → 日常のささやかな体験へ (音楽や絵画など) ・自然の中での体験は宇宙との一体感を覚醒 → 自己と宇宙との障壁を超越する喜びを喚起
自己の次元	自己との向き合い	・Jungが「影」と呼ぶパーソナリティの隠れた側面 (良い面も悪い面も) に気づく。 ・これまで意識してこなかった自己中心性の気づき
	自己中心性の低下	・自分が宇宙 (集団) の中心にいるとの思い込みが変化 ・自惚れではない適度の自信は必要 (自尊心が低いのは問題)
	身体的超越	・体のケアは怠らないが、若さに執着はしない。
	自己超越	・利己主義から利他主義への移行 (特に男性にとって重要)
	自我統合	・人生はジグソーパズルの各ピースの全体集合 → パズルの微妙な状態 (自我) の保持には、平穏さや孤独が果たす役割を認識
社会と個人との関係の次元	人間関係の意味づけの変化	・人間関係が選択的になり、表面的な関係への関心が低下 → 一人での時間の必要性が増加 ・「撤退」ではなく、ポジティブな「孤独」を求める。
	社会的役割についての認識の変化	・役割は人生で必要なときもあるが、「変装」は老年的超越の発達を妨げるサイン ・自分らしくある (be oneself) ためには自信を持つこと
	社会的因習からの決別	・社会的因習から決別する能力であり、受容力の高さを示す。 ・無垢さを恥ずかしながら認める → 自分の成熟度が高まる。
	財産への執着心の鈍化	・財産への執着心の鈍化 → 解放感の広がり ・生活必需品以外の物の所有は無意味 → 人生の旅も後半では荷物も軽く
	平凡にして深い知恵の獲得	・他人の行動を、寛容、忍耐、謙虚さの視点で観察 → 表面的な判断の二元性 (善と悪、賢と愚など) を超越

(出典) Tornstam(2005) から筆者が要点を抽出し作表

心理学の知見が取り入れられていることがわかる。

## （2）日本人高齢者の老年的超越の特徴

日本における老年的超越研究の動向についてレビューを行った増井(2013)の論文によると、「日本人高齢者における老年的超越のあり方は、Tornstamの指摘とはおおむね同じではあるが、宇宙的意識については時間・空間の超越という表現型はあまり現れないことや、自己意識の領域や他者との関係の領域に関する内容が多いという特徴を示していた」との報告がなされている。

本稿では詳述していないが、筆者も、日本人高齢者を対象にして行われた質的研究の文献から、日本人高齢者の生(life)の意味(中川他, 2011)、百寿者の幸福感(安元・権藤・中川・増井, 2017)、スピリチュアリティ概念(竹田・太陽, 2006)、アニミズム心性(末田, 2019)について、それぞれの文献で明らかにされているコード・カテゴリー(構成要素や概念)を手掛かりにTornstamの老年的超越の3つの次元との関連を分析した。各々の文献でも老年的超越との関連についてふれている部分もあるが、言及のないコード・カテゴリーについては当該論文に記載されている1次情報(研究協力者の発言)を手掛かりに筆者の判断で関連づけを行った。その結果、これらの文献から抽出されたほぼすべてのコード・カテゴリーで、老年的超越の3つの次元と多元的に関わりがあることが認められ、老年的超越の考え方が日本人高齢者にとっても親和性の高いものであることが確認された(奥村, 2022)。

## （3）老年的超越の測定尺度

増井(2013)は、Tornstamが開発した老年的超越の測定尺度(GST)を日本人高齢者に適用した事例のレビューから、TornstamのGST尺度だけでは日本人高齢者の老年的超越を十分検討できない可能性があるとして、日本版老年的超越質問紙(JGS、JGS-R)を開発している(増井他, 2010; 2013)。JGSは8因子構造で6因子がTornstamの老年的超越の諸特性と類似しており、特に、下位尺度の「脱二元論」や「無為自然」は東洋的な考え方であり、日本でもおおむね適用できると考えられたが、7つの下位尺度の内の一貫性( $\alpha$ 係数)が十分でなかったことから、さらに改良が加えられたものがJGS-Rである。この尺度は8因子27項目で構成されるが、「脱二元論」の $\alpha$ 係数が相変わらず小さいことなど、内の一貫性については大きな改善効果は認められていない(増井他, 2013)。

理由としてあげているのが、①老年的超越という概念が広範で複雑な要素を含むにもかかわらず、少数の項目で概念全体を網羅するような項目構成となっていること、②高齢者の個人差が大きく、項目に対する反応が一貫していない可能性があること——である。しかし、先行研究と同様、老年的超越の下位尺度得点が高齢で高く、女性でも高いことからJGS-Rの交差妥当性を示すものであるとの評価を行っている(増井他, 2013)。

老年的超越の測定尺度に関する日本での研究は少ないが、日本人高齢者を対象にした老年的超越の尺度としては、現時点では改良の余地はあるものの東洋的な価値観(たとえば、「無為自然」

など）が一部反映されている JGS-R の 8 次元尺度が最も妥当なものと考えられる。

#### （4）老年的超越の関連要因

Tornstam（2005）は老年的超越の関連要因として、3つの下位次元ごとに様々な要因を仮定し詳細な分析を行っているが、統計的に有意な関連が認められるものとしては、下位次元ごとに多少の違いはあるが、性別、年齢、生活環境（職業・収入）、社会活動、人生の危機などがあげられている。

一方、日本人高齢者を対象にした老年的超越の関連要因についての研究は、現時点ではそれほど多くはなく、横断研究の結果からは、年齢が高く、女性で、他者との親密な関係があり、身体的状況が悪い場合に老年的超越が高いことが報告されている（増井他，2010；2012）。この点は Tornstam（2005）が示した老年的超越の関連要因ともおおむね合致するものである。

また、老年的超越の加齢による変化をみるために行われた縦断研究では、次のようなことが明らかとなっている：老年的超越の8つの下位尺度のすべての得点が加齢（3年間の縦断変化）に伴って有意に上昇するというものではないが、「脱二元論」「宗教・スピリチュアリティ」「脱社会的自己」「無為自然」については、加齢とともに得点が高まる傾向がみられる。この結果は、老年的超越の発達が加齢とともに進むとする Tornstam の仮説を支持するものである（増井他，2015）。

これも同じく増井他の縦断研究であるが、ネガティブなライフイベントに対する心理的適応に老年的超越が重要な役割を果たしていることを検証したものである。これによると、前期・後期高齢者では、老年的超越が高いとその後の精神的健康がよくなることが示されている。また、後期高齢期において老年的超越的な価値観を持つことは、精神的健康の維持増進やその低下予防に役立つことが報告されている（増井他，2019）。

なお、老年的超越理論が東洋の禅やユングの分析心理学を参考にして構築された理論だとされているにもかかわらず、Tornstam（2005）の量的研究では文化的な要因についての検討がなされていない。しかし、文化が調節項として老年的超越に及ぼす可能性については言及されている。

#### （5）生活満足度や心理的 well-being と老年的超越の関連

常識的には、高齢期において身体機能や高次生活機能が低下すると幸福感も低下するのではないかと考えられている。しかし、Tornstam（2005）は高齢者へのインタビュー調査の結果から、老年的超越の高い者は生活満足度も高いという仮説を導き出している。その後の Tornstam（2005）の実証研究でも、「宇宙的次元」や「一貫性次元」と生活満足度には、正の相関が認められることが報告されている<sup>2</sup>。

---

<sup>2</sup> ただし、1995年の横断研究では、宇宙的次元と生活満足度との相関は認められず、その理由として「生活満足度の高さは、宇宙的次元の高さよりも発達変化の実感に影響をうけるからであろう」（Tornstam, 2005, p.105）と、生活満足度を短期的に評価することの問題点を指摘している。

日本では、超高齢期の心理的 well-being<sup>3</sup> の維持における老年的超越の役割を検討した増井他(2010)の研究がある。これによると、生活機能が低下しても well-being が高かった群は、生活機能が低下し、かつ well-being も低かった群と比較して、老年的超越の3つの次元（「内向性」「脱社会的自己」「無為自然」）の得点が高いという結果を得ている。このことは、老年的超越が虚弱高齢者の心理的 well-being の低下を緩衝する働きをしていることを示唆するもので、Erikson の第9段階仮説と合致する結果だと報告がなされている。

## 本研究における課題

本研究の目的は、西欧で提唱された老年的超越の考え方が日本人高齢者の「幸福な老い」の実現にどのような影響を及ぼすのか、文化・心理・社会的な視点から実証的に考察することであり、先述した先行研究の到達点を踏まえて、以下の4項目を本研究の課題として設定した。

### （1）日本版老年的超越質問紙改訂版（JGS-R）の再現性（妥当性・信頼性）

日本人高齢者を対象にした老年的超越の測定尺度としては、現在のところ JGS-R が最良のものと考えられるが、この尺度を用いた研究では一部の低位尺度の内の一貫性が十分ではなかったという問題が指摘されている（増井他, 2010; 2013）。したがって、まずは今回の調査対象者のデータを分析することで、JGS-R の適合度や問題点を洗い出す。あわせて、老年的超越の低位次元（尺度）について、年齢、性別による差異を分析し、増井他（2010）の研究との類似点や相違点について考察する。

### （2）老年的超越が主観的幸福感に及ぼす影響

Tornstam（2005）の老年的超越理論では、一般的に老年的超越に達した者は生活満足度も高いとされる。また、日本では老年的超越と主観的幸福感の相関を検討した事例はあるが（石原・長田, 2011）、この2つの変数の因果関係を統計的に分析した事例は見当たらない。本研究では、増井他（2010）の研究との比較という目的もあり、また、調査対象者の年齢が60～90歳代と広範囲で前期高齢者も多く含まれることから、「幸福感」の指標としては、PGC モラール・スケールで測定される主観的幸福感を用い、老年的超越との関連を分析する。その際、老年的超越と主観的幸福感については、相互に因果的な影響を及ぼしあう概念である可能性もあるため、双方向の因果関係を仮定し規定力の違いを分析する。

### （3）老年的超越の関連要因、特に東洋文化的な要因による影響

Tornstam（2005）は老年的超越理論の構築にあたって、日本の禅やユングの分析心理学の知

---

\*3 心理的 well-being の指標として、抑うつ状態（GDS-5）、健康度自己評価、主観的幸福感（PGC モラール・スケール）が用いられている。

見を参考にしている。また、東洋には古より『老子』の「無為自然<sup>\*4</sup>」という考え方があり、この言葉に共感を覚える日本人は多い。日本人高齢者の老年的超越の関連要因を総合的に分析するためには、日本人の思考や感情に投影されていると考えられる文化的な要因：《東洋的なもの》について、これを定量的に測定する尺度が必要となる。しかし今のところ、このような目的になかった既存の尺度は見当たらないので、これを測定するための尺度を新たに作成する。

老年的超越の関連要因については、先行研究で取り上げられている背景的な要因に加えて、文化的要因として「東洋の見方」を組み込んだ分析モデルを構築し、この仮説を検証する。

#### （4）当事者研究の視点

質問紙調査によって得られた数値データを分析することで調査対象者の一般的な傾向やパターン、老年的超越に影響を及ぼす要因について統計的な因果関係がある程度明らかにできるが、実際の高齢者が自分の「古い」や、その先に確実に訪れる「死」についてどのように捉えているのか、この点を理解するためには量的研究だけでは限界がある。

「古い」の問題の特徴は、個々人の人生観や価値観にかかわる問題で個人差が大きく、一般論ではとらえきれない側面が多々あり、極めて個別性の高いテーマである。したがって、その実像に迫るためには、文献調査や量的調査だけでは不十分であり、まさに今「古い」を生きる当事者の立場に立った質的調査のアプローチが重要である。

本稿では、実証研究のうち**量的研究**に関する内容を第Ⅰ部として取りまとめた。**質的研究**に関する内容は次年度以降、総合的考察とあわせて第Ⅱ部で報告する予定である。

## I 量的研究

量的研究の主たる目的は、日本人高齢者を対象にした老年的超越の関連要因について、質問紙調査のデータにもとづき統計的手法を用いて分析を行うことであり、先に本研究における課題でも述べたが、検討事項は下記の4項目である。

- （1）日本版老年的超越質問紙改訂版（以下、JGS-Rとする）の確認的因子分析と下位尺度の信頼性、および年齢・性別による差異の検討
- （2）東洋的な見方にかかる測定尺度の検討
- （3）老年的超越の関連要因についての総合的検討
- （4）東洋的な見方が老年的超越に及ぼす影響についての詳細検討

---

\*4 「無為自然」は、『老子』第37章にある「道は常に無為にして、而も為さざる無し」（道はいつでも何事も為さないでいて、しかもすべてのことを為している）に由来する言葉であるが、「無為」は作為的なことはなにも行わないことを意味しているとされる（蜂屋、2013）。また、「老子哲学のキャッチフレーズであり、道家哲学の根本をなす重要な思想表現である」（福永、2013）。

補足すると、(3) および (4) は、老年的超越の関連要因について統一的に理解するための枠組みの検討であり、分析モデルの概略を図1に示す。詳細は後述するが、このモデルの特徴は、先行研究[たとえば、Tornstam (2005)；増井他 (2010；2012；2015；2019) など]でも明らかにされている背景的な要因（主として人口学的・社会的属性）に加えて、東洋文化的な要因を取り込んでいる点である。

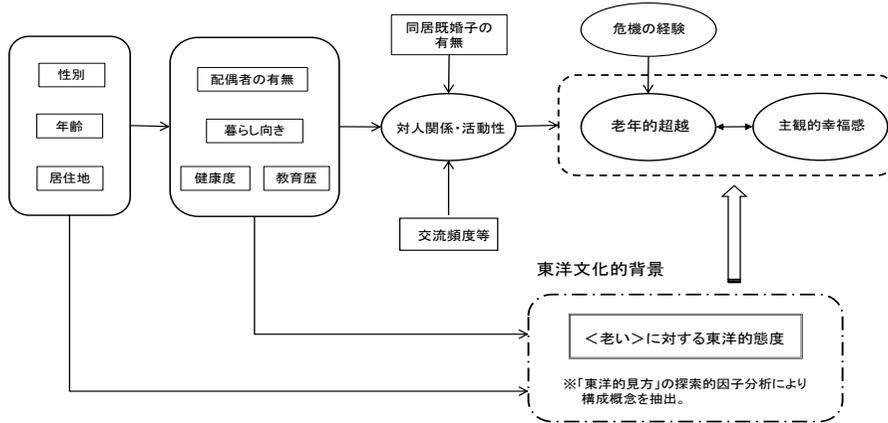


図1 老年的超越の影響要因についての関連図(想定)

## 1. 調査方法の概要

### 1.1 調査対象および調査手続き

調査対象者は、主として京都府在住の60歳以上の高齢者<sup>5</sup>363人で、内訳は、京都府等が主催する高齢者大学受講生294人、その他69人（うち11人は府外在住者）は、公益財団法人京都SKYセンターから紹介を受けた高齢者および知人であった。調査方法は質問紙調査とし、高齢者大学の受講生に対しては、各種講座の開催日に研究目的等の事前説明を行い調査への協力を依頼した。調査期間は2019年1～3月であった。その他の調査対象者については郵送調査を実施した。調査期間は2019年2～3月であった。なお、このうち17人の後期高齢者および超高齢者については直接インタビューを行い、事前に送付した質問紙への回答が未記入な者はその場で質問紙への回答を依頼した。調査期間は2019年2～3月であった。統計解析には、SPSSおよびAmosのVersion22.を使用した。

本研究は、京都府立大学倫理委員会の承認を受けて実施した（受付番号168）。すべての調査対象者に対して調査の内容やプライバシーの保護に関する説明を書面や口頭で行った。インタ

<sup>5</sup> 高齢者心理学で一般的に使われている区分（佐藤・権藤編, 2016, p.186）を参考に、原則として、前期高齢者：65～74歳、後期高齢者：75～84歳、超高齢者：85歳以上、とした。なお、調査対象者には60～64歳の者も含まれており、60歳以上の者は総称して「高齢者」と呼ぶこととした。

ビュー調査では参加者の体調を考え、インタビュー時間は最長で60分以内に収まるよう留意し、あわせて書面により調査への同意を得た。

## 1.2 導入変数

老年的超越の影響要因の関連図（図1）にもとづき導入すべき変数を次のように設定した。説明（独立）変数としては、背景要因となる属性的変数（表2に掲げる10項目）と健康度や高次生活機能を表す変数からなる。以下では、これらを総称して背景的要因と呼ぶ。これらの変数は、先述したように Tornstam の量的研究をはじめ日本の先行研究でも老年的超越の関連要因として取り上げられているものである。特に本研究では、東洋文化的な要因による影響を考察するという趣旨から、「東洋の見方」を測定する尺度を新たな変数として加えた。基準（従属）変数となる老年的超越については、JGS-R の8つの下位尺度、同じく主観的幸福感については、改訂版 PGC モラール・スケールの3つの下位尺度<sup>6</sup>で構成される。

## 1.3 質問紙

調査の方法は、対象者が高齢者であり負担の軽減を図る観点から選択回答方式とした。設問内容は研究目的に沿ったものを厳選し、記述は可能な限り曖昧さを排除するよう努めた。その結果、設問は全部で7問、総項目数では114項目となった。老年的超越と主観的幸福感、および高次生活機能の測定には、JGS-R（4件法）とPGC モラール・スケール（2件法）、および老研式高次生活機能指標<sup>7</sup>（2件法）を用いた。その他の設問項目については、できるだけ先行研究で使用されているものを参考にしたが、特に、東洋の見方を測定するような尺度は先行研究には見当たらないので、本研究で新規に作成したものを使用した。その際、選択肢のラベルについては、回答者の判断の流れを阻害することがないように JGS-R と同様の4件法とした。

これらの質問紙は本稿には添付していないが、JGS-R については表4、東洋の見方については表6に下位尺度の項目内容を記載している。

## 1.4 データの前処理

質問紙を配布した363人のうち300人から回答を得た（回収率82.6%）。うち記入漏れ等があり関連要因の分析に使用できないものを除くと有効回答数は251人となった（有効率83.7%）。有効回答数251人のデータについては、平均値や標準偏差（SD）などの基礎統計量やヒストグ

