

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 —

奥村 幸雄

要約：本稿は、筆者が提示した〈生きがい感創出システム〉の枠組みに基づき実施した実証研究の報告である。Lewinの「場の理論」を援用した〈生きがい感構造モデル〉を構築し、高齢者の生きがい感を規定する、人(P)と環境(E)に関わる要因の因果関係を分析した。高齢者大学受講生327名(74歳以下232名、75歳以上95名)の共分散構造分析の結果、モデルの適合度は、74歳以下は基準をクリアしたが、75歳以上ではグレーゾーンに止まった。(a)モデルの基本構造は、74歳以下／75歳以上でとも変わらないが、基本構造を規定する要因の結合関係には、世代差によると考えられる違いがみられた。(b)74歳以下では、モデルの全体構造に顕著な性差はみられないが、要因の規定力に違いが認められた。(c)75歳以上では、“エイジングへの態度”などの心理的変数の影響力が高まり、老年的超越理論や文化比較の視点を取り入れたモデル構築の必要性が示唆された。

1. 問題

本稿は、筆者が「高齢者の『生きがい』についての研究(第Ⅰ部)」(奥村, 2014)で提示した〈生きがい感創出システム〉(図1)の枠組みに基づき実施した実証研究の報告である。

本研究の特徴を挙げると、主に次の三つである。(a) Lewinの「場の理論」を援用した〈生きがい感構造モデル〉を構築し、高齢者の生きがい感を規定する要因の因果関係を年齢階層別・男女別に明らかにする。(b) 因果モデルに取り込む変数には主観的要素の強いものが多くあり、構成概念による評価が可能な共分散構造分析を導入する。(c) 先行研究(山口, 1996)で主観的幸福感(subjective well-being: SWB)と有意な相関があるとされる時間的展望について、高齢者の生きがい感をはじめとする他の要因との関連を考察する。

本研究では、次の三つの仮説を設定した。【仮説1】高齢者の生きがい感を規定する要因には、人(P)と環境(E)に関わる要因があり、これらは相互依存しながら生きがい感を高める方向に作用する。この因果連鎖の構造は、年齢階層別にみると、74歳以下／75歳以上でそれぞれ異なる

る^{*1}。【仮説2】高齢者の生きがい感を規定する関連要因の影響度には、男女別でみると、ジェンダーに起因すると考えられる差異がみられる。【仮説3】SWBを抱いている人ほど、時間的展望を肯定的にとらえているとされるが、生きがい感を強く抱いている人にも、同様の傾向がみられる。

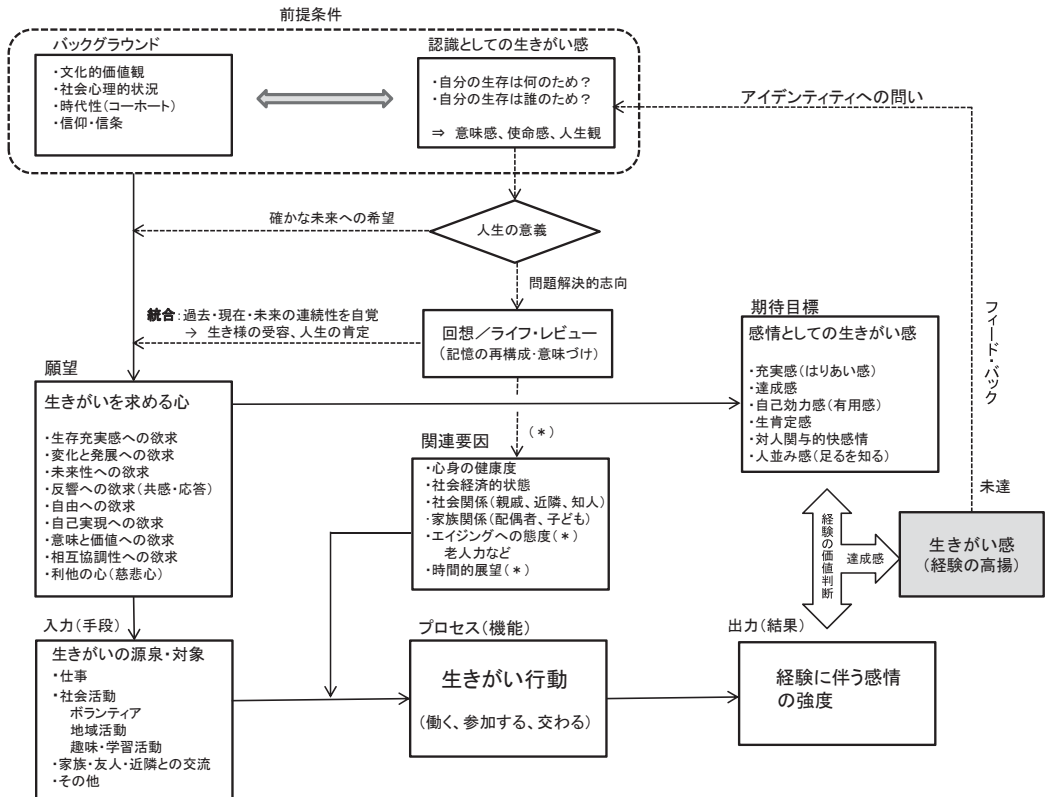


図1 生きがい感創出システム

2. 方法

2.1 生きがい感構造モデルの構築

2.1.1 モデル構築の考え方

高齢者の生きがい感が生まれるメカニズムについては、＜生きがい感創出システム＞（図1）

*1 本研究では、当初、年齢区分の基準を日本人の平均的な健康寿命とすることで検討を行ったが、2004年のWHO保健レポート（男性72.3歳、女性77.7歳）と、2010年の厚生労働省の統計（男性70.42歳、女性73.62歳）で大きな違いがあるため、一般的に使用されている高齢前期（65—74歳）・高齢後期（75歳以上）の区分に従うこととした。なお、分析では64歳以下も高齢前期として整理した。

で示したとおりであるが、このシステムを実証的に検証するためには、これを統計処理が可能な因果連鎖のモデルに変換する必要がある。共分散構造分析は、(a) 構成概念間の因果関係を扱うことができること、(b) 適合度指標によってデータの当てはまりを評価できること、(c) 多母集団の同時解析ができること等の特徴を備えた統計手法であり、本研究のように変数に心理的要素が多く、母集団間の比較を伴う事象を分析する際には、有効な手法と考えられる。実際のモデル構築にあたっては、質問紙調査の対象者が高齢者であり、多岐にわたる項目への回答は負担が大きいと見え、次に述べる方法等により構成要素を絞り込んだ。