<sup>6</sup> 改訂版 PGC モラール・スケールは、3つの下位次元（「心理的動揺」「孤独感・不満足感」「老いに対する態度」）によって構成される「モラール」（ここでは主観的幸福感）の測度であり、日本人高齢者への使用実績も豊富であるが、ただ、この尺度には「感情—長期的」な要素は含まれていないとされている（古谷野・柴田・芳賀・須山，1989）。

<sup>7</sup> 地域での独立した生活を営む上で必要とされる活動能力（高次生活機能）を測定するための尺度で13項目からなり、3次元尺度ではあるが合計得点で評価される（古谷野・柴田・中里・芳賀・須山，1987；古谷野・柴田，1992）。

ラムでデータの分布を確認した。その結果、一部のデータでは得点の偏りがみられたが、極端な天井効果やフロア効果はみられなかったため、未回答の多かった東洋の見方に関する1項目を除いて、他はすべての質問項目を分析に用いた。

次の変数についてはダミー変数として扱った：性別（男性 = 0 女性 = 1）、居住地（都市・都市近郊 = 0 農村 = 1）、配偶者（いる = 1 いない = 0）、同居既婚子（いる = 1 いない = 0）、「重篤な病気」（ある = 1 ない = 0）、および健康度自己評価（ダミー変数に変換：健康・まあ健康 = 1 健康でない・あまり健康でない = 0）

その他の変数については、次のような換算を行った。「人生の危機」については、5つの選択肢（自身の重い病気、親しい友人・近親者の重い病気、親しい友人・近親者の死、大切な人との別れ、その他自記）の中から○印の合計数とした。「教育歴」については就学年数を考慮し、選択肢の番号1（尋常小学校・高等小学校・国民学校、新制の小学校）は6年、番号2（旧制中学校・高等女学校・実業学校、新制の中学・高校）は12年、番号3（旧制高校・専門学校・高等師範学校・師範学校・大学、新制の専門・高専・短大・大学・院）は16年に換算した。「暮らし向き」については、国民生活基礎調査（平成29年版）の高齢者世帯の所得分布を参考に次のように数値化した。選択肢の番号1（大変苦しい）は150万円、番号2（やや苦しい）は225万円、番号3（ふつう）は500万円、番号4（ゆとりがある）は700万円とした。「交流頻度」については、3つの交流対象（親せき、ご近所、友人）のうち、実際に困ったときのサポートが期待できると回答した対象（項目どうしの相関分析の結果を参考に、親せきとご近所に絞った）の合計人数（1か月に1回以上交流のある人の数）とした。

調査対象者の背景要因（主に基本属性）、健康度自己評価、高次生活機能、および主観的幸福感について記述統計量を整理したものを表2に示す。インタビュー調査の欄は、調査対象者の内数である。調査対象者251人の内訳は、男性140人、女性111人、と男性が女性を上回った。平均年齢は75.3歳（SD6.5歳）、60歳代48人、70歳代142人、80歳以上61人、と70歳代が半数以上を占めた。インタビュー調査の17人（男性7人、女性10人）の平均年齢は85.1歳、最高年齢は男性92歳、女性94歳であった。

表2 調査対象者の背景要因および健康度自己評価、高次生活機能、主観的幸福感の特徴

	調査対象者 ( <i>N</i> =251)		インタビュー調査 (内数 <i>n</i> =17)	
性別				
男性	140	(55.8%)	7	(41.2%)
女性	111	(44.2%)	10	(58.8%)
年齢				
全体 (平均、SD)	75.3	(6.5)	85.1	(5.1)
60歳代	48	(19.1%)	0	(0.0%)
70歳代	142	(56.6%)	2	(11.8%)
80歳以上	61	(24.3%)	15	(88.2%)
配偶者				
いる	188	(74.9%)	9	(52.9%)
いない	63	(25.1%)	8	(47.1%)
既婚子との同居				
している	26	(10.4%)	2	(11.8%)
していない	224	(89.2%)	14	(82.4%)
居住地				
都市地域	218	(86.9%)	9	(52.9%)
農村地域	32	(12.7%)	8	(47.1%)
教育歴				
初等教育	1	(0.4%)	0	(0.0%)
中等教育	88	(35.1%)	7	(41.2%)
高等教育	159	(63.3%)	10	(58.8%)
暮らし向き				
大変苦しい	4	(1.6%)	0	(0.0%)
やや苦しい	16	(6.4%)	0	(0.0%)
ふつう	176	(70.1%)	15	(88.2%)
ゆとりがある	55	(21.9%)	2	(11.8%)
交流頻度(サポートが期待できる人)				
親戚・近隣住民 (平均、SD)	6.3	(5.5)	11.3	(6.2)
「重篤な病気」の経験				
ない	136	(54.2%)	8	(47.1%)
ある	115	(45.8%)	9	(52.9%)
「人生の危機」の経験				
自身の重い病気	71	(28.3%)	3	(17.6%)
親しい友人・近親者の重い病気	113	(45.0%)	5	(29.4%)
親しい友人・近親者の死	45	(17.9%)	7	(41.2%)
大切な人との別れ	18	(7.2%)	2	(11.8%)
その他	4	(1.6%)	0	(0.0%)
健康度自己評価				
健康だ	219	(87.3%)	14	(82.4%)
健康でない	32	(12.7%)	3	(17.6%)
高次生活機能				
老研式活動能力指標 (平均、SD)	12.1	(1.4)	12.0	(2.5)
主観的幸福感				
PGCモラール・スケール(平均、SD)	12.5	(3.6)	13.2	(2.7)

注) 年齢、交流頻度、高次生活機能、主観的幸福感以外は構成比を表示。

## 2. JGS-R の確認的因子分析と下位尺度の信頼性、および年齢・性別による差異の検討

JGS-R は、その前身の日本版老年的超越質問紙（JGS）の改訂版であり、8 因子 27 項目で構成されている（表3、表4 参照）。この尺度については、今後、さらなる改良は必要とされているが、現時点では JGS-R 以外に老年的超越に関する適当な測定尺度は見当たらないので、後述する老年的超越の関連要因分析に先立ち、まずは今回の調査対象者のデータでも同様に下位尺度の8 因子構造が抽出されるのか、この点を確認するために構造方程式モデリング（Structural Equation Modeling：以下、SEM とする）による確認的因子分析を行う。さらに、この結果をもとに、JGS-R の信頼性、年齢および性別による差異について検討する。

表3 日本版老年的超越質問紙改訂版（JGS-R）の下位尺度と内容

下位尺度名	内容
「ありがたさ」・「おかげ」の認識	自己の存在が他者によって支えられていることを認識することにより、他者への感謝の念が強まる。
内向性	ひとりであることのよい面を認識する。ひとりでも孤独感を感じない。外側の世界からの刺激がなくとも肯定的態度でいられる。
二元論からの脱却	善悪、正誤、生死、現在過去という概念の対立の無効性や対立の解消を認識する。
宗教もしくはスピリチュアルな態度	神仏の存在や死後の世界、生かされている感じなど、宗教的またはスピリチュアルな内容を認識する。
社会的自己からの脱却	見栄や自己主張、自己のこだわりの維持など、社会に向けての自己主張が低下する。
基本的で生得的な肯定感	自己に対する肯定的な評価やポジティブな感情を持つ。また、生得的な欲求を肯定する。
利他性	自己中心的から他者を重んじる傾向への変化が生じる。
無為自然	「考えない」「気にならない」「無理しない」といったあるがままの状態を受け入れるようになる。

（出典）増井他（2013）

### 2.1 方法

**JGS-R の確認的因子分析** JGS-R の 27 項目にすべて回答している 251 人（男性 140 人、女性 111 人）を分析対象とした。JGS-R の下位尺度ごとに項目の得点を合計し、これを下位尺度得点とした。分析にあたっては、8 つの因子（下位尺度）からそれぞれの該当する項目が影響を受け、すべての因子間に共分散を仮定するモデルから始め、有意でない共分散については順次削除しながら適合度が最大となるモデルを最適解とした。なお、JGS-R の下位尺度名については、増井他（2010）の研究に準じて略称を用いることとし、「」を付けて表記する。

**下位尺度の信頼性および年齢・性別による差異の検討** JGS-R の確認的因子分析の結果にもと

づき、下位尺度の項目ごとの得点、因子負荷量、 $\alpha$ 係数および下位尺度得点を算出した。また、増井他（2013）の研究との比較を行うために、下位尺度間に年齢[先行研究では、70歳群（69～71歳）／80歳群（78～81歳）；本研究では、74歳以下／75歳以上の2区分]、性別による違いがあるかどうかをみる目的で平均値の差による検定（ $t$ 検定）を行った。なお、年齢と性別については交互作用の効果も考えられるため、2要因（年齢×性別）の分散分析を行った。その際、年齢区分は60歳代、70歳代、80歳以上の3水準とした。

## 2.2 結果と考察

**JGS-Rの確認的因子分析** パス解析図は図示していないが、適合度指標<sup>8</sup>は、GFI=.841、AGFI=.804、RMSEA=.068であった。一般的に、GFIやAGFIについては1に近いほどデータへの当てはまりがよいとされているので、分析モデルの適合度は高いとはいえないが、RMSEAが0.1以下であるので、確認的因子分析の結果としては8つの因子の存在が確認され、おおむね妥当なものと判断した。

なお、増井他（2013）の研究との比較では、本モデルの適合度はいずれも下回る結果であったが、この違いは、有効サンプル数[増井他（2013）の研究では、全体1,831人 男性872人、女性959人]の違いによるものなのか、対象集団の属性等の違い[増井他（2013）の研究では、SONIC<sup>9</sup>の70歳群（69～71歳）と80歳群（79～81歳）を対象]によるものなのか、明確なことはいえない。しかし、確認的因子分析の結果としては、増井他（2013）の研究と同様の8つの下位因子の存在が確認でき、この結果はJGS-Rの交差妥当性を示すものといえるであろう。

**尺度の信頼性および年齢・性別による差異** 分析結果を表4に示す。下位尺度の項目ごとの得点は、増井他（2013）の研究とよく似た傾向を示した。因子負荷量については、「脱二元論」→「15善悪の区別をすることは難しい」への影響は5%水準で有意であったが、その他の項目への影響はすべて0.1%水準で有意であった。増井他（2013）の研究では、すべての項目で0.1%水準で有意となっている。

$\alpha$ 係数でみると、「脱二元論」については0.43と他の下位尺度（0.56～0.68）と比べて低い値であった。増井他（2013）の研究でも、「脱二元論」の $\alpha$ 係数は0.36と最も低い値となっている。他の下位尺度の $\alpha$ 係数は、増井他（2013）の研究における0.36～0.62と比べて、ほぼすべての下位尺度で高い値であった。

年齢別（74歳以下／75歳以上）および性別による比較では、年齢別で有意差が認められた下位尺度は、「ありがたさの認識」「脱二元論」「基本的肯定感」および「利他性」の4つであった。いずれも75歳以上の得点が高い。増井他（2013）の研究ではすべての下位尺度で有意差が認め

<sup>8</sup> 一般的には、CFIであれば上限の1.0に近いほど、またRMSEAであれば0.05以下であれば適合度が良く、0.1以上あれば悪いと判断されている。自由度の大きいモデルでは、RMSEAによってモデル選択することを推奨している専門書もある（豊田編，2003，p.225）。

<sup>9</sup> 大阪大学、東京都健康長寿医療センター研究所、慶應義塾大学の高齢者を対象とした共同研究の名称

られているが、年齢区分（70歳群／80歳群）の設定の仕方が異なる。

次に、性別で有意差が認められた下位尺度は、「ありがたさの認識」「内向性」「宗教・スピリチュアル」「脱社会的自己」「基本的肯定感」「利他性」および「無為自然」の7つであった。いずれも女性の得点が高い。増井他（2013）の研究では、「無為自然」を除いて、他の7つの下位尺度で女性の得点が高い。

さらに、2要因（年齢・性別）の分散分析の結果を表5に示す。性別による主効果が「脱二元論」を除いて他の7つの下位尺度で認められ、いずれも女性の得点が男性よりも有意に高い。また、年齢による主効果も「ありがたさの認識」「脱二元論」「基本的肯定感」および「利他性」の4つの下位尺度で認められたので3水準間の差をみるため多重比較を行った。表5の下段にその結果を示している。

これをみると、「ありがたさの認識」については、80歳以上と70歳代はともに60歳代よりも有意に得点が高い。「脱二元論」については、70歳代に比べて80歳以上が、60歳代に比べて80歳以上の得点があり有意に高いが、70歳代と60歳代との間には有意な差は認められない。「基本的肯定感」については、80歳以上が60歳代に比べて有意に得点が高いが、70歳代との間には有意な関係は認められない。「利他性」については交互作用が認められたので単純主効果を検定したところ、女性において年齢の単純主効果が有意 [ $F(2,245)=12.13, p < .001$ ] であったので多重比較を行ったところ、60歳代、70歳代、80歳以上の順に有意に得点が高くなった。

2要因の分散分析の結果は、表4のt検定の結果とも符合しており、性別では女性が、年齢では（70歳代は中間年齢と考えれば）高齢者ほど老年的超越の得点が高いことが示されたといえるであろう。

表4 JGS-Rの基本統計量および下位尺度の信頼性と、年齢・性別による差異の検討

因子名	項目番号及び項目文	平均値	因子 負荷量	α係数	下位尺度 得点	年齢		性別			
						74歳以下	75歳以上	t値	男性	女性	t値
ありがたさの 認識	1 人のありがたさを実感している	2.5(0.5)	.61***	0.63	6.7(1.4)	6.4(1.4)	7.0(1.4)	3.20**	6.4(1.4)	7.1(1.4)	3.89***
	9 良いことがあると、他の人のおかげだと思う	1.9(0.7)	.58***								
	13 周りの人の支えがあるからこそ私は生きていける	2.3(0.6)	.66***								
内向性	2 ひとりで過ごすのはつまらない (逆転項目)	1.2(1.0)	.48***	0.56	5.4(1.8)	5.9(1.3)	6.1(1.2)	0.85	5.8(1.2)	6.3(1.3)	3.48**
	14 ひとりでいるのも悪くない	1.9(0.8)	.84***								
	24 ひとりで静かに過ごす時間は大切だ	2.3(0.7)	.39***								
脱二元論	10 私の気持ちは昔と今を行ったり来たりしている	1.4(0.8)	.74***	0.43	4.5(1.9)	4.1(1.7)	4.9(2.1)	3.1**	4.4(1.9)	4.7(2.0)	1.52
	15 善悪の区別をすることは難しい	1.6(0.9)	.16*								
	20 もう死んでもいいという気持ちともう少し生きたいという気持ちが同居している	1.6(1.1)	.40***								
宗教・ スピリチュアル	3 死後の世界があると思う	1.2(1.0)	.57***	0.68	6.9(2.6)	6.6(2.5)	7.2(2.6)	1.9	6.5(2.8)	7.5(2.2)	3.23**
	6 生かされていると感じることがある	2.1(0.8)	.58***								
	16 神様や仏様のような人智を超えた存在があると思う	1.8(1.0)	.55***								
脱社会的自己	25 ご先祖様との繋がりを強く感じる	1.9(0.8)	.67***	0.64	6.7(2.4)	6.5(2.3)	6.8(2.5)	0.86	6.0(2.1)	7.5(2.4)	4.89***
	4 つい見栄を張ってしまう (逆転項目)	1.6(0.9)	.46***								
	7 過去のことでまだこだわっていることがある (逆転項目)	1.5(0.9)	.61***								
基本的肯定感	17 人がやっていることに、つい口を出したくなる (逆転項目)	1.9(0.7)	.48***	0.65	8.0(2.1)	7.7(2.2)	8.4(2.0)	2.55*	7.7(1.9)	8.4(2.2)	2.75*
	21 他人のことを羨ましいと思うことがある (逆転項目)	1.7(0.9)	.62***								
	5 振り返ってみると、「自分はよくやってきた」と思う	2.1(0.7)	.53***								
利他性	18 自分がいなくなっても、未来に何かが伝わると思う	1.6(0.9)	.55***	0.67	5.6(1.6)	5.3(1.5)	5.9(1.6)	2.71**	5.3(1.5)	6.1(1.6)	4.26***
	22 自分の人生は意義のあるものだったと思う	2.1(0.7)	.72***								
	26 毎日が楽しい	2.2(0.7)	.57***								
無為自然	11 自分のことより人のことをまず考える	1.6(0.7)	.52***	0.63	5.3(1.7)	5.1(1.6)	5.5(1.9)	1.53	4.9(1.5)	5.8(1.8)	4.00***
	19 人の気持ちがよくわかるようになった	2.0(0.7)	.70***								
	23 昔より思いやりが深くなったと思う	2.1(0.6)	.75***								
	8 良いことも悪いことも、あまり考えない	1.5(0.8)	.45***								
	12 できないことがあってもよくよくよしない	2.0(0.7)	.67***								
	27 細かいことが気にならなくなった	1.9(0.7)	.68***								

( ) : 標準偏差  
\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

「老年の超越」をめぐる文化・心理・社会的関連要因に関する研究（第Ⅰ部）  
 — 「東洋の見方」が及ぼす影響を中心にして—

表5 性別と年齢区分によるJGS-R下位尺度得点と分散分析表

因子名	男性			女性			主効果		交互作用 性別*年齢区分
	60歳代	70歳代	80歳以上	60歳代	70歳代	80歳以上	性別	年齢区分	
ありがたさの認識	5.87 (1.20)	6.64 (1.37)	6.42 (1.43)	6.47 (1.42)	7.02 (1.33)	7.63 (1.27)	14.43***	5.64**	
内向性	5.71 (1.04)	5.71 (1.12)	5.97 (1.43)	6.29 (0.85)	6.11 (1.32)	6.73 (1.36)	11.15**		
脱二元論	4.03 (1.76)	4.18 (1.97)	5.13 (1.69)	3.94 (1.35)	4.58 (1.77)	5.50 (2.40)		7.56**	
宗教・スピリチュアル	5.55 (2.23)	6.64 (2.95)	7.00 (2.57)	7.06 (1.60)	7.34 (2.34)	8.03 (2.13)	9.11**		
脱社会的自己	6.10 (2.06)	6.18 (2.23)	5.58 (2.03)	7.00 (2.18)	7.50 (2.23)	7.63 (2.93)	19.02***		
基本的肯定感	7.26 (1.88)	7.78 (2.01)	8.03 (1.70)	7.47 (2.35)	8.36 (2.15)	9.17 (2.14)	4.83*	4.70*	
利他性	4.90 (1.42)	5.37 (1.40)	5.35 (1.64)	4.71 (1.36)	6.08 (1.53)	6.87 (1.22)	10.56**	10.80***	4.49*
無為自然	4.87 (1.38)	4.85 (1.56)	5.19 (1.68)	5.53 (1.55)	5.78 (1.64)	5.90 (2.37)	10.00**		