2.1.2 <生きがい感創出システム>から<生きがい感構造モデル>の構築へ

「場の理論」の援用：心理学における問題領域を研究するための方法論的道具の一つに Lewin の「場の理論」がある (Lewin, 1936 外村・松村訳 1942；1938 上代訳 1956；1951 猪股訳 1956)。この理論によれば、行動（願望や思考、努力などの心的活動も含む）は、一定時に存在（共在）する事実の総体から誘導されなければならないとし、これらの共在する事実は、力学的場の性格をもつとされる。数学的には、行動 (B) は、人 (P) とその環境 (E) の関数： $B = F(P, E)$ 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。「生活空間」の構造は、社会—心理学的場の特性である認知的要因と力学的要因との特殊な結合関係として、トポロジー（位相幾何学）の概念を用いて表現される。この「場の理論」の枠組みを援用して構築した<生きがい感構造モデル>を図2に示す。

<生きがい感創出システム>で抽出された構成要素や項目を上述の定義式に当てはめると、人 (P) には、バックグラウンド（価値観、信仰・信条など）、認識としての生きがい感（意味感、人生観など）、エイジングへの態度（老人力など）、願望・欲求（生存充実感、変化と発展など）が含まれ、環境 (E) には、一般的には、現在の社会的環境（社会的紐帯、社会経済的状態など）と現在の物理的環境（ここでは、行動の基盤となるものとして、居住地、活動基盤、心身の健康度など）が存在する。しかし、「場の理論」では、環境 (E) のこの区分は、それらを人が意識している限り、心理学的環境として取り扱うべきとされている。

さらに、「生活空間」を構成する重要な事象に、活動領域 (G) と、人 (P) と環境 (E) の認知構造に影響を及ぼす時間的展望がある。活動領域 (G) は、仕事や社会活動、家族・友人・近隣との交流などで構成されるが、<生きがい感創出システム>では、「入力（手段）」（生きがいの源泉・対象）に相当する項目である。

行動 (B) は、現在の事態だけでなく、自分に対する過去の見解や未来への願望によっても影響を受ける。この心理学的過去や心理学的未来は、共在する「生活空間」の次元の一つを構成するが、Lewin はこれを時間的展望と呼んだ。<生きがい感創出システム>では、“人生の意義の再確認”や“回想／ライフ・レビュー”によって誘起される「統合」（過去の受容・未来への希望・現在の意味づけ）のプロセスとして、この時間的展望を規定している。

以上は、「生活空間」を構成する諸事象の内容であるが、次に事象間の力学的な関連について

述べる。「生活空間」の諸事象の相互作用により心理学的場に不均衡が生じると、緊張に伴い何らかの力が誘発される。ここでは、それを社会的適応力 (t) とした。この t に応じて、活動領域 (G) は誘意性 ($V_a(G)$) を帯び、行動 (B) が引き起こされる。誘意性とは、社会的適応力 (t) と活動領域 (G) によって誘起される、 G が内包する価値や希望であり、その強度は、関数: $V_a(G) = F(t, G)$ で定義される。

社会的適応力 (t) は、活動への正の誘意性の条件 (動機) となるもので、また、活動領域 (G) は、〈生きがい感創出システム〉では、「生きがいの源泉・対象」に含まれる項目である。なお、〈生きがい感創出システム〉では、「生きがいの源泉・対象」に働く力 (原因) を、「願望」の“生きがいを求める心”と規定しているが、「場の理論」の枠組みでは、“生きがいを求める心” (願望・欲求) は、環境 (E) との相互作用により変容するものと考え、人 (P) に整理されている。

また、誘発された行動 (B) の結果は、期待目標と比較評価のうえ価値判断が行われ、「生きがい感」のレベルが認知される。このレベル (経験の高揚) に応じて、新たな学習や、回想／ライフ・レビューなどが行われ、この結果は、欲求の変容、時間的展望の増大などを引き起こし、個人の認知構造に影響を及ぼす^{*2}。

以上述べたとおり、〈生きがい感創出システム〉に「場の理論」の枠組みを援用することにより、全体的な心理学的場の構造あるいは諸事象間の相互作用のあり方を、力学的な概念を用いて概括的ではあるが、図2のように表すことができた。なお、それぞれのベクトルの強度については、これを測定する有効な方法を見出せないため、代替的な手段ではあるが、共分散構造分析から得られるパス係数の大きさから因果の方向と強度を検証することとした。

なお、〈生きがい感創出システム〉と〈生きがい感構造モデル〉との違いは、前者が、構成要素間の全体的な関連性に着目し、システム概念を用いて構造化しているのに対し、後者では、生きがい行動を誘発する関連要因の相互依存関係に焦点をあて、この関係性を定式化することに重きを置いている点である。

*2 この考え方は、「場の理論」の根本的な命題の一つである同時性の原理に抵触するように思われるが、Lewin は、「行動の心理学的方向や速度 (即ち普通心理学的出来事の“意味”と呼ばれているもの) を決定するには、心理学においても物理学における如く、或る時程を考慮に入れなければならない。この期間の長さは心理学では、研究事態のスコープの如何によって決まるのである。一般に、記述される事態が巨視的になるに応じて、一定時の行動の方向や速度を決定するために観察されるべき期間は長期に互る」(Lewin, 1951, p.64) と述べている。