上段：平均値， 下段：標準偏差

\*  $p < .05$  \*\*  $p < .01$  \*\*\*  $p < .001$

注) 「利他性」については、交互作用が有意であったので単純主効果の検定を行った。女性において、年齢区分の単純主効果が有意 ( $F(2, 245)=12.13, p < .001$ )、年齢区分の高い群において、性別の単純主効果が有意[70歳代:  $F(1, 245)=8.40, p < .01$  80歳以上:  $F(1, 245)=16.69, p < .001$ ]となった。  
 なお、年齢区分において主効果が有意となった下位尺度の多重比較は以下のとおりである。

	多重比較	備考
ありがたさの認識	80歳以上・70歳代>60歳代	
脱二元論	80歳以上>70歳代 80歳以上>60歳代	
基本的肯定感	80歳以上>60歳代	
利他性	80歳以上>70歳代>60歳代	女性の比較

「脱二元論」の内的一貫性 ( $\alpha$  係数) の低さ 「脱二元論」の  $\alpha$  係数は 0.43 と小さい値であり、増井他 (2013) の研究でも同様の結果 ( $\alpha=.34$ ) となっている。その理由として、老年の超越という概念は、その下位尺度においても広範で複雑な要素を含んでいるにもかかわらず、少数の項目で概念全体を網羅するような項目構成にしたことなどをあげている (増井他, 2013)。

「脱二元論」は、Tornstam の老年の超越理論の「社会と個人との関係の次元」(平凡にして深い知恵の獲得) に包摂されるものであり、老年の超越の到達度の高い者ほど得点は高くなるはずである。しかし、「私の気持ちは昔と今を行ったり来たりしている」「もう死んでもいいという気持ちと、もう少し生きていたいという気持ちが同居している」という項目では、逆転処理がなされていないので肯定的な回答(「そうだ」= 3点)をした人のほうが得点は高くなる: このような“二元論の見方”から未だ脱却できていない人の得点が高くなってしまふのである。東洋思想では“二分化前を見る”といった考え方があり (鈴木, 1997)、“二元論から脱却”している人というのは、西洋思想にみられる二分性を超越している人である。しかし、「脱二元論」の否定的な回答(「そうではない」= 0点)を“二元論からの脱却”とみなして安易に逆転処理するのも短絡的すぎるようには思える。このように JGS-R の下位尺度の「脱二元論」については、設問の内容や項目処理の方法に改善が必要なが示唆された。

### 3. 東洋的な見方にかかる測定尺度の検討

#### 3.1 方法

**質問紙の作成** 別に検討した東洋的な見方の概念構造<sup>\*10</sup>（図2参照）を踏まえて作成した「〈古い〉に対する東洋的な態度」の設問項目は79項目となった。しかし、調査対象者の多くが後期・超高齢者であることを考慮すると、他にも100項目近い設問があるなかで倫理上も許されることではない。そこで、意味・内容が類似した項目、一義的な解釈が難しいと思われる項目、哲学的で簡

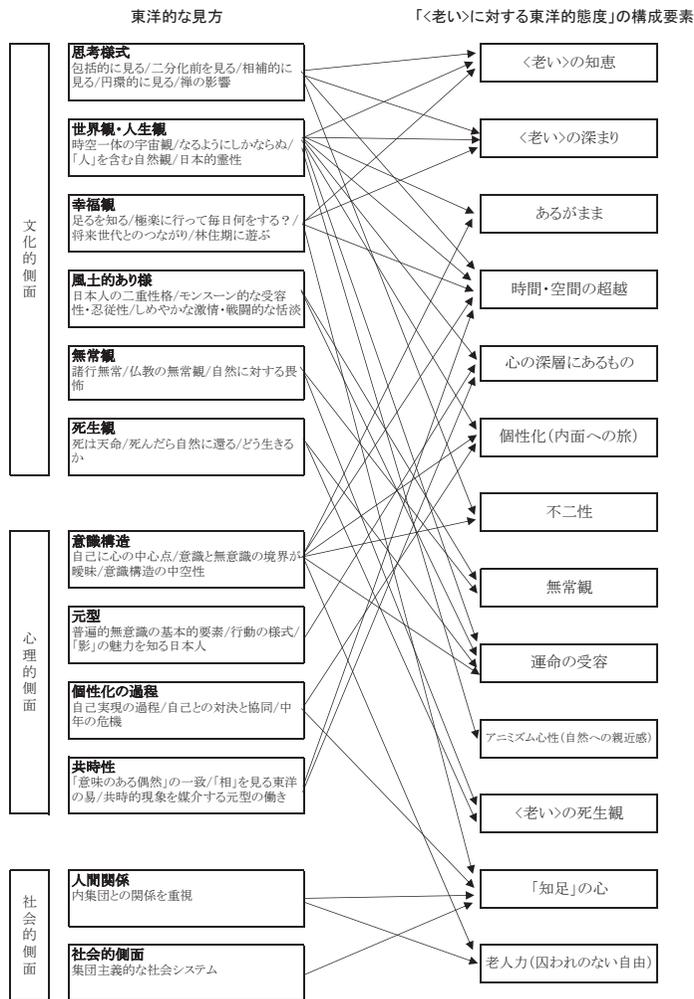


図2 東洋的な見方と「〈古い〉に対する東洋的な態度」の構成要素との関係  
 (出典)鈴木(1997)、河合(1967)、和辻(1935)、Nisbett(2003)などの文献を参考に作成。  
 詳細は奥村(2022)による。

\*10 東洋的な見方の概念構造については、主として鈴木(1997)、河合(1967)、和辻(1935)、Nisbett(2004)らの文献を参考に文化的・心理的・社会的な側面から検討を行った。東洋的な見方に係る質問紙の作成に至る詳細は奥村(2022)による。

単に答えることが難しい項目、JGS-R と近い内容の項目については削除し、結果的には 36 項目の設問とした。

**因子構造の検討** 探索的因子分析により「〈古い〉に対する東洋的態度」の因子構造を検討した。分析に使用したデータは、回答数が少なかった 1 項目を除外し 35 項目すべてに回答があった 262 人のデータである。回答者の得点分布をみると全体的に中央やや右よりの分布となっていたが、極端な天井効果はみられなかった。固有値と因子負荷量をチェックしながら、設定した条件（固有値 $\geq 1$ 、因子負荷量 $\geq .35$ ）をクリアした時点の解を「〈古い〉に対する東洋的態度」の因子構造として確定した。それぞれの下位因子に所属する項目の内容を踏まえて各因子を命名し、これを「〈古い〉に対する東洋的態度」の下位尺度とした。

**尺度の信頼性・妥当性の検討** 信頼性については、項目間の内的整合性に着目して  $\alpha$  係数を算出した。妥当性については、外的基準（妥当性が確認されている類似の尺度など）となるものが見当たらないので、以下に示すように測定値の統計的な特性に着目して検討した。

- (1) 探索的因子分析の結果をもとに SEM による確認的因子分析を行い、モデルの適合度、測定方程式の影響指標、観測変数の決定係数から下位尺度の妥当性を検証する。
- (2) JGS-R の下位尺度を構成する「無為自然」は、最も東洋的な色彩の濃い下位尺度と考えられるので、「無為自然」を東洋の見方の外的な基準の一つと考えれば、「〈古い〉に対する東洋的態度」の下位尺度と「無為自然」との関連を分析することで基準関連妥当性に準じた検討が可能である。
- (3) 東洋の見方は長い人生経験を経るなかで体得されるものと考えられるなら、「〈古い〉に対する東洋的態度」は年齢と正の相関を有するはずであり、この相関をチェックすることで基準関連妥当性を検討する。

なお、以後の記述では、「〈古い〉に対する東洋的態度」の下位因子(尺度)には「 」を付けて表記する。

### 3.2 結果と考察

**因子構造と因子の解釈** 下位因子どうしが無相関であるとは考えにくいので斜交解を求めることとし、主因子法・Promax 回転による因子分析を行った。因子負荷量が 0.35 を下回る項目については逐次削除しながら分析を繰り返した結果、最終的に 27 項目 8 因子が抽出された（表 6）。なお、8 番目の因子は項目数が 1 項目となったため、これを削除し最終的には 7 因子構造とした。回転前の 7 因子で 27 項目の全分散を説明する割合は 44.04% であった。結果的には当初想定した「〈古い〉に対する東洋的態度」の構成要素（13 個）の半分程度に縮小されることになったが、「古い」に関する東洋の見方の特徴的な次元はおおむね含まれている。尺度の信頼性については、 $\alpha$  係数が 0.50 を下回るような下位尺度はなく、7 因子とも内的整合性は保たれていると考えられる。抽出された因子については、それぞれの因子を構成する項目の内容を考慮して以下のように命名した。

第Ⅰ因子は7項目で構成されており、「余計なものを削ぎ落とす」「こだわりを捨てる」「しがみつくのやめる」など、いわゆる<老人力>（赤瀬川，1998）を思わせる内容であることから「<古い>の知恵」（ $a=.74$ ）と命名した。

第Ⅱ因子は4項目で構成されており、「自然の中にいると自分がその一部であるような気がする」「身近な自然を人生の支えと感じている」などに大きな因子負荷量を示したことから「自然への親近感」（ $a=.70$ ）と命名した。

第Ⅲ因子は3項目で構成されており、「自分の感覚を超えるものは運命に任せる」「意のままにならないことは受け入れる」「自然の猛威には諦念を感じる」などに大きな因子負荷量を示したことから「運命の受容」（ $a=.79$ ）と命名した。

第Ⅳ因子は4項目で構成されており、「その年になってみないとわからないことがある」「年をとると深まってくるものもある」「自然体で生きればよい」などに大きな因子負荷量を示したことから「<古い>の深まり」（ $a=.65$ ）と命名した。

第Ⅴ因子は3項目で構成されており、「楽しむことがいちばん」「嫌なことは放っておく」「理屈の正しさよりも自分の感覚が大事と考える」など<老人力>的な内容と、「これからの人生は自分のために過ごしたい」といった自由への願望も含まれているため「囚われのない自由」（ $a=.57$ ）と命名した。

第Ⅵ因子は3項目で構成されており、「還暦を過ぎると新たな人生が始まる」「年をとって芸術的なものにより関心が向かうようになった」「人生後半になって自分の内面に目を向けるようになった」といった内容で構成されており、これらはユングのいう個性化過程をイメージした内容であり「内面への旅」（ $a=.61$ ）と命名した。

第Ⅶ因子は2項目で構成されており、「人生には『苦と楽』がともにあるから人は生きていける」「対立するものも『陰と陽』のバランスで考えると収まりがよい」といった内容で構成されており、「場」全体で、また相補的に物事をみる東洋的な知の特徴であることから「不二性」（ $a=.77$ ）と命名した。

表6 「〈老い〉に対する東洋的態度」の因子分析結果

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
<b>因子Ⅰ：〈老い〉の知恵</b>								
Q52_2 余計なものを削ぎ落とすと、身も心も軽くなるように思う	.66	-.01	-.08	.11	-.15	.04	-.04	.13
Q51_5 全部はできない。こだわりを捨てれば気持ちよい	.64	-.07	.02	-.08	.04	-.03	.09	.06
Q51_4 何事もしがみつくのをやめると新しい道が開ける	.61	.16	.04	.04	.10	-.17	-.01	-.05
Q51_7 許すことで自分の心が癒される	.47	-.12	.05	.00	-.08	.22	.07	-.16
Q51_2 自分の思いを相手に押し付けるのは摩擦しか生まない	.44	-.02	-.04	-.14	.17	.07	.04	.04
Q51_6 ものごとには、「テキトー」のほうがうまくいくこともある	.39	-.06	.12	.15	.16	-.14	.12	-.08
Q52_1 年をとれば世間のしきりにしばられない心の自由が大事と思う	.35	.01	-.11	.16	.11	.03	-.10	.22
<b>因子Ⅱ：自然への親近感</b>								
Q52_26 自然の中にいると、自分がその一部であるような気がする	.00	.74	-.01	-.02	.05	.07	-.08	-.07
Q52_24 夜空に浮かぶ月を見ると、宇宙への親近感を覚える	-.09	.59	-.03	.01	.10	.01	.15	.07
Q52_25 身近にある自然も自分の人生を支える大事なものだ	.02	.58	.03	.14	-.10	.02	-.01	-.08
Q52_29 死んだら身体も魂も自然に還り、宇宙のさまざまなものと一体化されるように思う	-.03	.38	.12	-.01	.13	.19	.11	-.01
<b>因子Ⅲ：運命の受容</b>								
Q52_23 自分の感覚を超えたものは、運命にまかせるより仕方ない	.01	-.03	.82	.02	.08	.04	.10	-.07
Q52_22 意のままにならないことは、受け入れるよりしょうがない	.01	-.01	.82	-.05	-.03	.03	-.10	.02
Q52_21 自然の猛威には、ある種の諦念を感じる	-.01	.10	.66	.10	-.07	-.15	-.07	.10
<b>因子Ⅳ：〈老い〉の深まり</b>								
Q52_9 その年になってみないと分からないことがあると思う	.00	.03	.09	.71	-.12	-.22	.07	.14
Q52_4 年をとると衰えるものばかりではなく、深まってくるものもあると思う	-.10	.13	-.04	.54	-.18	.28	.00	-.09
Q52_8 人間は自然物だから、自然体で生きればよいと思う	.06	-.02	-.03	.48	.18	-.09	.14	-.04
Q52_3 年をとったことを楽しまなければ損だ	.21	-.03	-.02	.47	.05	.30	-.16	-.13
<b>因子Ⅴ：囚われのない自由</b>								
Q51_1 楽しむことがいちばん、嫌なことは放っておく	.10	-.06	.05	-.10	.64	.06	-.02	-.09
Q51_3 理屈の正しさよりも、自分の感覚がいちばん大事だ	.12	.22	-.10	-.03	.60	-.11	-.09	.00
Q52_10 これからの人生の時間は、自分のために過ごしたい	-.13	-.14	.07	.22	.43	.20	-.05	.35
<b>因子Ⅵ：内面への旅</b>								
Q52_15 遷暦を過ぎると、また、新たな人生が始まると思う	-.13	.08	-.11	.04	.16	.66	.12	-.01
Q52_6 年をとって芸術的なものにより関心が向かうようになった	.04	.08	.02	-.17	-.14	.50	.02	.20
Q52_13 人生後半になって、自分の内面に目を向けるようになった	.14	.28	.12	-.12	-.05	.42	-.05	.14
<b>因子Ⅶ：不二性</b>								
Q52_16 人生には「苦と楽」がともにあるから、人は生きていけるのだと思う	.04	.00	-.05	.10	-.10	.05	.80	.05
Q52_17 対立するものも「陰と陽」のバランスで考えると、収まりがよい	.11	.10	-.03	-.01	-.03	.09	.59	.05
<b>因子Ⅷ：不採用</b>								
Q52_7 社交的なつながりの多さより、少人数でも共感できる人と過ごす時間のほうが大事と思う	.05	-.03	.04	-.01	-.05	.10	.08	.62
	因子間相関							
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
I	—	.34	.06	.57	.31	.37	.24	.26
II		—	.07	.40	-.07	.47	.39	.27
III			—	.12	.13	.08	.28	.13
IV				—	.19	.51	.31	.26
V					—	.06	-.06	.24
VI						—	.32	.24
VII							—	.15
VIII								—

**尺度の信頼性・妥当性** 下位尺度の $\alpha$ 係数については、前記の各因子名の右横の（ ）内に示した。「〈老い〉の深まり」「内面への旅」が0.6台、「囚われのない自由」が0.57と若干低い値であったが、他の因子については0.7台と、信頼性が疑われるような下位尺度は認められなかった。

尺度の妥当性については、SEMによる確認的因子分析の結果を図3に示す<sup>\*11</sup>。この図では、有

\*11 観測変数の記号は、表6の設定項目と対応している。

意でなかった共分散は削除されている。モデルの適合度は、CFI=.859 RMSEA=.055であり適合度の高いモデルとはいえないが、RMSEAが0.1を下回っていることや、影響指標（因子負荷量）の値はすべて0.1%水準で有意であること、観測変数の決定係数が0.1を下回るような極端に小さな項目はないことから、「〈古い〉に対する東洋的態度」は、7つの下位因子からなる尺度構造を有していると判断した。

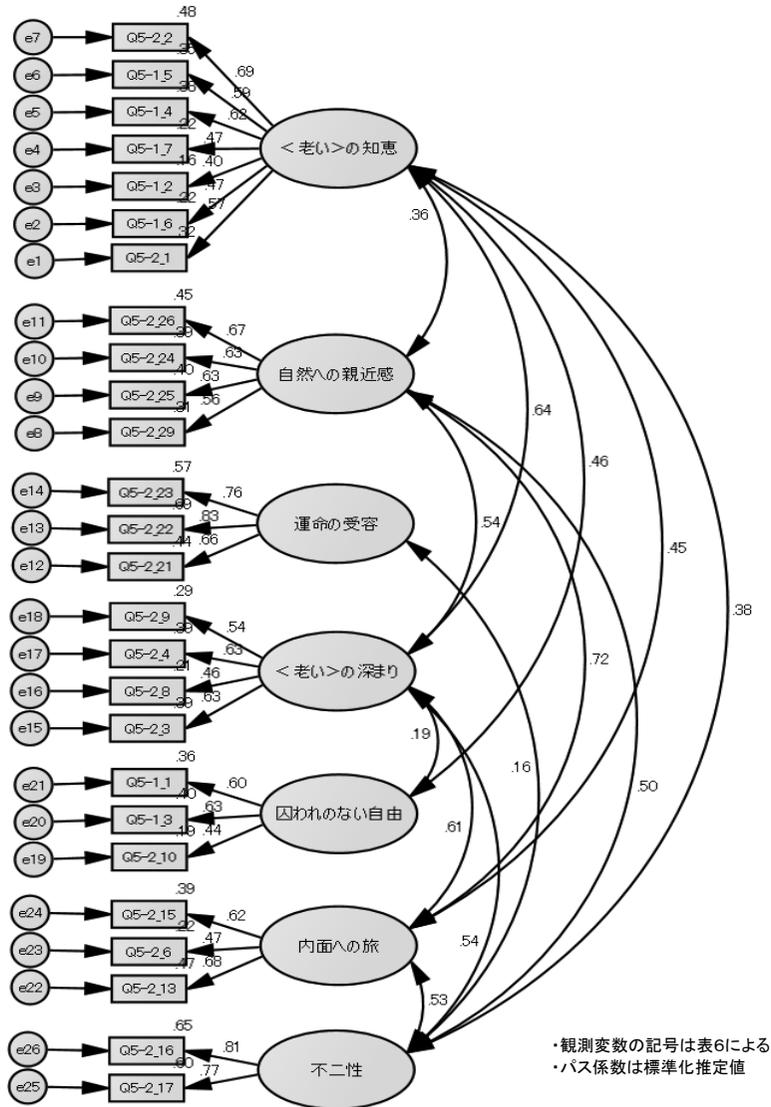


図3 「〈古い〉に対する東洋的態度」の確認的因子分析結果

また、尺度の基準関連妥当性については、図3のモデルをベースに、「無為自然」との関連を探る多重指標モデルを構成し分析を行った（図4）。モデルの適合度は、CFI=.846 RMSEA=.055であり適合度の高いモデルとはいえないが、RMSEAが0.1を下回っているので、東洋の見方の象徴的な側面である「無為自然」（脚注4）との関連を示すモデルとしては妥当と考えられる。なお、パス（ $\gamma$ :因果係数）が有意となったのは「運命の受容」（ $\gamma=.24$ ）と「〈古い〉の深まり」（ $\gamma=.44$ ）の2因子のみであったが、この点については次のようなことが考えられる。

「無為自然」の内容をみると、「良いことも悪いことも、あまり考えない」「できないことがあってもくよくよししない」「細かいことが気にならなくなった」となっており、あるがままの状態を受容する態度を測定しているものである。だとすれば、「運命の受容」（意のままにならないことは受け入れる等）と「〈古い〉の深まり」（自然体で生きればよい等）が有意な正の関連を示すことは理解できるところである。一方、他の5つの因子が「無為自然」と有意な関連を示さなかったことの解釈として、JGS-Rとの弁別性が保たれていることの証であるとも考えられる。換言すれば、JGS-Rでは東洋的見方に類する尺度として「無為自然」という下位尺度を設けているが、この下位尺度だけでは日本人高齢者の東洋的なものの見方・感じ方の側面を十分捉えきれていない可能性があることを意味している。

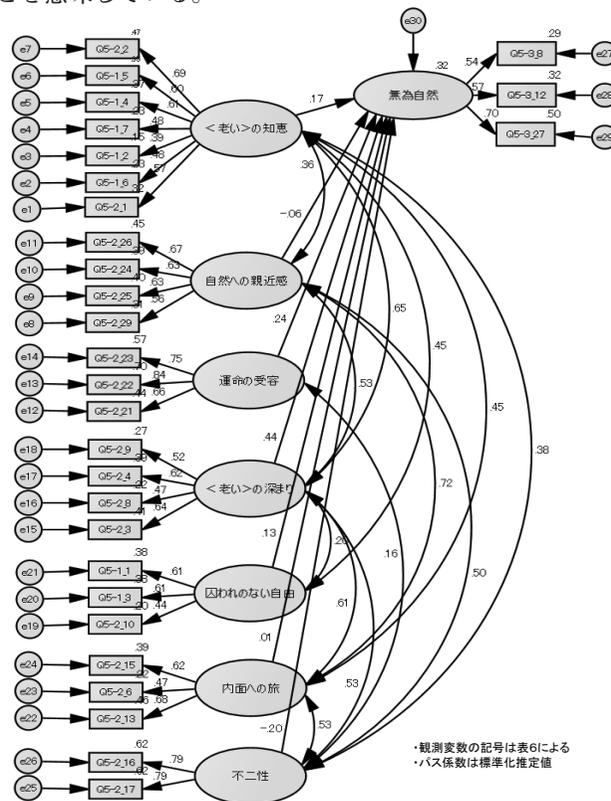


図4 「〈古い〉に対する東洋的態度」と「無為自然」との関係

さらに、SEMを援用して年齢と7つの下位次元ごとの関連を分析した（図5）。有意となったパスは、「自然への親近感」（ $\gamma=.20$ ）、「運命の受容」（ $\gamma=.28$ ）、「内面への旅」（ $\gamma=.21$ ）、「不二性」（ $\gamma=.23$ ）であった。これらの4つの因子は、「**老い**」とともに深まる高齢者のものの見方・感じ方の変化を示していると考えれば、年齢との間には正の相関が認められることは構成概念の妥当性を示すものであるといえる。他の3つの因子との間で有意な相関が認められなかったことについては、「**老い**」の知恵」「**老い**」の深まり」「**囚われのない自由**」という因子は、日本人では高齢期初期においても認められる「**老い**」に対する態度の側面なのであろう。

以上の考察から、「**老い**」に対する東洋的態度」は、心理尺度としての信頼性・妥当性を一定程度有しているものと判断した。

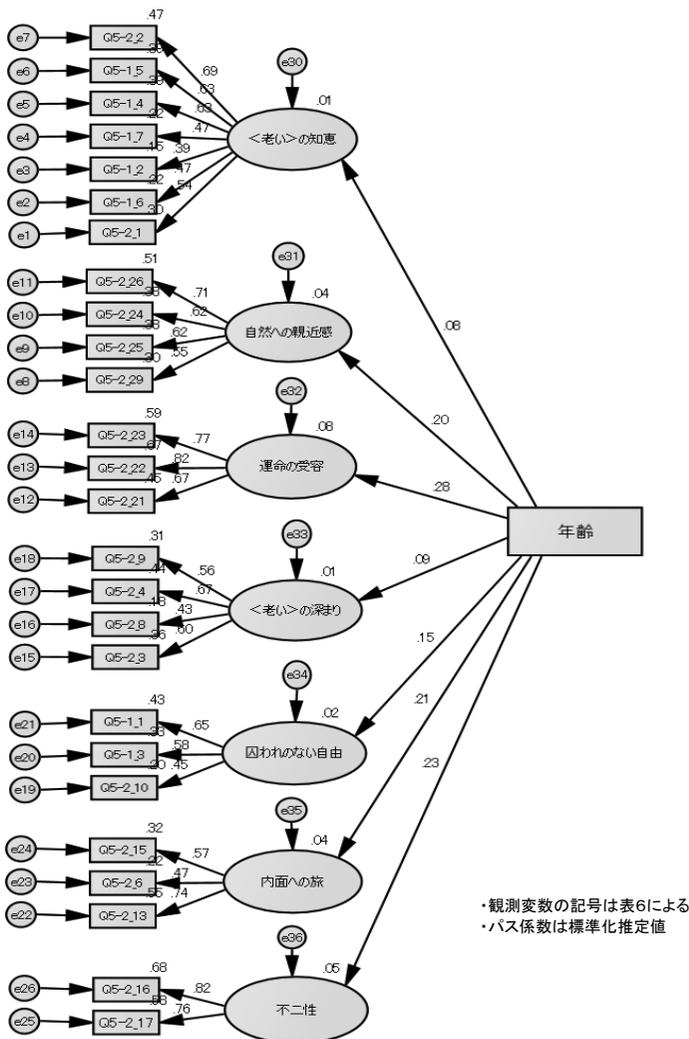


図5 「**老い**」に対する東洋的態度」と年齢との関係

## 4. 老年的超越の関連要因についての総合的検討

老年的超越に影響を及ぼす要因間の関連を概略図として示したのが図1であるが、実際の分析は、次の2つのことに留意して行う。

- (1) 今回測定された30個の変数（背景変数：12、主観的幸福感の下位尺度：3、老年的超越の下位尺度：8、東洋の見方の下位尺度：7）の絞り込みを行い、老年的超越および主観的幸福感を基準（従属）変数として、その他の説明（独立）変数との因果連鎖をSEMを用いて記述する。
- (2) (1)のモデルの多母集団分析により、男女間の構造的な差異や因果の影響度について検討する。その際、老年的超越と主観的幸福感については、片方向だけでなく双方向の因果関係も想定する。

### 4.1 方法

#### (1) 分析対象とモデルに投入する変数、および性別による差異

分析に用いたデータは、先に述べた質問紙調査で得られた251人（男性140人、女性111人、74歳以下115人、75歳以上136人）のデータである。SEM分析に先立ちモデルへの投入データについて次のような前処理を行った。

**下位尺度得点の事前計算** 主観的幸福感(PGCモラル・スケール)、老年的超越(JGS-R)、東洋の見方(〈老い〉に対する東洋的態度)については、測定尺度としての下位因子がすでに確認されているため、下位尺度得点(各項目の合計点)を事前に求めて、これをSEM分析の投入データとした。

**相関分析による投入変数の選択** 性別ごとに区分し、投入するすべての変数(下位尺度および背景変数)について2変数相関分析を行い、主観的幸福感、老年的超越および東洋の見方の下位尺度と有意な相関が認められた背景変数をSEM分析に取り込むこととした。紙幅の制約から本稿では相関行列表は示していないが、年齢、配偶者、重篤な病気、人生の危機、教育歴、暮らし向き、健康度、交流頻度、活動性指標が選択された。これらの変数は、男性で有意であっても女性では有意ではない、また、その逆もあるが、どちらかで有意な関係が認められる場合は説明変数として取り込んだ<sup>12</sup>。同居既婚者と居住地については、サンプル数の偏りが大きく(既婚者と同居:10.4%、農村部に居住:12.7%)、使用するデータとしては不適切と考え採用を控えた。

**性別による差異の検討** SEM分析に投入した全変数の性別ごとの平均値と標準偏差(SD)および $t$ 検定の結果を表7に示す。男女の得点に有意差が認められた変数は、背景変数では、配偶者、教育歴、交流頻度、活動性指標となり、老年的超越では7つの下位尺度、東洋の見方では

\*12 ただし、2変数の間に相関関係が認められても、両変数間の因果関係の存在を保証するものではない。見かけの相関となっている場合もあり、背後に共通の原因となる交絡変数(因子)が存在している可能性はある。

5つの下位尺度であった。

表7 SEM分析に投入した全変数の平均値と標準偏差および性別のt検定結果

	男性		女性		df	t値
	M	SD	M	SD		
背景の変数						
年齢	74.84	6.31	75.97	6.70	249.00	-1.38
配偶者（あり:1 なし:0）	0.94	0.25	0.51	0.50	151.56	8.12 ***
重篤な病気の経験	0.51	0.50	0.40	0.49	238.21	1.76
人生の危機の経験	1.05	0.97	1.14	0.91	249.00	-0.71
教育歴	14.88	1.80	14.11	2.14	210.66	3.00 **
暮らし向き	525.71	107.41	514.41	140.80	249.00	0.72
健康度	0.88	0.33	0.86	0.34	249.00	0.32
交流頻度	5.49	5.29	7.21	5.53	249.00	-2.51 *
活動性指標	11.81	1.41	12.51	1.18	244.11	-4.20 ***
主観的幸福感						
心理的動揺	4.36	1.64	4.42	1.57	249.00	-0.32
孤独感・不満足感	4.57	1.40	4.68	1.46	249.00	-0.63
老いに対する態度	3.47	1.45	3.51	1.48	249.00	-0.23
老年的超越						
ありがたさの認識	6.42	1.37	7.10	1.37	249.00	-3.89 ***
内向性	5.76	1.17	6.31	1.29	249.00	-3.48 **
脱二元論	4.36	1.90	4.73	1.96	249.00	-1.52
宗教・スピリチュアル	6.48	2.75	7.49	2.19	248.99	-3.23 **
脱社会的自己	6.03	2.15	7.46	2.42	221.96	-4.89 ***
基本的肯定感	7.72	1.92	8.44	2.22	249.00	-2.75 **
利他性	5.26	1.46	6.08	1.57	249.00	-4.26 ***
無為自然	4.93	1.55	5.77	1.84	249.00	-3.96 ***
東洋の見方						
〈老い〉の知恵	14.69	3.14	15.52	3.18	242.00	-2.18 *
自然への親近感	7.71	2.47	8.73	2.32	247.00	-3.32 **
運命の受容	6.22	1.88	6.31	1.88	249.00	-0.36
〈老い〉の深まり	8.80	1.70	9.97	1.75	247.00	-5.35 ***
囚われのない自由	5.03	1.52	4.86	2.12	192.51	0.75
内面への旅	5.40	1.73	6.36	1.87	247.00	-4.19 ***
不二性	4.26	1.23	4.66	1.23	248.00	-2.49 *

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

## (2) 潜在変数および観測変数

SEM分析の利点は、内容の似かよった観測変数を1つにまとめ、これを潜在変数（構成概念）として因果関係を縮約的に表現できることにある。後述するようにSEM分析では5つの潜在変数と4つの独立観測変数、23個の内生的観測変数を導入した。以下の記述では、潜在変数名を『 』で、観測変数名を「 」で表記する。

まず、潜在変数についてであるが、『主観的幸福感』と『老年的超越』については、すでに概念規定が明確になっており尺度としての実績も豊富であるが、『東洋の見方』についても、先述したように「〈老い〉に対する東洋的態度」の信頼性や妥当性は一定程度保たれていると考えら

れるので、『主観的幸福感』や『老年的超越』と同様に潜在変数として扱うこととした。

『危機の経験』については、「重篤な病気」と「人生の危機」が互いに中程度の相関（男性  $r=.26$  女性  $r=.35$ ）を有しており、これらの観測変数の共通の原因として1つの潜在変数で説明することが可能である。また、『活動性』についても、「交流頻度」「活動性指標」「健康度」はそれぞれの相関関係に男女間で違いはあるが、少なくとも二対は互い有意な相関（男性：「交流頻度」と「活動性指標」 $r=.29$  女性：「活動性指標」と「健康度」 $r=.33$ ）を有しており、いずれも活動性や日常生活の基盤をなす指標と考えられることから、1つの潜在変数として表すこととした。

次に、観測変数についてであるが、「配偶者」「教育歴」「暮らし向き」については、後述するように「場の理論」では人（P）に帰属する任意性の低い変数であるため、独立観測変数として扱うこととした。「性別」をさらに「年齢」で分割することも考えられるが、多母集団分析を行う場合には、男女に区分した集団の規模が50人程度に縮小されることになりSEMによる分析が不適切となるので、「年齢」は独立観測変数として投入することとした。

### （3）モデルの詳細

**SEMモデルの構築** SEMモデルの構築にあたっては、Lewin（1936；1951）の「場の理論」<sup>13</sup>の枠組みと、文化心理学の考え方を参考にした。まず、「場の理論」の枠組みの援用であるが、 $B=F(P,E)$ で定義される関係において、『老年的超越』や『主観的幸福感』という心の現象は心的活動としてBに該当する。P（人）は、その人固有の属性であり、同時に認知構造を有する。また、E（環境）については、その人固有の思想や価値観・人生観といった側面も含まれることから、『東洋的見方』は心理学的環境に相当するものと考えられる。

このような考え方に立てば、理論の力動的な側面からの記述には及ばないが、ごく大まかには『老年的超越』や『主観的幸福感』に影響を及ぼす種々の要因のなかで空間的・時間的な近接性という点からは、まず、Pに相当する固有の属性が直接的な要因としてあげられ、ここでは、「年齢」「性別」「配偶者」「教育歴」「暮らし向き」「健康度」「交流頻度」および「活動性指標」が該当するであろう。このうち「性別」は、モデルそのものが2母集団（男性/女性）に区別されている。「健康度」「交流頻度」「活動性指標」は、先述したように潜在変数としての『活動性』の観測変数である。また、他の背景変数については、任意性が低いと考え、このモデルでは『主観的幸福感』や『老年的超越』に直接影響を及ぼす原因側の独立観測変数として扱うこととした。

Eに含まれる『東洋的見方』については、Pの属性や認知構造に投影される価値観や人生観な

\*13 一定の領域内に作用する多様な変数の相互関係を力学的に分析するアプローチであり、活動（この事例では心的活動）（B）は、人（P）とその環境（E）の関数として $B=F(P,E)$ で定義され、PとEとは相互依存する変数で、このような変数（諸要因）の全体性をその個人の「生活空間」と呼ぶ。人（P）は、属性（性別、年齢、学歴、職業、家族関係、性格、健康度、活動能力等）と、その人固有の認知構造（知覚、記憶、学習、思考、判断等の認知機能の集合体）を有する。環境（E）は、心理学的環境（思想、人生観、願望、理想等）と、社会的環境（他者関係、社会的役割等）および物理的環境（居住地域、家等）で構成される（Lewin, 1936 外村・松村訳 1942；1951 猪俣訳 1956）。

どで構成されるものであり、かつ、P との相互作用により B（心的活動）の変化を促す要因である。

この点は文化心理学の考え方<sup>14</sup>からも、アナロジー的には次のように説明することが可能と考えられる。まず、B（心的活動）に相当するのは「心のプロセス」であり、P はその人固有の属性、E は文化の集合的要素、すなわち日常的慣習や集合的意味の体系（イデオロギーや人間観など）である。たとえば、『老年的超越』の下位次元の内容をみると、「ありがたさ・おかげの認識」「二元論からの脱却」「宗教・スピリチュアルな態度」「社会的自己からの脱却」「無為自然」などは、老いに対する適応としての態度変化の側面（2次的制御<sup>15</sup>）を表している。これらは、高齢者が長い人生を通じて獲得してきた「心のプロセス」と考えられるものである。

一方、『東洋の見方』の下位次元の内容をみると、「<老い>の知恵」「自然への親近感」「人生の受容」などは、一般的に日本人のものの考え方の根底にある一種の文化的な知恵の枠組み（図2）に示す思考様式、幸福観、自然観、死生観、無常観などで、いわば「暗黙の通念」に類するものである。

文化心理学の考え方では、「文化は実質的に心を作り上げており、また同時に、文化そのものも多く心がより集まって働くことによって維持、変容されていく。…その特徴は非二元論的である」（北山，2000，p.24）とされ、「場の理論」でも P と E は相互依存する関係にあり、そのプロセスを経て B が誘起されると考えられている。したがって、第一義的には、老年的超越という「心のプロセス」が東洋の見方という文化に根差す価値観によって影響をうけると仮定することは、SEM モデルにおける因果連鎖の設定としては不自然なことではないと思われる。