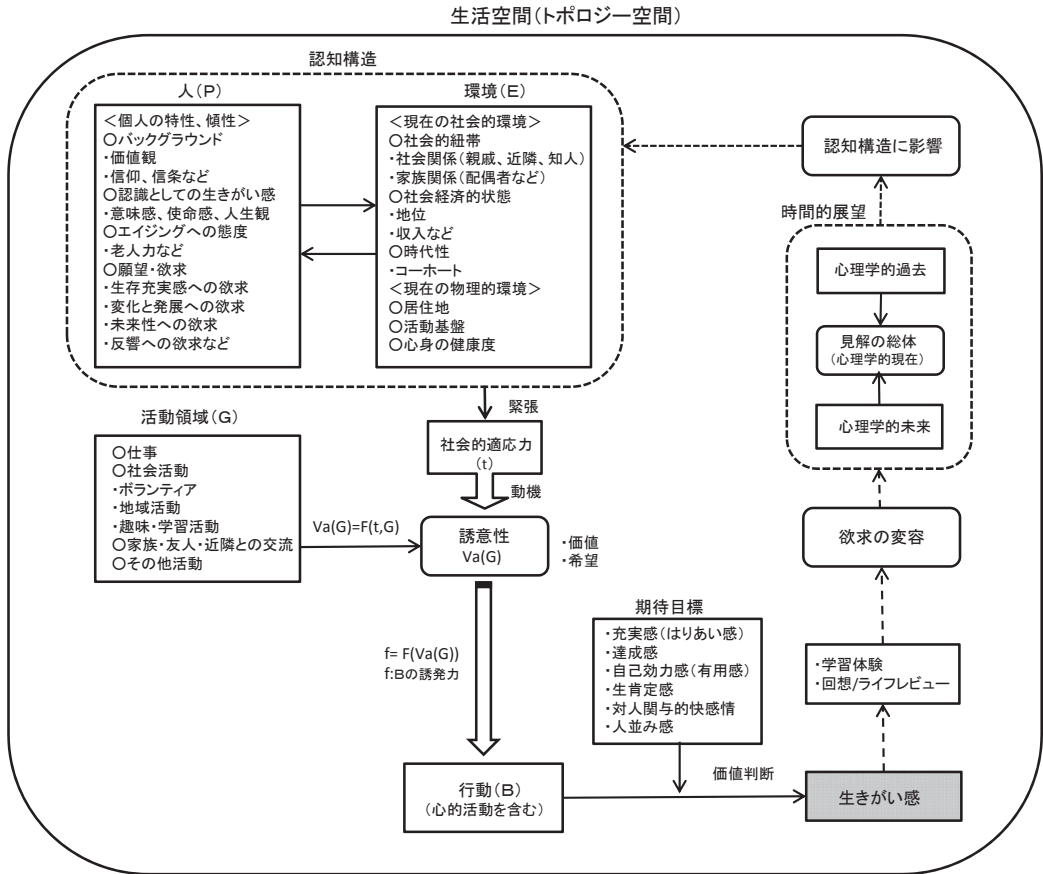


図2 「場の理論」の枠組みによる<生きがい感構造モデル>の概念図

共分散構造モデルの構築：共分散構造モデルの構築にあたっては、生きがい感を説明できる変数の設定、および、これらの変数間の結合関係に因果連鎖の方向を仮定する必要がある。そこで、まずISM法^{*3}を用い、次の手順で要素間のレベル分割を行った。

ステップ1：<生きがい感創出システム>や<生きがい感構造モデル>から、表1に示すとおり14項目の要素を抽出した。これらの要素すべてについて、次の関係ステートメントRを用い、二つの要素間の一対比較を行った。

R：「項目*i*は、項目*j*の直接の原因となり得るか（直接的な影響を及ぼすか）」

*3 Interpretive Structural Modeling. 複雑な問題の全体像を多階層の有向グラフとして把握するシステム構造把握の手法（榎木・河村編，1981，pp.33—54）。

表1 抽出された要素のリスト

-
- ① バックグラウンド（心のよりどころ等）
 - ② 認識としての生きがい感
 - ③ エイジングへの態度
 - ④ 社会的適応力
 - ⑤ 願望・欲求
 - ⑥ 社会的紐帯（ソーシャル・サポート）
 - ⑦ 社会経済的状态
 - ⑧ コーホート
 - ⑨ 心身の健康度（主観的健康感）
 - ⑩ 活動基盤
 - ⑪ 生きがい活動（活動的傾向）
 - ⑫ 生きがい感
 - ⑬ ライフ・レビュー
 - ⑭ 時間的展望
-

ステップ2：教員ら数人の意見を参考に二項関係 R（隣接行列）を設定し、ISM 法による試行を繰り返し、得られた可到達行列をもとに最終的に図3に示す最小辺有向グラフ（ISM 構造グラフ）を作成した。

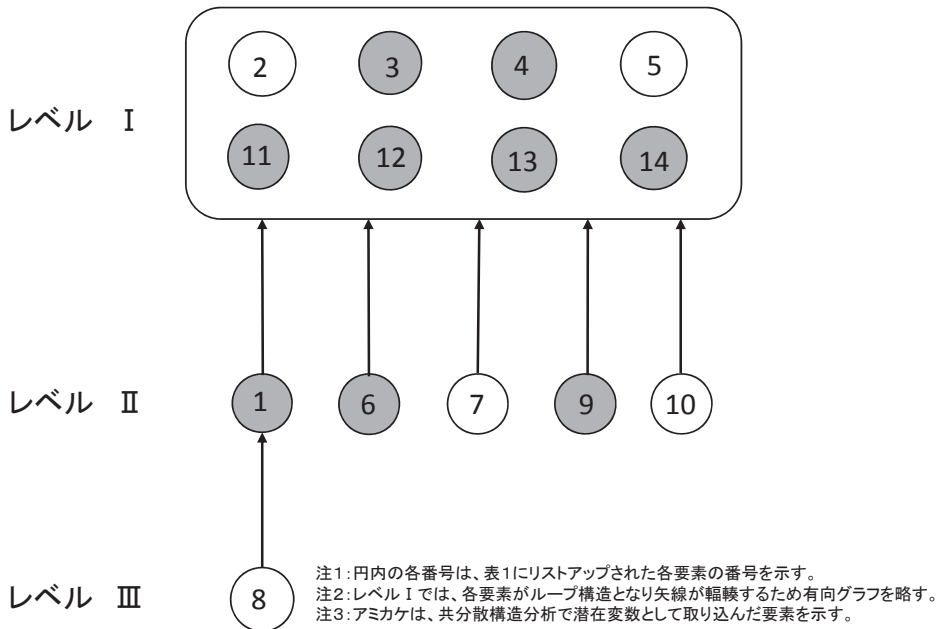


図3 ISM構造グラフ

結果は、三つの階層（レベルⅠ：「認識としての生きがい感」、「エイジングへの態度」、「社会的適応力」、「願望・欲求」、「生きがい活動」、「生きがい感」、「ライフ・レビュー」、「時間的展望」；レベルⅡ：「バックグラウンド」、「社会的紐帯」、「社会経済的状态」、「心身の健康度」、「活動基盤」；レベルⅢ：「コーホート」）に分割され、階層間の関連は矢線で示すとおりである。なお、レベルⅠの各要素は、多くがループ構造となり矢線が輻輳するため、この段階で有向グラフを仮定するのは断念した。そこで、分析で得られたレベル分割の情報のみを活かし、要素間の結合関係（因果の方向）については、共分散構造分析の結果に基づき確定することとした。

潜在変数および観測変数：ISM法による分析では、14項目（要素）を対象としたが、共分散構造モデルでは、調査対象者の負担、測定の容易さ等を考慮し、9項目（図3のアミカケ）を潜在変数（構成概念）として取り込むこととした。

共分散構造モデルで使用する潜在変数（構成概念）、ダミー変数、および潜在変数に対応する観測変数、並びにその測定方法を表2に示す（以下、『 』は、潜在変数およびダミー変数、『 』は観測変数を示す）。