以上のような考え方にもとづき、基本的には原因となる変数の時間的・意味的先行性や心理学的力の方向性（態度変化→心的活動）に留意しながら、以下のような考え方の下に、まずプロトタイプモデルを構築し、SEM 分析を繰り返しながらモデルの適合度等を評価しつつ、あわせて先行研究などの知見を参照し妥当と判断できるモデルを探索した。

**考え方（1）** 3つの外生的な潜在変数（『活動性』『危機の経験』『東洋の見方』）がそれぞれ原因（説明変数）となり、結果（基準変数）となる2つの内生的な潜在変数（『主観的幸福感』『老年的超越』）に影響を及ぼすと仮定する。このとき、『主観的幸福感』と『老年的超越』の間には先述したように双方向の因果関係（パス）を仮定する。なお、『活動性』は『主観的幸福感』の、『危機の経験』は『老年的超越』の道具的変数となるため、技術上の制約から『主観的幸福感』と『老年的超越』へのパスを同時に設定できない（豊田，1998，p.161）。

**考え方（2）** 考え方（1）の骨格構造を基本とし、外生的な観測変数が原因となり、結果とな

\*14 北山は、文化（慣習や公の意味構造）と心のプロセス（思考、感情、動機づけ）との関連について、「人は、…ある特定の文化のなかに生まれると、その文化にある慣習やそこにある暗黙の通念などに自らの反応を対応させ、両者を連動させることにより、文化の一員になっていく。そして、その過程で、そのような反応を促進する心理的傾向やそれを可能にするさまざまな心のプロセスが芽生えていくと考えられる」（柏木・北山・東，2000，p.22）と述べている。

\*15 2次的制御とは自分の見方や考え方を制御することを指し、年齢が進むと、自分が必要とする制御の型が、直接的な環境の制御（1次的）から2次的な状況制御に移行するとされる（東，2012）。

る潜在変数に直接的な影響を及ぼすと仮定する。これらの観測変数の潜在変数への関わり方にはいくつかのパターンが想定されるが、2変数相関分析の結果やモデル探索の結果にもとづき次のように仮定した：「暮らし向き」は『主観的幸福感』の原因変数とし、「年齢」「配偶者」「教育歴」については、『老年的超越』に直接影響を及ぼす独立（観測）変数とした。この点ではMIMIC（Multiple Indicator Multiple Cause: 多重指標多重原因）モデルと同様の構造となっている。なお、2変数相関分析において、外生的潜在変数の観測変数と独立観測変数との間で、また、独立観測変数間で相関関係が認められているものには、同一の「生活空間」において背後に共通の原因があると仮定し共分散を設定した。この点はモデル構成上の技術的制約でもあり、また、識別問題を回避するためでもある。収集したデータの有効活用を図る観点から、SEM分析では完全情報最尤推定法（FIML）を用いた。

**プロトタイプ・モデル** 上記の考え方にもとづき様々なパターンを多母集団分析<sup>\*16</sup>し、先行する実質科学的な知見も踏まえて、おおむね妥当と判断された結果をパス解析図で示したものがプロトタイプ・モデルである（図6：性別ごとの基本構造は変わらないため、ここでは男性ケースのみを示す）。

『老年的超越』の観測変数のうち、決定係数（ $r^2$ ：観測変数の右肩の数値）の値をみると、「脱二元論」では、男性で $r^2=.07$ （女性.00）、「脱社会的自己」では、男性で $r^2=.06$ （女性.17）と、ともに極めて小さい値となっている。『東洋的見方』についても、「運命の受容」では、男性で $r^2=.06$ （女性.00）、「囚われのない自由」では、男性で $r^2=.04$ （女性.07）と、同様の傾向を示している。この結果からみて、これらの観測変数はモデルで想定した潜在変数では適切に説明できておらず、むしろ誤差変数の影響を大きくうけていることが推察される。このことは、モデルの適合度指標（CFI=.700、RMSEA=.054）が低くなっている原因でもあり、これら4個の観測変数を下記の理由によりモデルから削除することとした。

そもそも量的研究の目的は、老年的超越という「心のプロセス」に影響を及ぼす要因間の関係を縮約的に記述し、このプロセスを総合的に理解する枠組みを検討することであり、JGS-Rで測定される8次元の因子すべてに対する影響を個別詳細に分析することではない。この趣旨からすれば、説明力の低い観測変数（先述したように、本質的にはJGS-R下位尺度の信頼性に関わる問題でもある）は、仮にその変数を除いたとしても構成概念の定義に本質的な影響を及ぼすものでない限り、また、そのことによってモデルの適合度が改善されるのであれば、むしろ、このような調整を行うことで分析結果の見通しが良くなるメリットもある。

また、このモデルでは一部の観測変数の誤差項間に共分散を仮定しているが、これは次の理由による。観測変数の決定係数の値が小さく、かつ、2変数相関分析の結果で中程度の相関が認められる観測変数については、それぞれの誤差変数の背後に共通の方向に働く要因の存在が示唆されると考えたためである。

\*16 母集団間で潜在変数の平均を比較することが目的ではないので配置不変モデルとした。

たとえば、「心理的動揺」と「無為自然」、「無為自然」と「<老い>の知恵」との関連では、設問項目の共通点を抽出すると、「小さいことや細かいことが気にならなくなった」「できないことがあってもくよくよしない」「こだわりを捨てる」など、<老い>に対する受容的態度の側面を表している内容である。また、「宗教・スピリチュアル」と「自然への親近感」との関連でも、それぞれの観測変数の設問項目の共通点を抽出すると、「死後の世界があると思う」「神や仏のような人智を超えた存在」「死んだら自然に還り、宇宙と一体化される」など、老年的超越の特徴を表す内容である。いずれも、それぞれの観測変数間に中程度の相関が認められるため誤差変数間に共分散を仮定した。

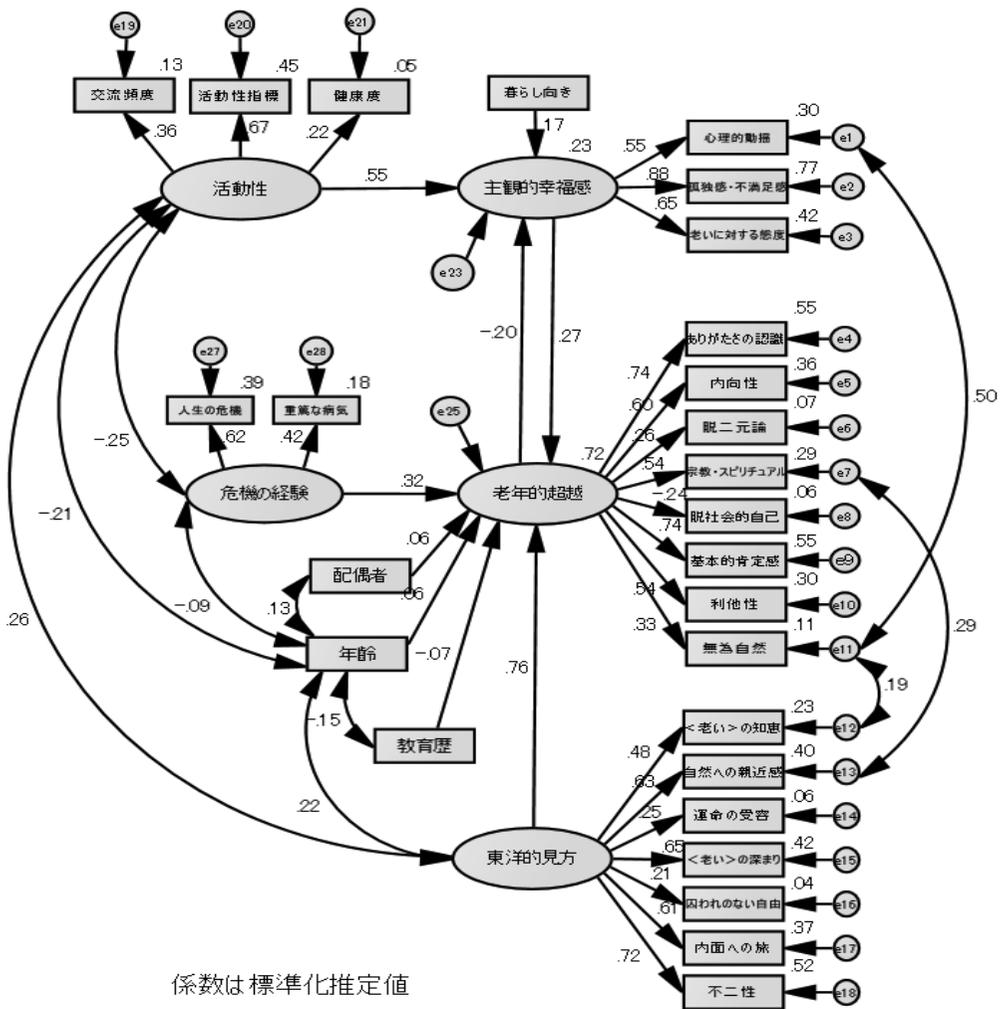


図6 プロトタイプ・モデルのパス解析図(男性)

## 4.2 結果

### (1) モデルの選択

**SEM モデルの絞り込み** ここまでは、『主観的幸福感』と『老年的超越』との間には双方向のパスを仮定して分析を行ってきたが、これ以降の分析に進む前に、それぞれの片方向のパスも含めた検討を行い構造モデルを絞り込んでおく必要がある。図7に検討モデルの3パターンの説明図を示す。モデルAは『老年的超越』→『主観的幸福感』、モデルBは『主観的幸福感』→『老年的超越』、モデルCは双方向の因果を仮定したものである。

SEM分析の結果を表8に示す。適合度指標のRMSEAは3パターンとも0.05以下で基準はクリアしており、モデル選択の指標となるAICで見ると適合度の良さでは、モデルC > モデルB > モデルAの順となるが、モデルBとモデルCでは違いがあるとは思えない。また、因果係数の値で見ると、モデルBは男女とも有意となっているが、モデルCでは男女とも $\beta_{12}$ 方向（『主観的幸福感』→『老年的超越』）のパスのみが有意となっている。単純に考えればモデルBを選択することになるのであろうが、モデルAでは女性の $\beta_{21}$ 方向（『老年的超越』→『主観的幸福感』）のパスは有意という結果が得られており、この情報は老年的超越の考え方を支持するものでもある。したがって、この分析では双方向の因果関係を含むモデルCを選択することとした。

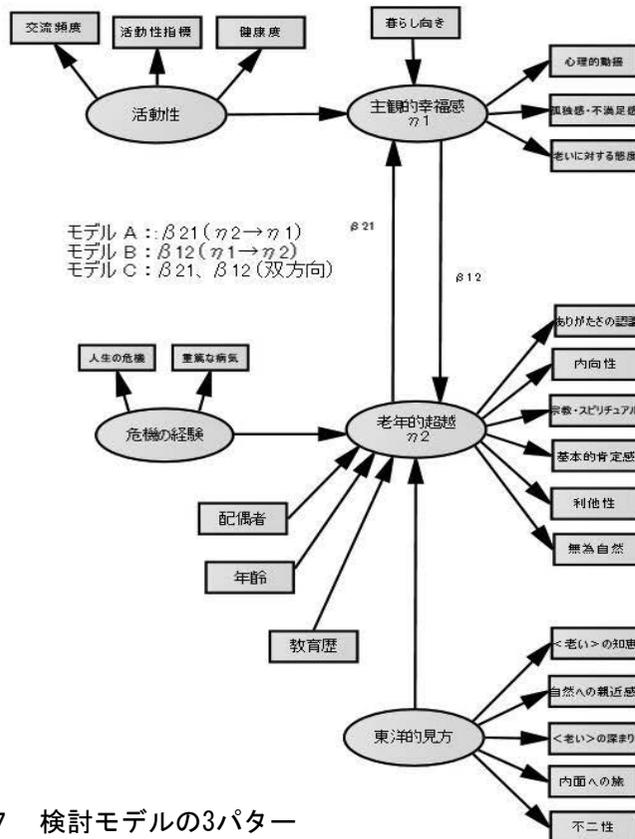


図7 検討モデルの3パターン

表8 各種モデルの適合度比較

モデル名	$\chi^2$	df	p	CFI	RMSEA	AIC	因果係数	
							男性	女性
A	638.7	432	0.000	0.828	0.044	970.7	0.025	0.319 *
B	630.0	432	0.000	0.836	0.043	961.9	0.230 **	0.357 **
C	625.7	430	0.000	0.838	0.043	961.7	-0.200	0.183
							0.314 **	0.274 *

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

注)各モデルは、因果の方向を以下のように想定している。因果係数は標準化推定値を示す。

モデル A：『老年的超越』→『主観的幸福感』

モデル B：『主観的幸福感』→『老年的超越』

モデル C：双方向同時解析。上段：モデル Aに相当 下段：モデル Bに相当

以下では、このようにして絞り込まれた構造モデル、すなわちモデル C についての分析結果について述べる。このモデル C のパス解析図を図8および図9に、モデルの適合度、構造方程式の因果係数、決定係数、共分散、因果係数の検定統計量の各種指標を表9に示した。

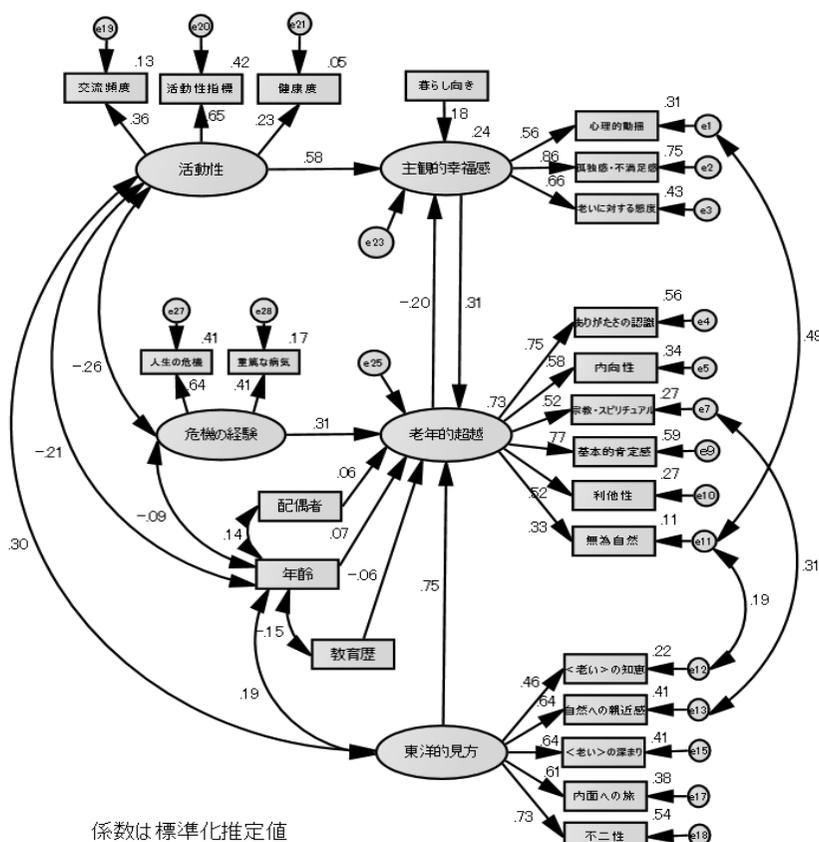
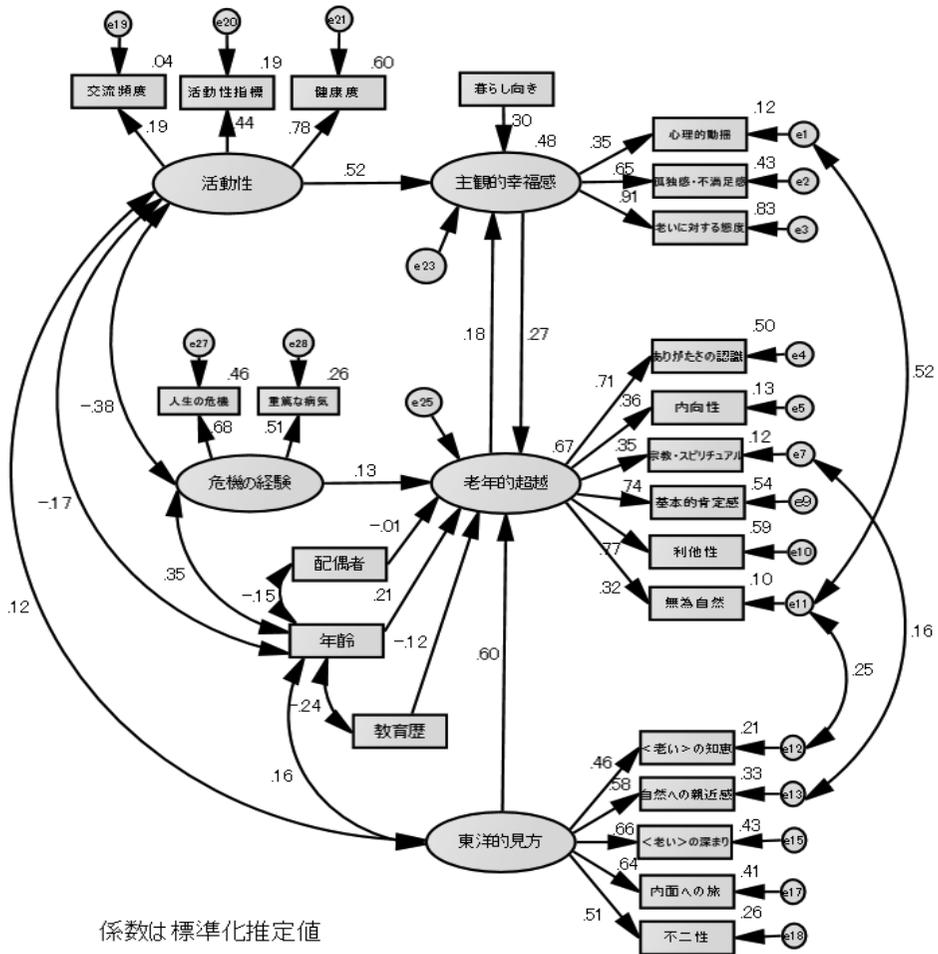


図8 男性モデルのパス解析図



係数は標準化推定値

図9 女性モデルのパス解析図

表9 モデルの適合度、因果係数、決定係数、共分散、因果係数等の検定統計量

	男性	女性	検定統計量
サンプル数(2母集団同時解析)	140	111	
$\chi^2$		625.7	
df		430	
p		0.000	
CFI		0.838	
RMSEA		0.043	
(構造方程式の因果係数)			
活動性→主観的幸福感	0.577 *	0.520	-0.052
危機の経験→老年的超越	0.314	0.134	-0.889
教育歴→老年的超越	-0.065	-0.125	-0.347
暮らし向き→主観的幸福感	0.175	0.301 **	-0.343
東洋の見方→老年的超越	0.754 ***	0.599 ***	-0.869
年齢→老年的超越	0.073	0.211 *	0.948
配偶者→老年的超越	0.057	-0.010	-0.763
主観的幸福感→老年的超越	0.314 **	0.274 *	0.505
老年的超越→主観的幸福感	-0.200	0.183	1.907
(内生潜在変数の決定係数)			
老年的超越	0.727	0.670	
主観的幸福感	0.244	0.485	
(外生変数の共分散)			
活動性⇔危機の経験	-0.264	-0.381	0.209
活動性⇔東洋の見方	0.295	0.120	-1.191
活動性⇔年齢	-0.211	-0.168	0.717
危機の経験⇔年齢	-0.087	0.350 **	2.457 **
東洋の見方⇔年齢	0.194	0.159	-0.174
教育歴⇔年齢	-0.150	-0.242 **	-1.056
配偶者⇔年齢	0.136	-0.149	-2.198 *
誤差項 e7⇔e13	0.305 **	0.157	-1.280
誤差項 e11⇔e12	0.191 *	0.253 **	0.824
誤差項 e1⇔e11	0.490 ***	0.525 ***	1.074

\*  $p < .05$ . \*\*  $p < .01$ . \*\*\*  $p < .001$ 

注) 構造方程式の因果係数、外生変数の共分散については標準化推定値を示す。検定統計量は、因果係数および共分散の男女間における差異を標準正規分布に換算した値を示す。絶対値で1.96以上なら5%水準で有意、2.33以上なら1%水準で有意と判断される。

## (2) 分析結果の評価

**モデル全体の適合性** 選択されたモデルCの適合度指標は、CFIは0.838と一般的な基準とされる0.95を下回っているが、RMSEAは0.043と基準とされる0.05を下回っており、モデルの全体的評価としては妥当なモデルと判断したが、モデル細部の評価については以下のとおりである。

### a. 測定方程式の影響指標（観測変数のパス係数）

男性は図8、女性は図9に測定方程式の影響指標の標準化推定値を示す。表9にはこれらの影響指標の評価確率を記載していないが、男性、女性ともに、『活動性』→「健康度」へのパスが有意ではなかったが、その他のパスはすべて有意となっており、特に、『主観的幸福感』『老年的超越』『東洋的見方』の観測変数については、すべて1%水準で有意となっている。このようなことから、各潜在変数が観測変数によって適切に測定されているものと考えられる。

### b. 構造方程式の因果係数（パス係数）

図8および図9に構造方程式の因果係数の標準化推定値を、表9に標準化推定値および男女の因果係数を一対比較しその有意差を検定した結果を示す。これらの図表から有意なパスおよび共変関係を男女ごとに拾い上げると以下のとおりである。（ ）内はパス解析図に表示した標準化推定値を示す。

**男性** 有意なパスは、『活動性』→『主観的幸福感』(0.58)、『主観的幸福感』→『老年的超越』(0.31)、『東洋的見方』→『老年的超越』(0.75)である。また、有意な共変関係としては、観測変数の誤差項間、 $e1 \Leftrightarrow e11$  (0.49)、 $e7 \Leftrightarrow e13$  (0.31)、 $e11 \Leftrightarrow e12$  (0.19) で認められる。

**女性** 有意なパスは、「暮らし向き」→『主観的幸福感』(0.30)、『主観的幸福感』→『老年的超越』(0.27)、『東洋的見方』→『老年的超越』(0.60)、「年齢」→『老年的超越』(0.21)である。また、有意な共変関係としては、『危機の経験』 $\Leftrightarrow$ 「年齢」、「年齢」 $\Leftrightarrow$ 「教育歴」、観測変数の誤差項間、 $e1 \Leftrightarrow e11$  (0.52)、 $e11 \Leftrightarrow e12$  (0.25) で認められる。

**両母集団の共通点と相違点** 構造方程式のパスでは、『主観的幸福感』→『老年的超越』、『東洋的見方』→『老年的超越』が男女とも有意なパスとなっている。一方、『活動性』→『主観的幸福感』、「年齢」→『老年的超越』については男女間で違いが認められる。共変関係については、観測変数の誤差変数間で、 $e1 \Leftrightarrow e11$ 、 $e11 \Leftrightarrow e12$ が男女ともに有意となっているが、 $e7 \Leftrightarrow e13$ で違いが認められる。

一方、男女間の因果係数や共分散に一対比較で有意な差があるのかどうかを検討した結果をみると、表9の検定統計量の欄に示すように、因果係数について有意差は認められず、共分散について『危機の経験』 $\Leftrightarrow$ 「年齢」、「配偶者」 $\Leftrightarrow$ 「年齢」において有意差が認められる。

### c. 内生的潜在変数、内生的観測変数の決定係数

内生的潜在変数、内生的観測変数の決定係数 ( $r^2$ ) は、仮定した因果連鎖が有効なものか否かを判断するうえで重要な指標であり、図8および図9において、それぞれの該当する変数の右肩に示す数値である。

**男性** 『主観的幸福感』が  $r^2=.24$ 、『老年的超越』が  $r^2=.73$  となった。因果連鎖の最終的な結果となる『老年的超越』の決定係数が  $r^2=.73$  というのは高い値であり、モデルに導入した構造変数によって『老年的超越』の変動が70%近く説明できている。一方、内生的観測変数の決定係数をみると、『活動性』では「交流頻度」で  $r^2=.13$ 、「健康度」で  $r^2=.05$  と0.2を下回っており、他にも0.3を下回る観測変数が5つみられるが、これらの観測変数については、このモデルで想

定した潜在変数では説明できる割合が低く、誤差項が寄与している可能性が高い。

**女性** 『主観的幸福感』が $r^2=.49$ 、『老年的超越』が $r^2=.67$ となった。因果連鎖の最終的な結果となる『老年的超越』の決定係数が0.67というのは男性と同様十分高い値であるといえる。一方、内生的観測変数の決定係数をみると、『活動性』では「交流頻度」で $r^2=.04$ 、「活動性指標」で $r^2=.19$ と0.2を下回っており、他にも0.3を下回る観測変数が7つみられるが、これらの観測変数については、男性と同様、誤差項が寄与している可能性が高い。

以上の結果は、いわばモデルCの局所的な違いについて、因果係数や共分散の統計的な有意性にもとづき検討したものであったが、因果係数の男女間における一対比較（検定統計量）では有意差が認められない。そこで、両母集団の共分散構造の違いを検証するため、モデルCを用いて以下に示すような等値制約を置いたモデル（制約の強さは、C①<C②<C③の順）を構成し、CFI、RMSEA、AICなどの適合度指標をもとに両母集団間の等質性・異質性を確認した。

モデルC①：母集団間で、潜在変数の影響指標（因子パターン）をすべて等値  
 モデルC②：モデルC①に、さらに内生的観測変数の誤差分散・共分散をすべて等値  
 モデルC③：モデルC②に、さらに構造方程式の因果係数（パス係数）と共分散をすべて等値

以上の3つのモデルについて分析を行った結果を表10に示す。等値制約を設けなかったモデルCの適合度指標（CFI=.838、RESEA=.043、AIC=961.7）と比べると、モデルC①、C②とはそれほど大きな差はないように思えるが、モデルC③とは明らかな違いがみられる。これらのことから、結論としては次のようなことがいえるであろう。

表10 等値制約モデルの適合度

モデル	制約条件	CFI	RMSEA	AIC
C①	測定不変(因子パターン)	0.823	0.044	965.7
C②	測定不変+内生観測変数の誤差分散・共分散	0.816	0.044	952.1
C③	測定不変+内生観測変数の誤差分散・共分散 +構造方程式の因果係数・共分散	0.759	0.049	995.5

- (1) モデルC①からは、男女間で同質の因子構造（潜在変数によって説明される観測変数がほぼ等値）が存在することについての有力な証拠が得られた。
- (2) モデルC②からは、観測変数に与える独自因子（誤差）の影響について、男女間で大きな違いは認められない。
- (3) モデルC③の適合度が小さくなるのは、逆説的ではあるが男女間で構造方程式の因果係数や共分散に違いがあることを示唆するものである。

#### 4.3 考察

まず前提として、『老年的超越』へ向かうパスがMIMICモデルとなっているため、この点を

踏まえて考察する<sup>17</sup>。

**男女間の共通点** 男女とも『主観的幸福感』と『東洋的見方』が『老年的超越』を高める重要な要因となっていることは明らかである。特に、『東洋的見方』からの影響は0.1%水準で有意であり、高い確率で因果関係の存在が示唆された。一方、老年的超越が生活満足度を高めるという Tornstam (2005) の仮説については、本分析では基準変数を主観的幸福感としていることとの違いはあるが、男女とも『老年的超越』から『主観的幸福感』へのパスは有意ではなく、この知見を積極的に支持するものではなかった。ただし、女性の因果係数の値は0.18となっており、この方向の影響が全くないとまでは言い切れないであろう。また、「暮らし向き」から『主観的幸福感』への影響については、女性では1%水準で有意であり、男性でも有意な傾向が認められた。

なお、「心理的動揺」と「無為自然」、「無為自然」と「<老い>の知恵」の誤差変数間でみられた有意な共変関係からは、潜在変数の『主観的幸福感』『老年的超越』『東洋的見方』では説明しきれない<老い>に対する受容的態度を規定する共通因子の存在が示唆される。本来、「無為自然」からは、“あるがままの状態を受け入れる”といったように受容的な態度がイメージされるが、「無為自然」の決定係数が男女ともに0.1程度と極めて小さいということは、JGS-Rの低位尺度（無為自然）では『老子』に由来するこの概念を十分に測定できていない可能性が示唆される。

**男女間の相違点** 表9で示したように構造方程式の因果係数については男女間で有意差は認められなかったが、等値制約を置いたモデルC③の分析では、男女間ですべての母数が等しいという仮説は受け入れ難かった。したがって、ここではモデルCの分析結果で示した男女それぞれの因果係数の統計的有意性（表9、図8および図9）をよりどころに、男女間の相違点について考察する。

まず、『活動性』から『主観的幸福感』への影響については、男性では5%水準で有意であったが、女性では有意な傾向は認められなかった。しかし、因果係数の値をみると、男性が0.58であるのに対して女性は0.52と大きな違いは認められず、女性において『活動性』からの影響が全くないとは言い切れないであろう。また、『活動性』を構成する3つの観測変数の相関関係や決定係数の男女間の違いに着目すると、男性では「交流頻度」と「活動性指標」に $r=.29$ 、女性では「活動性指標」と「健康度」に $r=.33$ の有意な相関が認められる構造となっており、『活動性』という潜在変数が3つの観測変数に与える影響が男女間で異なる：男性では他者との交流頻度が、女性では健康度のウェイトが高い構造となっている。以上のことから、男女ともに、生活機能がある程度正常に維持されており（「活動性指標」の値が高い）、暮らし向きが良好な場合には、男性では交流機会を多く持っていること、女性では健康度が高いことが、『主観的幸福感』を高め

\*17 このモデルのように『老年的超越』に6本ものパスが向かっている場合は、他の変数の性質や条件を考慮しないと適切な解釈はできないが、それには自ずと限界がある。したがって、ここでの考察は、『主観的幸福感』以外でパス係数が有意で規定力も大きかった『東洋的見方』『危機の経験』『年齢』を軸に行っている。

ることに寄与している可能性は否定できない。

次に、『主観的幸福感』と『東洋の見方』を除く、他の4つの変数の『老年的超越』への影響についてである。ここでは、「年齢」「危機の経験」「配偶者」「教育歴」の影響について「年齢」を軸に考察する。

まず、男女間で明らかに違いが認められるのは、「年齢」と『危機の経験』の影響である。「年齢」については、男性では直接的な影響は認められないが、女性では5%水準で有意な影響が認められる。『危機の経験』については、男性では有意な傾向が認められるが、女性ではそのような傾向は認められない。「年齢」については、『活動性』『危機の経験』『配偶者』『教育歴』『東洋の見方』との間にそれぞれ共変関係を仮定しており、「年齢」を軸に要素間の諸関係を分析すると、次のような特徴がみえてくる。

男性では、「年齢」と『東洋の見方』の間には相関関係 ( $r=.19$ ) が存在する傾向があり、間接的に『老年的超越』へ影響を及ぼしていることが推察される。一方、女性では、「年齢」と『東洋の見方』の間には有意な相関 ( $r=.16$ ) は認められないが、それぞれが直接的に『老年的超越』へ影響を及ぼしている。

次に、「年齢」と『危機の経験』との関連では、男性では有意な相関 ( $r=-.09$ ) は認められないが、女性では1%水準で有意な正の相関 ( $r=.35$ ) が認められる。これは、女性では年齢の高い者ほど危機の経験も多いことを示しているのであろうが、男性ではそのような関係は認められない。「年齢」と「配偶者」との相関をみると、性別による違いが明確に認められ（男性  $r=.14$  女性  $r=-.15$ ）、特に女性では、年齢の高い者は配偶者がいない割合が高く（観測変数の「人生の危機」では、近親者の死・大切な人との別れなどの頻度を加算）、このことが「年齢」と『危機の経験』に有意な相関が認められる理由の1つとなっているのであろう。なお、男性では『危機の経験』が直接的に『老年的超越』へ影響を及ぼしている傾向が認められるが、女性では、そのような傾向は認められない。

ほかに、「配偶者」と「教育歴」から『老年的超越』への影響については、男女ともパス係数の値は小さく有意でないため、『老年的超越』へ直接的な影響が及んでいるとは考えにくい。「年齢」と「教育歴」との間には、男性では負の有意な傾向の相関 ( $r=-.15$ )、女性では負の有意な相関 ( $r=-.24$ ) がみられるが、戦前・戦中世代の高齢者では、まだ高等教育を経験している者が少なかったことによるものであろう。なお、女性において「教育歴」から『老年的超越』へのパスが有意ではないが負の値（男性は無視できるほど小さい値）となっている。先に述べた「年齢」と「教育歴」との負の相関関係から敷衍して考えれば、戦後生まれで比較的年齢が若く高学歴の女性では、老年的超越に懐疑的（あるいは否定的）なことが示唆される。

**まとめ** 以上はパス解析図や分析結果の諸指標を詳細に眺めた結果であるが、これらを要約すると、おおよそ次のようになる。

- (1) 調査対象の高齢者 251 人 (男性 140 人、女性 111 人) の SEM による多母集団分析の結果、

男女間でほぼ同質の共分散構造が認められた。しかし、関連要因の因果関係を判断する根拠となる構造方程式の因果係数の値については男女間で特徴的な違いが認められた。

- (2) 『老年的超越』および『主観的幸福感』の双方向の因果関係については、男女ともに有意な関係は認められなかったが（『主観的幸福感』→『老年的超越』のみが有意）、片方向の分析では、女性において『老年的超越』から『主観的幸福感』への影響を完全に否定することはできなかった。これらのことは、老年的超越（宇宙的次元や一貫性次元）が生活満足度（本研究では主観的幸福感）を高めるという Tornstam（2005）の仮説とは異なる結果である。
- (3) 『老年的超越』への因果連鎖において規定力の強い要因は、男女ともに『東洋的見方』であり、次いで『主観的幸福感』である。このことは、少なからず東洋文化の影響をうけている日本人高齢者の《ものの見方・考え方・感じ方》が老年的超越を高める有力な要因となっているのではないかという本研究の仮説を支持するものである。
- (4) 『活動性』から『主観的幸福感』への影響については、統計的には男性は有意であったが、女性は有意ではなかった（全く影響がないとは言い切れない）。これは、男女間で『活動性』の概念構造が異なる結果であり、男女とも日常の生活機能が一定水準に維持され、暮らし向きが良好な場合には、男性では人との交流機会が多いことが、女性では健康度が高いことが『主観的幸福感』を高める要因となっている可能性は否定できない。
- (5) 「年齢」に関しては、MIMIC モデルの構造となっているため他の外生的説明（独立）変数との関連も考慮して解釈する必要があるが、それでも「年齢」を軸にして考察すると、次のような特徴が認められる。たとえば、男性では、「年齢」から『老年的超越』への因果係数は有意ではないが、『東洋的見方』を介して間接的に『老年的超越』を高めている可能性は否定できない。一方、女性では「年齢」から『老年的超越』への因果係数は有意ではあるが、『東洋的見方』との間には有意な相関は認められない。いずれにしても、「年齢」に関しては、男女ともに老年的超越を促進する有力な要因となっていることは間違いないと思われるが、さらに詳細に検討するためには縦断研究が必要となるのであろう。
- (6) 『危機の経験』による『老年的超越』への影響では、男性では有意な傾向が認められたが、女性ではそのような傾向は認められなかった。しかし、女性では「年齢」と『危機の経験』との間に有意な正の相関が認められており、間接的に『老年的超越』へ影響を及ぼしている可能性は否定できないであろう。男女の平均寿命の違いが影響しているのか、このサンプルでも女性は男性に比べて配偶者のいない者の割合が高く（男性 6% 女性 49%）、このような結果になっているのではないかと推察される。
- (7) 一部の観測変数の誤差変数間に設定した有意な共変関係については、このモデルで想定した『主観的幸福感』『老年的超越』『東洋的見方』では十分説明できない固有因子の存在がうかがわれるが、これが何であるのか手元のデータだけでは明確に述べることはできない。特に「無為自然」の誤差項は、『主観的幸福感』と『東洋的見方』のそれぞれの観測変

数（「心理的動揺」と「〈古い〉の知恵」）の誤差項とも関わりがあることから、これら3つの潜在変数の背後には共通の二次因子が存在する可能性は高い。特に、『老子』に由来する「無為自然」については、『東洋の見方』の観測変数に組み替えることで、この結果が変わってくることは十分あり得よう。