2.2 調査

2.2.1 調査対象者

京都府等が主催する高齢者大学の受講生を対象とし、各種講座開催日に研究目的等の事前説明を行い、全体で509名に質問紙への回答を依頼した（郵送調査法）。調査対象者の特性としては、一般的な高齢者と比べて社会活動や学習活動への関心が高く、健康や生きがいについての意識が高い層であると考えられる。調査の実施時期は、2013年9月20日から10月18日であった。

2.2.2 分析方法

本調査における統計解析には、SPSSおよびAmosのVersion22.を使用した。回収したサンプルの扱いについては、各設問において全項目に記入漏れがある場合は、分析対象から除外した（15件）。その他の不完全データセットについては、共分散構造分析では、完全情報最尤法（FIML）を用いて母数を推定した。また、共分散構造分析以外の分析では、ペアワイズ削除を行い、可能な限り回収したサンプルの活用を図った。

潜在変数の因子分析および信頼性の検討：潜在変数のうち、『社会的適応力』、『エイジングへの態度』、『ライフ・レビューの目的』、『生きがい感』および『時間的展望』については、探索的因子分析を行い、『時間的展望』と『生きがい感』は、それぞれの尺度の下位次元について先行研究との類似性を検証した。また、これらの潜在変数（因子）の下位次元については、信頼性係数（Cronbachの α ）を算出し、内的整合性を確認した。なお、因子分析では、年齢階層別・性別によって下位次元の因子が極端に異なることはないと仮定し、一体的に分析を行った。

母集団の有意差検定：共分散構造分析に先立ち、74歳以下／75歳以上に区分したうえで、それぞれの観測変数の得点（平均値）に性別による違いが認められるか確認するため、 t 検定を行っ

表2 構成概念（潜在変数）および観測変数と測定方法

構成概念 (潜在変数)	観測変数	測定方法
主観的健康感 ¹⁾	現在の状態 1年前の状態	現在の主観的健康状態（5件法） 前年の主観的健康状態（4件法）
社会経済的状态	学歴 収入 役職	最終学歴（6件法） 夫婦単位の税込み年収（5件法） 仕事や地域活動での役職・役割（4件法）
ソーシャル・サポート ²⁾	別居の子・親せき 友人・知人・近隣の人	サポート提供者の有無（3件法） 同上
心のよりどころ	信仰・信心 生活信条 心の支えとなる人	信仰・信心の有無（4件法） 生活の指針となる信条の有無（4件法） 心の支えとなる人の有無（4件法）
活動的傾向	社会活動 その他の活動	月当たりの活動日数 生きがいの源となっている活動参加日数／月
社会的適応力 ³⁾	* 1	環境の変化等に対する適応力（4件法）
エイジングへの態度	* 2	いわゆる「老人力」を測定 ⁴⁾
ライフ・レビューの目的 ⁵⁾	* 3	回想動機ごとの頻度（4件法）
生きがい感 ⁶⁾	* 4	生きがい感スケールに基づき測定（3件法）
時間的展望 ⁷⁾	* 5	時間的展望体験尺度に基づき測定（5件法）
配偶者の有無	—	ダミー変数（有り：1、無し：0）として設定

(補注)

- 1) 日本大学「健康と生活に関する調査」(1999)を参考に作成
- 2) 野口(1991)の高齢者用ソーシャル・サポート尺度を使用
- 3) Carol D. Ryffの「Happiness is Everything, or Is It? Explorations on the Meaning of Psychological Well-Being」(1989)から心理的幸福感尺度を参考に設問を作成
- 4) 赤瀬川(1998)の『老人力』、児玉(2010)の「日経シニア・ワークライフ・フォーラム2010」での講演(日本経済新聞、2010.12.18)を参考に設問を作成
- 5) 山口(1996)の研究を参考に設問を作成
- 6) 近藤・鎌田(2003)の高齢者生きがい感スケール(K-I式)を使用
- 7) 白井(1994)の「時間的展望体験尺度」をもとに山口(1996)が作成した尺度を使用(山口は3件法としているが、白井の原版どおり5件法を採用)
- 8) *1～*5の観測変数については、因子分析の結果に基づき設定(命名)

た。

共分散構造分析：全サンプルを74歳以下／75歳以上に区分し、74歳以下をさらに男女別に区分し、2母集団を想定した。75歳以上については、男女合わせて95名とサンプル数が少なく、共分散構造分析では、解の安定性に問題があると考え、性別区分は設けないこととした。

分析の手順は以下のとおりである。ステップ2以降は、多母集団同時解析に移り、測定不変モデルが成立する場合は、選択されたモデルに対して平均構造を導入し、等質性（異質性）の検討を行った。

ステップ1：個別分析モデル（各母集団で構造が同じモデルを個別に分析）

ステップ2：配置不変モデル（個別分析モデルを同時に分析）

ステップ3：測定不変モデル（因子パターンが母集団間で等しいモデルを同時に分析）

ステップ4：平均構造モデル（測定不変モデルに平均構造を導入したモデルを分析）

モデルの適合度については、RMSEA（Root Meansquare Error of Approximation：0.05以下なら当てはまりがよく、0.10以上なら当てはまりが悪い。中間はグレーゾーン）やCFI（Comparative Fit Index：1.0に近いほどよいモデル）、およびAIC（Akaike Information Criterion：複数モデルの比較に用いられ、値が小さいほどよいモデル）を使用した。適合度の評価にあたっては、今回のモデルが観測変数（74歳以下24個、75歳以上22個）、自由度（74歳以下562—567、75歳以上222）ともに規模の大きなモデルであることを考慮した^{*4}。

3. 結果

質問紙を配布した受講生509名のうち342名から回答を得た（回収率67.19%）。うち有効サンプル数は327名（平均年齢71.21歳、最小58歳／最大88歳）であった。また、年齢階層別の内訳は、74歳以下（平均68.26歳）：男性131名／女性101名、75歳以上（平均78.43歳）：男性51名／女性44名であった。

3.1 潜在変数の因子分析

潜在変数の因子分析（Promax回転）の結果を、表3から表7に示す。表頭のローマ数字は抽出された因子、表中の数値は因子負荷量、欄外には因子間相関係数、および抽出された因子による累積寄与率を示す。因子の解釈にあたっては、因子負荷量が0.4以上（ボールド体の小数点以下第2位を四捨五入）の測定項目を参考にした。