## 5. 主観的幸福感と東洋の見方が老年的超越に及ぼす影響

関連要因分析で明らかとなった『主観的幸福感』と『東洋の見方』の『老年的超越』への複合的な影響について統合的に理解するため、さらに詳細な検討を行う。

### 5.1 方法

関連要因分析で使用した251人のデータのうち、さらに背景変数の欠損値を除いた237人のデータを用い、その類似度を手掛かりに階層クラスター分析により調査対象者を分類した。分類の基準とした変数は、PGCモラル・スケールによって計測された『主観的幸福感』（「心理的動揺」「孤独感・不満足感」「老いに対する態度」と3つの下位尺度の合計得点）、および『東洋の見方』（関連要因分析で使用した、「〈古い〉の知恵」「自然への親近感」「〈古い〉の深まり」「内面への旅」「不二性」の5つの下位尺度）であり、クラスター化の手法としてはWard法を用いた。

次に、分類されたクラスターの特徴を把握するため、クラスターを独立変数とし、『主観的幸福感』（前記3つの下位尺度およびその合計得点）および『東洋の見方』（前記5つの下位尺度）を従属変数とする1要因の分散分析を行った。

さらに、クラスターごとで老年的超越にどのような違いがみられるのかを検討するため、『老年的超越』の下位尺度得点（関連要因分析で使用した6つの下位尺度）を従属変数、クラスターを独立変数とする一般線形モデルによる共分散分析を行った。その際、関連要因分析で投入した背景変数のうち、クラスター間で有意差が認められた変数を共変量としてモデルに投入した。

### 5.2 結果

**抽出されたクラスターの特徴** クラスターの形成過程図等から分割するクラスターの数を判断することになるが、ここでは、本分析の目的（『主観的幸福感』と『東洋の見方』との組み合わせ効果の検証）や、クラスターに含まれるデータ数のバランス（極端な偏りがないこと）を考慮して、3つのクラスターに分割することとした<sup>\*18</sup>。

分割されたクラスターの特徴を把握するため、3つのクラスターを独立変数、クラスター分析に投入された9個の変数（主観的幸福感：4 東洋の見方：5）を従属変数とする1要因3水準の分散分析を行った結果を表11および図10、図11に示す。表中の数値は、投入した変数のクラスターごとの平均値と標準偏差（SD）である。

\*18 Schwartz's Bayesian 基準 (BIC) による自動判定でも、クラスターの最適な分割数は3となった。

表11 分類されたクラスターごとの指標と検定結果

	クラスター1 (n = 81)	クラスター2 (n = 79)	クラスター3 (n = 77)	検定結果			
	低SWB・ 低東洋の見方 群	中SWB・ 高東洋の見方 群	高SWB・ 低東洋の見方 群	df	F値	有意性	多重比較
<b>クラスター分析に投入した変数</b>							
PGCモラールスケール合計点	8.49 (3.02)	13.73 (2.20)	15.16 (1.42)	2, 234	182.15	$P < .001$	3 > 2 > 1
心理的動揺	3.06 (1.65)	4.95 (1.12)	5.21 (1.03)	2, 234	64.88	$P < .001$	2,3 > 1
孤独感・不満足感	3.35 (1.42)	4.92 (1.13)	5.52 (0.66)	2, 234	80.13	$P < .001$	3 > 2 > 1
老いに対する態度	2.09 (1.29)	3.86 (1.15)	4.43 (0.73)	2, 234	100.48	$P < .001$	3 > 2 > 1
<老い>の知恵	14.35 (3.03)	17.52 (1.94)	13.40 (2.94)	2, 234	50.72	$P < .001$	2 > 1,3
自然への親近感	7.59 (2.54)	9.70 (1.64)	7.23 (2.31)	2, 234	28.78	$P < .001$	2 > 1,3
<老い>の深まり	8.67 (1.94)	10.39 (1.53)	8.88 (1.44)	2, 234	25.50	$P < .001$	2 > 1,3
内面への旅	5.23 (1.72)	6.75 (1.81)	5.60 (1.65)	2, 234	16.62	$P < .001$	2 > 1,3
不二性	4.14 (1.33)	4.96 (1.23)	4.23 (1.02)	2, 234	11.11	$P < .001$	2 > 1,3
<b>背景変数</b>							
年齢	76.30 (6.82)	75.35 (6.21)	74.13 (6.56)	2, 234	2.18	<i>n.s.</i>	
性別(男性:0 女性:1)	0.41	0.51	0.42	2, 234	0.96	<i>n.s.</i>	
配偶者(あり:1 なし:0)	0.69	0.75	0.81	2, 234	1.35	<i>n.s.</i>	
重篤な病気の経験(あり:1 なし:0)	0.53	0.42	0.40	2, 234	1.56	<i>n.s.</i>	
人生の危機の経験	1.14	1.06	1.06	2, 234	0.15	<i>n.s.</i>	
教育歴	14.72 (1.88)	14.18 (2.20)	14.55 (1.94)	2, 231	1.43	<i>n.s.</i>	
暮らし向き	484.88 (118)	534.49 (135)	547.40 (104)	2, 234	6.08	$P < .01$	2 > 1, 3 > 1
健康度(健康相当:1 それ以外:0)	0.77	0.90	0.94	2, 234	5.63	$P < .01$	2 > 1, 3 > 1
交流頻度	4.26	7.52	6.77	2, 234	8.66	$P < .001$	2,3 > 1
活動性指標	11.54	12.43	12.42	2, 231	12.09	$P < .001$	2,3 > 1

注) SWBは主観的幸福感の略記 (subjective well-being)  
 クラスターごとの変数の値は平均値、( )は標準偏差を示す。

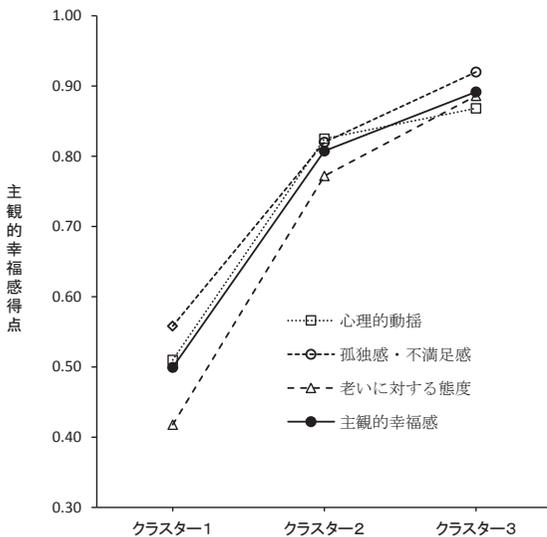


図10 クラスターと主観的幸福感の平均得点

注) 縦軸の得点は、項目数で除した平均値を示す。

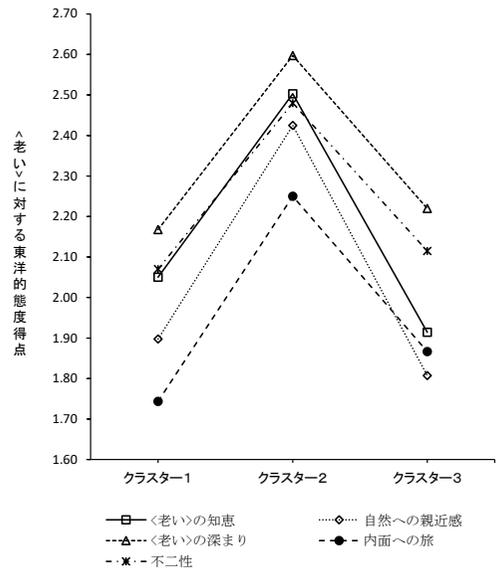


図11 クラスターと東洋の見方の平均得点

注) 縦軸の得点は、項目数で除した平均値を示す。

分散分析の結果は、投入した9変数すべてについて0.1%水準で有意差が認められた。『主観的幸福感』については下位尺度も含めてほぼ明確に高・中・低と得点の差異が認められたが、『東洋の見方』については、中間的なレベルの得点は認められず、ほぼ高・低の2階層に分かれた。これらの結果から3つのクラスターの特徴をあげると以下ようになる。なお、群の表示で、SWB (subjective well-being) は『主観的幸福感』の略語である。

クラスター1:『主観的幸福感』は、その3つの下位尺度も含めて3群の中で最も低い。『東洋の見方』については、5つの下位尺度で低い⇒低SWB・低東洋の見方群(81人)

クラスター2:『主観的幸福感』は、その3つの下位尺度も含めて中位ではあるが高位寄り。『東洋の見方』については、5つの下位尺度で最も高い⇒中SWB・高東洋の見方群(79人)

クラスター3:『主観的幸福感』は、その3つの下位尺度も含めて3群の中で最も高い。『東洋の見方』については、5つの下位尺度で低くクラスター1とほぼ同様のパターンを示す⇒高SWB・低東洋の見方群(77人)

**老年人的超越への影響** 『老年人的超越』の下位尺度得点について、クラスターごとで有意な差があるかどうか、これを検証するため一般線形モデルを用いた共分散分析を行った。投入する共変量は、表11の下欄に示す10個の背景変数の中からクラスター間で有意差が認められた4つの変数(「暮らし向き」「健康度」「交流頻度」「活動性指標」)を用いた。したがって検定結果は、この4つの変数の影響を取り除いたものとなっている。

共分散分析の結果を表12および図12に示す。表中の数値は『老年人的超越』の6つの下位尺度得点のクラスターごとの平均値とSDであり、すべての下位尺度においてクラスター間で有意差が認められた。以下は、3つのクラスターからみた『老年人的超越』の下位尺度(次元)ごとの特徴である。

「ありがたさの認識」:クラスター2の得点が高く、クラスター1およびクラスター3の得点が低い。

「内向性」:クラスター2の得点が高く、クラスター1およびクラスター3の得点が低い。

「宗教・スピリチュアル」:クラスター2の得点が高く、クラスター1およびクラスター3の得点が低い。

「基本的肯定感」:クラスター2とクラスター3の得点が高く、クラスター1の得点が低い。統計的に有意とはいえないが、クラスター1<クラスター3<クラスター2の傾向が読み取れる。

「利他性」:クラスター2の得点が高く、クラスター1およびクラスター3の得点が低い。

「無為自然」:3つのクラスター間で有意差が認められ、クラスター1<クラスター3<クラスター2の順に得点が高くなっている。

表12 分類されたクラスターごとの共分散分析の結果

	クラスター1 (n = 81)		クラスター2 (n = 79)		クラスター3 (n = 77)		検定結果			
	低SWB・ 低東洋的見方 群	中SWB・ 高東洋的見方 群	中SWB・ 高東洋的見方 群	高SWB・ 低東洋的見方 群	df	F値	有意性	多重比較		
<b>老年的超越下位尺度</b>										
ありがたさの認識	6.33 (0.15)	7.33 (0.15)	6.54 (0.15)	2, 227	12.11	P < .001	2 > 1,3			
内向性	5.85 (0.14)	6.50 (0.14)	5.75 (0.14)	2, 227	8.71	P < .001	2 > 1,3			
宗教・スピリチュアル	6.79 (0.29)	8.00 (0.28)	6.29 (0.29)	2, 227	9.89	P < .001	2 > 1,3			
基本的肯定感	7.18 (0.23)	8.73 (0.23)	8.20 (0.23)	2, 227	10.84	P < .001	2,3 > 1			
利他性	5.41 (0.18)	6.07 (0.17)	5.49 (0.18)	2, 227	4.16	P < .050	2 > 1,3			
無為自然	4.52 (0.19)	5.99 (0.19)	5.47 (0.19)	2, 227	14.27	P < .001	2 > 3 > 1			

注) 共分散分析では、背景の変数の有意性分析(表11)で有意となった「暮らし向き」「健康度」「交流頻度」「活動性指標」を共変量として取り込んでいる。したがって、検定結果は、これらの共変量の影響を取り除いたものである。

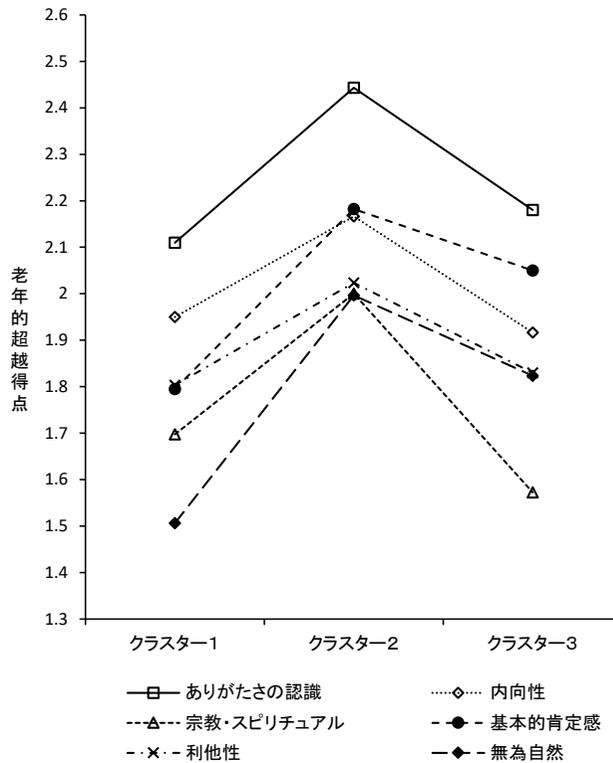


図12 クラスターと老年的超越の平均得点

注) 縦軸の得点は、項目数で除した平均値を示す。

### 5.3 考察

クラスター分析は、多次元空間における個体の点のバラツキの状態から似た者同士を集めてクラスターを作る手法であることから、データ間の空間的な距離だけが決め手となり、グループを分ける際の絶対的な基準があるわけではない。先にも述べたように、本分析では3つのクラスターに分割したが、BIC（Schwartz's Bayesian 基準）による自動判定でも3クラスターが最適と判断されたところであり、この結果は妥当なものといえるであろう。ここでは、以下の3つの観点から考察を行う。

#### （1）クラスターからみた『老年的超越』の2つのパターン

共分散分析の多重比較の結果から、『老年的超越』の下位尺度得点のクラスター間の違いを読み取ることができる（表12）。また、この結果を図示した図12からも明らかな2つのパターンが見えてくる。

第1のグループは、「ありがたさの認識」「内向性」「宗教・スピリチュアル」「利他性」において類似したパターン（クラスター2の得点が最も高いが、クラスター1およびクラスター3の得点が同様に低い）を示すグループであり、第2のグループは、「基本的肯定感」「無為自然」において類似したパターン（クラスター2の得点は最も高く、次いでクラスター3、クラスター1の得点は最も低い）を示すグループである。

2つのグループに共通するのは、①クラスター2において、『老年的超越』下位尺度の得点が6つとも最も高いこと、②クラスター1において、同得点が6つとも低いことである。

異なるのはクラスター3の傾向であり、第1のグループでは、先にも述べたように4つの下位尺度は、クラスター1と同様得点は低いが、第2のグループでは、2つの下位尺度の得点がやや高位寄りの中位にあることである。この違いは何を意味しているのか。

#### （2）『主観的幸福感』と『東洋的見方』の効果の非対称性

『東洋的見方』については、5つの下位尺度得点の分布パターンの違いはほとんど認められないが（図11：クラスター2に比べて、クラスター1およびクラスター3の得点が同程度に低い）、『主観的幸福感』については、その3つの下位尺度も含めてクラスター間で明らかな正の増加傾向が認められる（図10）。このことは、（1）で述べた2つのグループの違いが、共変量（「暮らし向き」「健康度」「交流頻度」「活動性指標」）の影響を除くと、『主観的幸福感』の違いから説明できる可能性があることを示唆するものである。

すなわち、第1のグループでは、グループの4つの下位尺度得点（「ありがたさの認識」「内向性」「宗教・スピリチュアル」「利他性」）に、『主観的幸福感』が線形的な正の影響を及ぼすとは考えられないが（クラスター1からクラスター2にかけては増加するが、クラスター3ではクラスター1と同程度に低下する）、第2のグループでは、『主観的幸福感』の高さの違いが、グループの2つの下位尺度得点（「基本的肯定感」「無為自然」）のクラスター間の違いとなって表れて

いる（クラスター2が高いのは第1のグループと同じであるが、クラスター3はクラスター1よりは高い）。

要するに、第1のグループでは、クラスター3の『主観的幸福感』が高いにもかかわらず、『老年的超越』の下位尺度得点はクラスター1と変わらず、第2のグループでは、『主観的幸福感』の高さの違いが、3つのクラスターの『老年的超越』得点の違いとなって現れていることである。このことは、『主観的幸福感』が高いからといって、『老年的超越』も高くなるということではないことを示唆している。

### （3）クラスターごとの『老年的超越』の特徴

図12をクラスターごとに見ると、クラスター1については、『老年的超越』の6つの下位尺度すべてにおいて得点が低く、『老年的超越』には懐疑的（あるいは否定的）な群と考えられる。一方、クラスター2については、『老年的超越』の6つの下位尺度すべてにおいて得点が高く、『老年的超越』を肯定的に捉えている群と考えられる。さらにクラスター3については、傾向的には『老年的超越』に懐疑的（否定的）ではあるが、「基本的肯定感」と「無為自然」については若干様子が異なる。この点は（2）で述べたように、『主観的幸福感』が影響している可能性が高い。そもそも「基本的肯定感」は、自己に対する肯定的な評価やポジティブ感情を、「無為自然」は、老いに対する肯定的な態度を測定している尺度であり、いずれもポジティブで、かつ受容的な概念であることから考えれば、『主観的幸福感』の高さが正の影響を及ぼすことは理解できることである。なお、クラスター3で「宗教・スピリチュアル」の得点が若干低い傾向にあるのは、『主観的幸福感』が高い者ほど、宗教や霊的なことに対する関心がそれほど高くないことの表れではないかと考えられる。

**まとめ** 老年的超越の関連要因分析から明らかになった知見を手掛かりに、さらに要因を『主観的幸福感』と『東洋の見方』に絞り込み、クラスター分析の手法を用いて『老年的超越』の個々の下位次元への影響を詳細に分析した。結果を要約すると次のとおりである。

- （1）サンプル数251人（有効数237人）のデータを用いた階層クラスター分析の結果、次のような特徴を有する3つのクラスターに分割された。
  - クラスター1：低SWB・低東洋の見方群（81人）
  - クラスター2：中SWB・高東洋の見方群（79人）
  - クラスター3：高SWB・低東洋の見方群（77人）
- （2）『老年的超越』の下位尺度得点を従属変数、各クラスターを独立変数とする一般線形モデルを用いた共分散分析を行った結果、クラスターごとに次のような特徴が明らかとなった。
  - クラスター1：『老年的超越』に懐疑的（あるいは否定的）な群
  - クラスター2：『老年的超越』を肯定的に捉えている群
  - クラスター3：傾向としては『老年的超越』に懐疑的（あるいは否定的）ではあるが、『老

『老年的超越』のポジティブな側面については肯定的に捉えている群

(3) 『東洋の見方』は『老年的超越』に強い影響（高める）を及ぼす要因である。

(4) 『主観的幸福感』が低い場合は『老年的超越』の到達度も低い。しかし、『主観的幸福感』が高いからといって『老年的超越』の到達度が高くなるというものではない。むしろクラスター2にみられるように、『主観的幸福感』が中庸のレベルにある場合に『老年的超越』を高める傾向がうかがえる。このことは、東洋文化の影響をうける日本人高齢者の老年的超越の特徴を理解する上で新たな知見が得られたことを示唆している。また、幸福感についても、東洋の知恵（たとえば、「足るを知る」など）でもある「バランス志向的幸福観」（内田, 2020, p.67）に通じるところがあるのであろう。

## 6. 本研究の問題点と今後の課題

### (1) 調査対象者の特性について

本研究の調査対象者（質問紙を配布した総数 363 人）は、高齢者大学の受講生が約 8 割を占め、多くは健康で生きがい意識の高い層であると推察される。したがって、サンプルの特性としては一種のバイアスがかかった標本となっていることは否めず、一般の高齢者を対象にした場合には分析結果が異なる可能性は十分ある。

### (2) 分析方法について

今回の SEM 分析の目的は、「東洋の見方」という文化的な要因が老年的超越にどのような効果を及ぼすのか、これまで明らかにされている他の要因との関連で構造的に捉えることであった。したがって、老年的超越を一種の構成概念とみなし細部の関係は捨象したシンプルなモデルとしている。分析結果をみる限りでは、モデル構築上の技術的な制約もあり多少は問題の部分もあるが、先行研究などの実質科学的な知見からみても不自然なモデルではないと考えている。なお、『老年的超越』の下位次元ごとの因果関係を詳細に分析するのであれば、下位次元を潜在変数とする分離モデルを構成し、その分析結果を全体モデルの結果と照合しながら総合的に解釈するのが現実的であろう。

本稿で示した男女モデルのパス解析図は、サンプルが異なれば違った結果となることは十分にあり得る。今後、同様の多母集団分析を行うとすれば、サンプル数をさらに増やし、性別に加えて年齢別（74 歳以下／75 歳以上）に区分するモデルが考えられる。また、外生的な潜在変数（『活動性』『危機の経験』）については、それを構成する観測変数の内容や個数の再検討が必要であろう。特に「交流頻度」については、量的なことだけではなく、日本人の幸福感に影響を及ぼす重要な要因とされる「他者とのつながり」（内田, 2020, p.111）といった質的な側面を測定する工夫が必要であろう。

### （3）JGS-Rの信頼性について

JGS-Rについて確認的因子分析を行ったところ、増井他（2013）の研究と同様、「脱二元論」の信頼性係数は低い値（ $\alpha=43$ ）であった。「脱二元論」という考え方は、本来、東洋的なものの方であり老年的超越にとっても重要な下位次元である。JGS-Rの開発者も「脱二元論」だけでなくJGS-Rについては、「下位概念を構成する要素の内容、項目間の相関の強さ、そしてどの程度の項目数が必要かを詳細に検討していくことが、今後も必要である」（増井他，2013）、と改善の余地があることを指摘しているところである。

### （4）東洋の見方の測定尺度について

東洋の見方については、これを測定するための既存の尺度は見当たらなかったため、本研究において「<老い>に対する東洋的態度」と称する尺度を作成した。信頼性については7因子ともに内的整合性は保たれていると判断されたが、妥当性については外的な基準とする適当な尺度がなかったので、確認的因子分析や、『東洋の見方』と強い関連を有すると思料される「無為自然」および「年齢」を基準変数とするSEM分析により判断した。しかし、この結果も今回の調査対象となった高齢者のデータにもとづくものであり、他の高齢者サンプルを用いた場合、同様の結果が得られるのかは全く不明である。他のサンプルによる検証を積み重ね、尺度としての妥当性を確認していくことが必要である。

なお、JGS-Rの下位尺度である「無為自然」や「脱二元論」は東洋的思考の特徴を示すものでもあることから、試みに両尺度の計62項目（JGS-R：27、<老い>に対する東洋的態度：35）を一括して探索的因子分析を行った。14因子51項目（SPSSではこの時点で計算打ち切り）の因子負荷量行列が出力されたが、これをみる限りではJGS-Rと「<老い>に対する東洋的態度」の下位因子の被りはほぼ認められなかった。統計的合理性にもとづく判断ではないが、一つの見方としては、JGS-Rと「<老い>に対する東洋的態度」の弁別性は一定程度保たれているといえることができるであろう。

### （5）老年的超越と主観的幸福感および東洋の見方との関連について

関連要因分析では、『老年的超越』と『主観的幸福感』との間に双方向の因果関係の存在を仮定して分析を行ったところ、『主観的幸福感』から『老年的超越』へのパスのみが有意となった。一方、クラスターを変数とした分散分析では、『老年的超越』の下位尺度得点が最も高くなるのは、『東洋の見方』の下位尺度得点が高く、かつ、『主観的幸福感』は中庸のレベルにある場合であった。この点をどう考えるかであるが、一つの理由は、『老年的超越』から『主観的幸福感』へのパスをみると、男性では、統計的に有意ではないが負の値（-0.20）となっており、『老年的超越』と『主観的幸福感』との関係にある種の均衡点が存在する可能性がうかがえることである。他方、クラスターを変数とした分散分析は、性別区分を設けずに『主観的幸福感』と『東洋の見方』に

特化して『老年的超越』への複合的な効果を確認めたものであるが、同様に『主観的幸福感』の効果は限定的であることが示唆された。これらの知見は、老年的超越が生活満足度（本研究では主観的幸福感）を高めるという Tornstam（2005）の仮説とは異なる結果であった。

筆者は、東洋文化の影響を少なからずうける日本の高齢者の幸福感を測定するのに、1970年代に米国で開発されたPGCモラル・スケールが本当に相応しいのか、今一度検証が必要なのではないかと考えるが、この点については、インタビュー調査の分析結果を踏まえて検討を行った質的研究（第Ⅱ部）において考察する予定である。

## （6）その他

本研究は横断研究であり、老年的超越が加齢に伴う心理的発達現象であることからすれば、量的研究の結論については、この前提を踏まえて解釈しなければならないであろう。

関連要因分析で老年的超越との因果関係が明らかとなった『主観的幸福感』や『東洋的見方』および『人生の危機』については、加齢とともに変化する要因でもあり縦断的な検討が必要と思われるが、これは今後の研究課題としたい。

## 謝辞

本研究は、植田安也子学術振興基金の助成（平成30年度）を受け実施した。本研究にご協力いただいた公益財団法人京都SKYセンター、同シニア大学受講生、インタビュー調査や質問紙調査に快く応じてくださった高齢者のみなさまに深く感謝申し上げます。

## 参考・引用文献

- 赤瀬川 原平（1998）. 老人力 筑摩書房
- 秋山 弘子（2000）. 21世紀の高齢社会と老年社会学のフロンティア——日本の老年社会科学から欧米へ向けての発信—— 老年社会科学, 22(3), 338-342.
- 東 洋（2012）. 幸福感尺度の概念的妥当化——唐澤論文へのコメント—— 心理学評論, 55(1), 152-155.
- Erikson, E.H., & Erikson, J.M. (1997). *The Life Cycle Completed : A REVIEW*. Expanded Edition. New York: W.W.Norton & Company. (エリクソン, E. H.・エリクソン, J. M. 村瀬 孝雄・近藤 邦夫(訳) (2001). ライフサイクル, その完結 <増補版> みすず書房)
- 石原 房子・長田 久雄（2011）. Tornstamの老年的超越尺度の構造の検討 応用老年学, 5(1), 20-27.
- 健康長寿研究（SONIC）（2017）. SONIC研究 第1波調査報告書 健康長寿研究会
- 権藤 恭之（2019）. 超高齢期の心理的特徴——幸福感に関する知見—— 健康長寿ネット, [tyojyu.or.jp/net/topics/tokushu/koureisha-shinri-chokoureisha.html](http://tyojyu.or.jp/net/topics/tokushu/koureisha-shinri-chokoureisha.html)（更新日：2019年8月6日13時30分）
- 権藤 恭之・古名 丈人・小林 江里香・岩佐 一・稲垣 宏樹・増井 幸恵・鈴木 隆雄（2005）. 超高齢期に

「老年の超越」をめぐる文化・心理・社会的関連要因に関する研究（第Ⅰ部）  
—「東洋の見方」が及ぼす影響を中心に—

おける身体的機能の低下と心理的適応——板橋区超高齢者訪問悉皆調査の結果から—— 老年社会科学, 27(3), 327-338.

- 蜂屋 邦夫 (2013). NHK100分 de 名著 老子 NHK 出版
- 福永 光司 (訳) (2013). 老子 筑摩書房
- 狩野 裕・三浦 麻子 (2007). グラフィカル多変量解析 増補版 現代数学社
- 柏木 恵子・北山 忍・東 洋 (編) (1997). 文化心理学——理論と実証—— 東京大学出版会
- 唐澤 真弓 (2012). 幸福なエイジング——文化比較研究からみえてくること—— 心理学評論, 55(1), 137-151.
- 河合 隼雄 (1967). ユング心理学入門 培風館
- 河合 隼雄 (1977). 無意識の構造 中央公論社
- 河合 隼雄 (1997). 「老いる」とはどういうことか 講談社
- 河合 隼雄 (1999). こころと人生 創元社
- 河合 隼雄 (1999). 中空構造日本の深層 中央公論新社
- 河合 隼雄 (2006). 対話する生と死——ユング心理学の視点—— 大和書房
- 河合 隼雄 (2010). <心理療法>コレクションV ユング心理学と仏教 河合 俊雄 (編) 岩波書店
- 児玉 清 (2010). 日経シニア・ワークライフ・フォーラム 2010 日本経済新聞 12月18日朝刊.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2017). 日本の将来推計人口 (平成 29 年推計)
- 厚生労働省 (2017). 平成 29 年度 国民生活基礎調査
- 厚生労働省 (2022). Press Release 令和 4 年 9 月 16 日
- 古谷野 亘・柴田 博・中里 克治・芳賀 博・須山 靖男 (1987). 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——日本公衛誌, 34(3), 109-114.
- 古谷野 亘・柴田 博・芳賀 博・須山 靖男 (1989). 生活満足度尺度の構造——主観的幸福度の多次元性とその測定——老年社会科学, 11, 99-115.
- 古谷野 亘・柴田 博 (1992). 老研式活動能力指標の交差妥当性——因子構造の不変性と予測的妥当性—— 老年社会科学, 14, 34-42.
- 古谷野 亘 (1993). 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—— 理論と方法, 8(2), 111-125.
- 古谷野 亘 (1996). QOLなどを測定するための測度 (2) 老年精神医学雑誌, 7(4), 431-442.
- 古谷野 亘・安藤 孝敏 (編) (2011). 改訂・新社会老年学 第2版 ワールドプランニング
- 京都大学こころの未来研究センター (2016). こころの未来, 15, 36-39.
- 京都大学こころの未来研究センター (2017). こころの未来, 16, 2-14.
- 京都大学こころの未来研究センター (2018). こころの未来, 18, 7-18.
- Lewin, K. (1936). *Principles of Topological Psychology*. New York: McGraw-Hill Book Company. (レヴィン, K. 小林 大作・松村 康平 (訳) (1942). トポロジー心理学の原理 生活社)
- Lewin, K. (1951). *Field Theory in Social Science: Selected theoretical papers*. New York: Harper & Brothers. (レ

- ヴァイン, K. 猪股 佐登留（訳）（1956）. 社会科学における場の理論 誠信書房
- 前田 忠彦（1995）. 日本人の満足感の構造とその規定因に関する因果モデル——共分散構造分析の「日本人の国民性調査」への適用—— 統計数理, 43(1), 141-160.
- 増井 幸恵・権藤 恭之・河合 千恵子・呉田 陽一・高山 緑・中川 威…藺牟田 洋美（2010）. 心理的 well-being が高い虚弱高齢者における老年的超越研究の特徴 老年社会科学, 32(1), 33-46.
- 増井 幸恵・中川 威・権藤 恭之・小川 まどか・石岡 良子・立平 起子…高橋 龍太郎（2012）. 地域高齢者における老年的超越の関連要因の検討 日本心理学会第76回大会発表論文. doi.org/10.4992/pacjpa.76.0\_1EVB33
- 増井 幸恵・中川 威・権藤 恭之・小川 まどか・石岡 良子・立平 起子…高橋 龍太郎（2013）. 日本版老年的超越質問紙改訂版の妥当性および信頼性の検討 老年社会科学, 35(1), 49-58.
- 増井 幸恵（2013）. 老年的超越研究の動向と課題 老年社会科学, 35(3), 365-373.
- 増井 幸恵・中川 威・権藤 恭之・小川 まどか・石岡 良子・小園 麻里菜…稲垣 宏樹（2015）. 地域在住高齢者における老年的超越の縦断的变化の検討 日本心理学会第79回大会発表論文. doi.org/10.4992/pacjpa.79.0\_2AM-116
- 増井 幸恵・中川 威・権藤 恭之・小川 まどか・石岡 良子・稲垣 広樹…石崎 達郎（2019）. 地域高齢者の精神的健康の縦断変化に及ぼす老年的超越の影響の検討——疾患罹患・死別イベントに対する緩衝効果に注目して——老年社会科学, 41(3), 247-258.
- 内閣府（2021）. 令和3年版高齢社会白書
- 中川 威・増井 幸恵・呉田 陽一・高山 緑・高橋 龍太郎・権藤 恭之（2011）. 超高齢者の語りに見る生（life）の意味 老年社会科学, 32(4), 422-433.
- Nisbett, R.E. (2003). *The Geography of Thought*. New York: A Division of Simon & Schuster. (リチャード・E・ニスベット, 村本 由紀子（訳）（2004）. 木を見る西洋人 森を見る東洋人——思考の違いはいかにして生まれるか——ダイヤモンド社)
- 奥村 幸雄（2014）. 高齢者の「生きがい」についての研究（第I部）——幸福な老いに関する研究のレビューと生きがい感創出システムの構築—— 京都府立大学福祉社会研究, 15, 225-239.
- 奥村 幸雄（2016）. 高齢者の「生きがい」についての研究（第II部）——共分散構造モデルによる関連要因の影響度分析—— 京都府立大学学術報告（公共政策）, 8, 145-174.
- 奥村 幸雄（2022）. 「老年的超越」をめぐる文化・心理・社会的関連要因に関する研究——「東洋の見方」が及ぼす影響についての分析と考察——京都府立大学大学院公共政策学研究所 博士論文（未公開）
- Ryff, C.D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 1069-1081.
- 佐藤 眞一・高山 緑・増本 康平（2014）. 老いのこころ——加齢と成熟の発達心理学—— 有斐閣
- 佐藤 眞一・権藤 恭之（編）（2016）. よくわかる高齢者心理学 ミネルヴァ書房
- 柴田 博・芳賀 博・長田 久雄・古谷野 亘（編）（1993）. 老年学入門 川島書店

「老年的超越」をめぐる文化・心理・社会的関連要因に関する研究（第I部）  
—「東洋の見方」が及ぼす影響を中心にして—

- システム科学研究所編（1982）. システム考現学——社会を見る眼—— 学芸出版社
- 末田 啓二（2019）. 我が国の高齢者への「老年的超越」概念の適用に関する問題点 甲子園短期大学紀要, 37, 1-7.
- 鈴木 大拙（1997）. 新編 東洋的な見方 上田 閑照（編） 岩波書店
- 鈴木 大拙（1972）. 日本の靈性 岩波書店
- 鈴木 大拙（1987）. 禅 工藤 澄子（訳） 筑摩書房
- 竹田 恵子・太湯 好子（2006）. 日本人高齢者のスピリチュアリティ概念構造の検討 川崎医療福祉学会誌, 16(1), 53-66.
- Tornstam,L.（1997）. Gerotranscendence in a Broad Cross-Sectional Perspective. *Journal of Aging and Identity*, 2(1), 17-36.
- Tornstam,L.（2005）. *Gerotranscendence : A Developmental Theory of Positive Aging*. New York : Springer Publishing Company.
- 豊田 秀樹・前田 忠彦・柳井 晴夫（1992）. 原因を探る統計学——共分散構造分析入門—— 講談社
- 豊田 秀樹（1998）. 共分散構造分析 [入門編] ——構造方程式モデリング—— 朝倉書店
- 豊田 秀樹（編）（2003）. 共分散構造分析 [疑問編] ——構造方程式モデリング—— 朝倉書店
- 豊田 秀樹（編）（2007）. 共分散構造分析 [Amos 編] ——構造方程式モデリング—— 東京図書
- 鶴見 俊輔（編）（1997）. 老いのいき方 筑摩書房
- 内田 由紀子・萩原 祐二（2012）. 文化的幸福感——文化心理学的知見と将来への展望—— 心理学評論, 55 (1), 26-42.
- 内田 由紀子（2020）. これからの幸福について——文化的幸福感のすすめ—— 新曜社
- 内田 由紀子（2021）. 日本における幸福と生きがい 生きがい研究（一般財団法人 長寿社会開発センター）, 27, 26-41.
- 山折 哲雄（2010）. わたしが死について語るなら ポプラ社
- 安元 佐織・権藤 恭之・中川 威・増井 幸恵（2017）. 百寿者にとっての幸福感の構成要素 老年社会科学, 39(3), 365-373.
- 鷺田 清一（2015）. 老いの空白 岩波書店
- 和辻 哲郎（1935）. 風土——人間学的考察—— 岩波書店

（2022年10月3日受理）

（おくむら ゆきお 京都府立大学大学院公共政策学研究科学術研究員）