表3は、『社会的適応力』の因子分析結果であり、3因子構造であることが示された。因子名

*4 適合度指標の解釈にあたっては、豊田編（2003）を参考にした。本文献によれば、「母数が多く複雑なモデルでは、1自由度あたりの適合度のよさを判断するRMSEAが望ましい」（p.127）とされ、また、モデルの改善については、「ある適合度指標の値が悪くなっても、他の適合度指標で悪くない値となっているならば、気にする必要はない。…あくまでも実質科学的に説明できるかどうかという点が重要」（p.134）とされている。

表3 『社会的適応力』の因子分析結果

	I	II	III	
2_3 チャンスがあれば、それを活かすことができる	.91	.02	-.21	
2_4 自らの必要に応じて状況を選択できる	.83	.01	-.20	
2_2 対外的な活動をうまく調整できる	.48	-.02	.42	
1_3 信頼できる友人がいる	-.01	.92	.05	
1_2 共感しあえる親密な間柄の友人がいる	.03	.90	.00	
2_1 生活環境とうまく折り合っていくことができる	.32	-.03	.53	
1_5 対人関係維持のために妥協することはしない*	-.19	.05	.45	
1_4 対人関係にはストレスを感じる*	-.13	.01	.40	
*逆転項目	累積寄与率 = 54.10%	因子間相関	I II III	
	I	—	.30 .66	
	II		— .24	
	III			—

表4 『エイジングへの態度』の因子分析結果

	I	II	III	
6. 何事もしがみつくのをやめると新しい道が開ける	.86	-.04	-.07	
7. 全部はできない。こだわりを捨てれば気持ちよい	.54	.22	.01	
3. 自分の思いを相手に押し付けるのは摩擦しか生まない	.45	-.12	.11	
8. 自分の力の限界が見えると、本当の趣味の楽しさがわかる	.37	.26	.04	
10. 許すことで自分の心が癒される	-.01	.74	-.10	
9. ものごとには、「テキトー」のほうがうまくいくこともある	-.06	.62	.15	
2. 楽しむことがいちばん、嫌なことは放っておく	-.10	.10	.60	
4. 理屈の正しさよりも、自分の感覚がいちばん大事	.18	-.10	.59	
累積寄与率 = 41.82%	因子間相関	I II III		
	I	—	.56 .34	
	II		— .41	
	III			—

と信頼性係数は、第I因子：「能動性」 $\alpha = .76$ 、第II因子：「他者への共感」 $\alpha = .92$ 、第III因子：「環境適応力」 $\alpha = .39$ である。また、3因子による累積寄与率は54.10%であった。なお、第III因子の α は0.5を下回る結果となったが、共分散構造分析ではパス係数の有意性検定を行うので、この因子も観測変数として取り込むこととした。

表4は、『エイジングへの態度』の因子分析結果であり、3因子構造であることが示された。因子名と信頼性係数は、第I因子：「捨てる力」 $\alpha = .70$ 、第II因子：「囚われない力」 $\alpha = .61$ 、第III因子：「楽しむ力」 $\alpha = .53$ である。3因子による累積寄与率は41.82%であった。なお、3因

表5 『ライフ・レビューの目的』の因子分析結果

			I	II
6. 喪失感をやわらげるため			.81	-.07
7. 人生の意味を考えるため			.54	.17
8. 今かかえている悩みを解決するため			.41	.27
1. 楽しい思い出が時間のたつのを忘れさせるから			.41	.01
5. 他の人に自分の経験を教えるため			.40	.00
4. 自分の過去や自分自身をよく理解するため			-.08	.93
3. 過去のいやな出来事を考え直すため*			.10	.58
*逆転項目	累積寄与率 = 42.07%	因子間相関	I	II
		I	—	.65
		II		—

表6 『生きがい感』の因子分析結果

			I	II	III	IV
7. 私がいなければ駄目だと思ふことがある			.85	-.05	-.05	-.14
10. 私は世の中や家族のためになることをしていると思う			.69	.09	-.04	-.03
16. 私は家族や他人から期待され頼りにされている			.62	-.11	.11	.10
1. 私には家庭の内または外で役割がある			.41	.19	-.08	-.07
15. 何かなしとげたと思ふことがある			.36	.15	-.07	.21
14. 他人から認められ評価されたと思ふことがある			.35	.03	.00	.31
2. 毎日を何となく惰性で過ごしている*			.04	.84	.06	-.19
12. 今日は何をして過ごそうかと困ることがある*			.00	.43	.16	-.08
3. 私には心のよりどころ、励みとするものがある			.11	.40	.11	.20
8. 今の生活に張り合いを感じている			.09	.38	.31	.11
4. 何もかも、むなしと思うことがある*			-.09	.08	.90	-.05
9. 何のために生きているのかわからないと思ふことがある*			.03	.13	.53	.10
11. 世の中がどうなっていくのか、もっと見ていきたいと思う			-.06	-.15	.07	.57
5. 私にはまだまだやりたいことがある			-.16	.31	-.07	.53
13. まだ死ぬわけにはいかないと思っている			.15	-.27	.13	.51
6. 自分が向上したいと思ふことがある			-.02	.23	-.22	.38
*逆転項目	累積寄与率 = 41.36%	因子間相関	I	II	III	IV
		I	—	.46	.36	.64
		II		—	.47	.52
		III			—	.35
		IV				—

表7 『時間的展望』の因子分析結果

	I	II	III
10. 私のこれから先には希望がもてる	.88	-.05	.02
12. 私のこれからには希望がもてる	.87	-.20	.16
14. 私にはこれから先の計画がだいたいある	.62	.31	-.19
9. 自分のこれから先は自分でできひらく自信がある	.61	.07	-.08
17. これから先のことを考えて今から準備していることがある	.40	.26	-.07
13. 毎日がなんとなく過ぎていく*	.00	.81	-.15
8. 毎日が同じことのくり返しで退屈だ*	-.03	.69	.13
6. 私のこれから先は漠然としていてつかみどころがない*	.14	.47	.08
1. 毎日の生活が充実している	.21	.45	.19
3. 私は過去の出来事にこだわっている*	-.14	-.02	.65
7. 私の過去はつらいことばかりだった*	.01	-.06	.52
5. 今の自分は本当の自分ではないと思う*	-.14	.32	.51
16. 私は自分の過去をありのまま受け入れることができる	.10	-.09	.47
18. 今の生活に満足している	.22	.11	.44

*逆転項目	累積寄与率 = 45.68%	因子間相関	I	II	III
		I	—	.60	.45
		II		—	.61
		III			—

子の各 α は0.5を上回っているものの、信頼性が十分高いといえる値ではなかった。しかし、上記と同様の理由により、この3因子も観測変数として取り込むこととした。

表5は、『ライフ・レビューの目的』の因子分析結果であり、2因子構造であることが示された。因子名と信頼性係数は、第I因子：「(人生の) 振り返り」(悩みの解決) $\alpha = .70$ 、第II因子：「(人生の) とらえ直し」 $\alpha = .72$ である*5。2因子による累積寄与率は42.07%であった。なお、2因子の α はおおむね0.7を上回っており、この2因子は観測変数として取り込むこととした。

表6は、『生きがい感』の因子分析結果であり、4因子構造であることが示された。この結果は、高齢者生きがい感スケール(K-I式)の開発を行った先行研究(近藤, 鎌田, 2003)の因子所屬とは異なる結果となったことから、因子名については新たに命名した*6。因子名と信頼性係数は、第I因子：「自己効力感」 $\alpha = .77$ 、第II因子：「充実感」 $\alpha = .72$ 、第III因子：「生肯定感」 $\alpha = .73$ 、第IV因子：「達成感」 $\alpha = .55$ である。4因子による累積寄与率は41.36%であった。なお、第I因子から第III因子の α は0.7を上回っているが、第IV因子の α は0.5程度であった。しかし、

*5 山口(1996)は、回想の機能について、Butlerなどの欧米での研究を紹介したうえで、「回想と適応や自我の統合との関連を検討するためには回想の機能を明確にすることが必要」と述べており、まだ未解明な機能があることを示唆している。今回、抽出された2因子の内容を一言で表現するのは難しいが、ここでは、本文に示す因子名とした。

*6 <生きがい感創出システム>(図1)の「期待目標」を参考に命名した。

上記と同様の理由により、第Ⅳ因子も含め4因子を観測変数として取り込むこととした。

表7は、『時間的展望』の因子分析結果であり、3因子構造であることが示された。この結果は、先行研究（山口, 1996）ともほぼ合致するものであったので、因子名については同様とした^{*7}。因子名と信頼性係数は、第Ⅰ因子：「希望・目標指向性」 $\alpha = .83$ 、第Ⅱ因子：「現在の充実感」 $\alpha = .76$ 、第Ⅲ因子：「過去を受容」 $\alpha = .68$ である。3因子による累積寄与率は45.68%であった。なお、第Ⅰ因子から第Ⅲ因子の α はおおむね0.7を上回っており、これらの3因子を観測変数として取り込むこととした。

3.2 母集団の有意差検定

ダミー変数の『配偶者の有無』を除く19変数（潜在変数2個、観測変数17個）について、74歳以下／75歳以上で、性別による違いが認められるかどうかを確認するため t 検定を行った。

表8は、74歳以下の t 検定の結果であるが、『ソーシャル・サポート』では「友人・知人等」（ $t(197) = 3.46, p < .001$ ）、『心のよりどころ』では「支えとなる人」（ $t(227) = 4.21, p < .001$ ）、『社会的適応力』では「能動性」（ $t(228) = 2.06, p < .05$ ）および「他者への共感」（ $t(227.09) = 3.95, p < .001$ ）、『エイジングへの態度』では「囚われない力」（ $t(228) = 2.07, p < .05$ ）について、男性より女性のほうが有意に高い値（平均値）を示した。

表9は、75歳以上の t 検定の結果であるが、どの変数についても男女間の有意な差は認められなかった。

3.3 共分散構造分析

3.3.1 モデルの適合度と観測変数の規定力

(1) 74歳以下の性別分析

<生きがい感構造モデル>（図2）やISM構造グラフ（図3）を手掛かりに、種々のモデルを検討した結果、74歳以下モデルの基本構造を図4のとおりとした。

モデルの選択：74歳以下の性別分析の結果（適合度指標）を表10に示す。まず、男女の個別分析の結果は、男性でRMSEA = .067、CFI = .774、女性でRMSEA = .064、CFI = .797であった。RMSEAはグレイゾーン（.05 < RMSEA < .10）に収まっているので、配置不変モデルを分析した。RMSEA = .047で基準（ $\leq .05$ ）をクリアーしていたので、次に測定不変モデルの分析に移った。測定不変モデルでは、因子パターンを制約するモデルを検討した。適合度は、配置不変モデルより若干低下したが、測定不変モデルに表11の変数制約を入れた平均構造の分析を行った。結果は表12に示すとおりであり、モデル7の適合度が最もよく、AIC = 1146、RMSEA = .049、CFI = .747であった。このモデルのパス図（標準化推定値）を図5、図6に示す。

観測変数の規定力と性別比較：潜在変数から観測変数へのパス係数（標準化推定値）をみると、

*7 個々の項目の因子所属をみると、先行研究（山口, 1996）とは完全に一致しないが、同様の因子名（山口は、第Ⅲ因子を「過去を受容と時間的連続性への態度」と命名しているが、本研究では「過去を受容」）とした。

表8 74歳以下の性別の平均値とSDおよびt検定の結果

	男性		女性		df	t 値
	M	SD	M	SD		
主観的健康感						
現在の状態	3.40	0.90	3.51	0.81	230	-0.97
1年前の状態	2.87	0.44	2.90	0.39	230	-0.56
ソーシャル・サポート						
別居の子・親戚	4.11	2.45	4.29	2.61	197	-0.51
友人・知人等	2.75	1.93	3.73	2.07	197	-3.46 ***
心のよりどころ						
信仰・信心	1.98	0.88	2.12	0.99	200.64	-1.07
生活信条	2.66	0.65	2.76	0.64	229	-1.21
支えとなる人	2.13	0.80	2.58	0.79	227	-4.21 ***
社会的適応力						
能動性	3.93	0.61	4.10	0.63	228	-2.06 *
他者への共感	3.77	1.15	4.29	0.85	227.09	-3.95 ***
環境適応力	3.63	0.60	3.55	0.60	228	0.97
エイジングへの態度						
捨てる力	3.75	0.69	3.88	0.71	228	-1.36
囚われない力	3.52	0.88	3.75	0.79	228	-2.07 *
楽しむ力	2.92	0.89	2.95	0.84	228	-0.23
活動的傾向						
社会活動	8.39	4.37	8.00	4.41	230	0.66
その他活動	3.11	2.87	3.01	2.77	230	0.26
ライフ・レビューの目的						
振り返り	2.31	0.45	2.24	0.45	227	1.09
とらえ直し	2.40	0.58	2.37	0.61	227	0.42
生きがい感	25.20	5.18	25.81	5.55	224	-0.85
時間的展望	10.60	1.66	10.94	1.65	227	-1.52

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

相対的には男女ともよく似たパターンを示しており、数値は示していないが、パス係数（非標準化推定値）の有意性検定でも、一部のパス（男性：『活動的傾向』→『社会活動』、『ライフ・レビューの目的』→『希望・目標指向性』；女性：『活動的傾向』→『社会活動』）を除いて、男女とも1%を下回る水準で有意となっている。とくに『生きがい感』と『時間的展望』については、パス係数の値はすべて0.5を超えており、観測変数の決定係数もおおむね高い値となっていることから、これら二つの潜在変数（構成概念）は、それぞれの観測変数によって適切に測定されているといえる。

表9 75歳以上の性別の平均値とSDおよびt検定の結果

	男性		女性		df	t 値
	M	SD	M	SD		
主観的健康感						
現在の状態	3.35	0.80	3.34	0.89	93	0.07
1年前の状態	2.78	0.46	2.75	0.49	93	0.35
ソーシャル・サポート						
別居の子・親戚	3.76	2.63	3.31	2.47	74	0.77
友人・知人等	2.35	1.81	2.84	2.21	73	-1.05
心のよりどころ						
信仰・信心	2.16	0.83	2.05	0.91	93	0.62
生活信条	2.80	0.57	2.70	0.77	78.24	0.71
支えとなる人	2.38	0.83	2.39	0.81	92	-0.04
社会的適応力						
能動性	3.94	0.45	4.01	0.66	74.09	-0.62
他者への共感	4.04	0.83	4.16	0.91	93	-0.67
環境適応力	3.61	0.50	3.46	0.69	76.51	1.27
エイジングへの態度						
捨てる力	3.82	0.54	4.02	0.73	93	-1.56
囚われない力	3.82	0.59	4.10	0.77	93	-1.99
楽しむ力	3.05	0.93	3.06	0.94	93	-0.04
活動的傾向						
社会活動	8.17	4.49	6.91	3.43	91.74	1.55
その他活動	3.04	2.79	3.48	3.05	93	-0.73
ライフ・レビューの目的						
振り返り	2.50	0.48	2.33	0.54	92	1.60
とらえ直し	2.64	0.63	2.44	0.69	92	1.44
生きがい感	26.28	5.36	26.49	3.86	84	-0.21
時間的展望	10.46	1.53	10.96	1.76	88	-1.44

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

しかし、『活動的傾向』の二つの観測変数（「社会活動」、「その他活動」）については、男女とも決定係数が小さく（女性は男性の1/4程度）、規定力は弱い。測定方法の問題か、あるいは背後にこれらの観測変数とは異なる要因の存在が示唆される。

(2) 75歳以上の分析

75歳以上（統合）についても、まずは、図4の74歳以下モデルの基本構造に準じて分析を行ったが、識別問題が生じたため、潜在変数の『活動的傾向』を除外し（そもそも高齢のため社会活

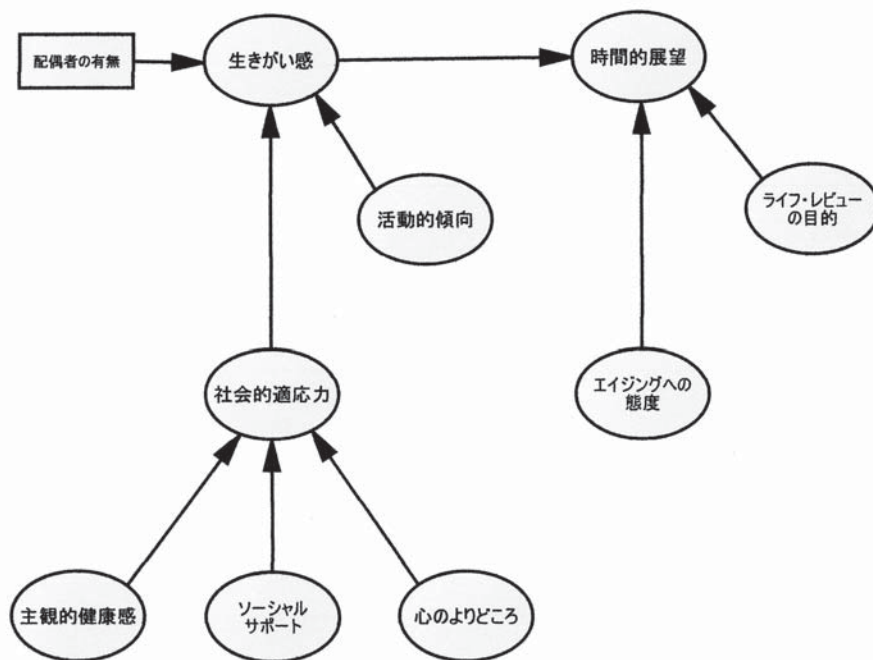


図 4 74 歳以下モデルの基本構造

表 10 モデルの適合度

モデル	自由度	AIC	RMSEA	CFI
74 歳以下				
個別分析 (男性)	266	590	0.067	0.774
個別分析 (女性)	266	545	0.064	0.797
配置不変	532	1135	0.047	0.784
測定不変 (因子パターン)	547	1141	0.048	0.767
75 歳以上				
個別分析 (統合)	222	491	0.074	0.756

注：測定不変モデルの () 内は、等値制約を置いた項目を示す。

表 11 74 歳以下の平均構造モデルの変数制約

潜在変数	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4	モデル 5	モデル 6	モデル 7
主観的健康感		○					○
ソーシャル・サポート※							
心のよりどころ※							
社会的適応力※							
エイジングへの態度※							
活動的傾向			○				○
ライフ・レビュー				○			○
生きがい感					○		○
時間的展望						○	○

注 1：○印は、男女間で等値制約を置いた変数

注 2：※印は、t 検定において男女間で有意差が認められた観測変数を含む潜在変数

表 12 74 歳以下の平均構造モデルの適合度

モデル	自由度	AIC	RMSEA	CFI
1	562	1152	0.049	0.746
2	563	1151	0.049	0.746
3	563	1150	0.049	0.747
4	563	1151	0.049	0.746
5	563	1151	0.049	0.747
6	563	1150	0.049	0.747
7	567	1146	0.049	0.747

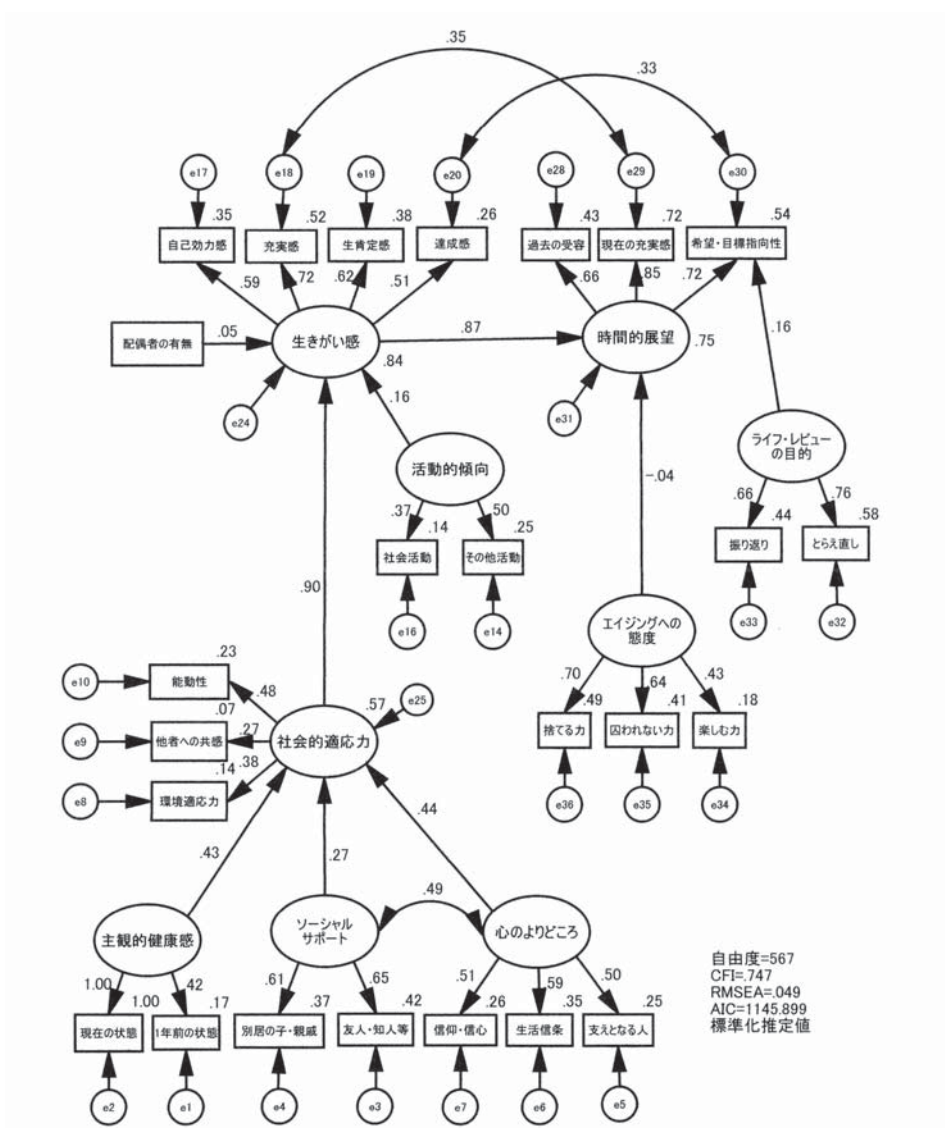


図 5 74 歳以下（男性）平均構造モデルのパス図

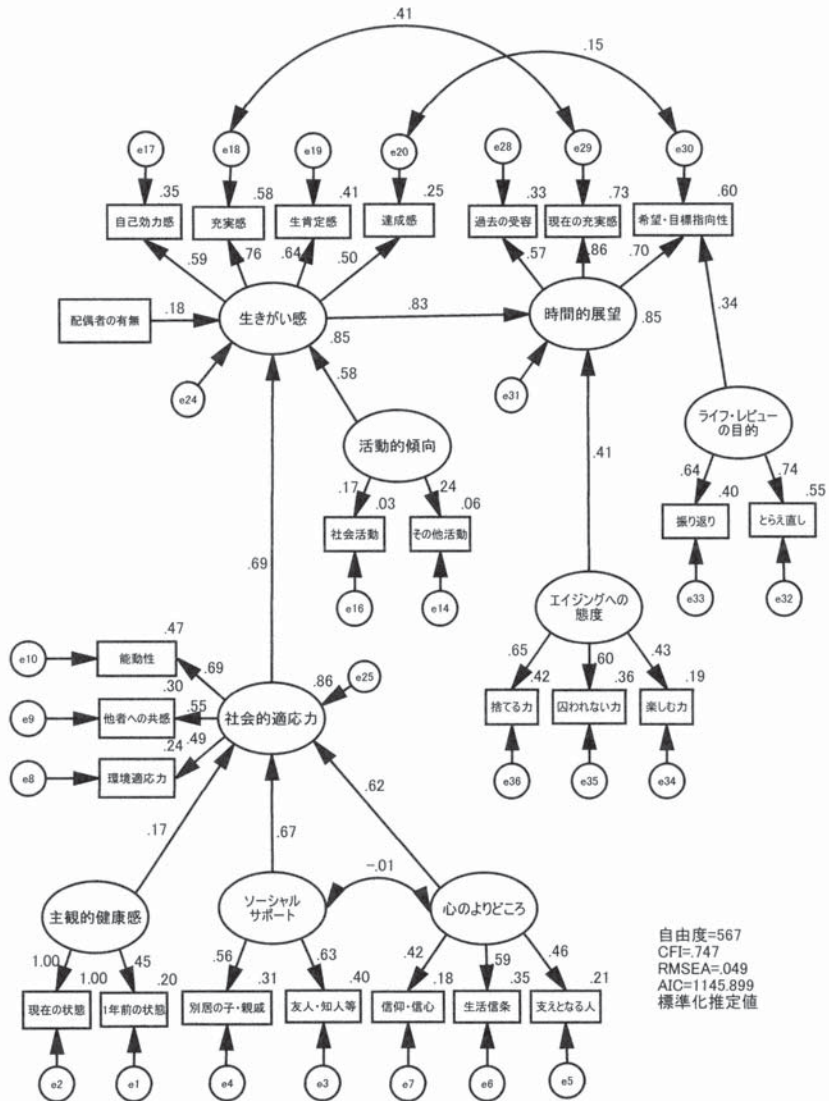


図6 74歳以下(女性)平均構造モデルのパス図

動への参加頻度が少ない)、モデル探索の結果、選択されたのが図7に示すパス図(標準化推定値)である。適合度はRMSEA = .074と、基準とされる0.05を上回ったが、グレーゾーン(.05 < RMSEA < .10)には収まる結果となった。このモデルをもって統計学的な評価を加えるのは慎重でなければならないが、74歳以下のモデルとは異なるいくつかの特徴がみられる。

全体的にみて観測変数のパス係数は、『主観的健康感』→「現在の状態」、『ソーシャル・サポート』→「別居の子・親戚」へのパスを除いて5%を下回る水準で有意となっている。とくに、『生きがい感』と『時間的展望』については、それぞれの観測変数へのパス係数の値はすべて0.5を

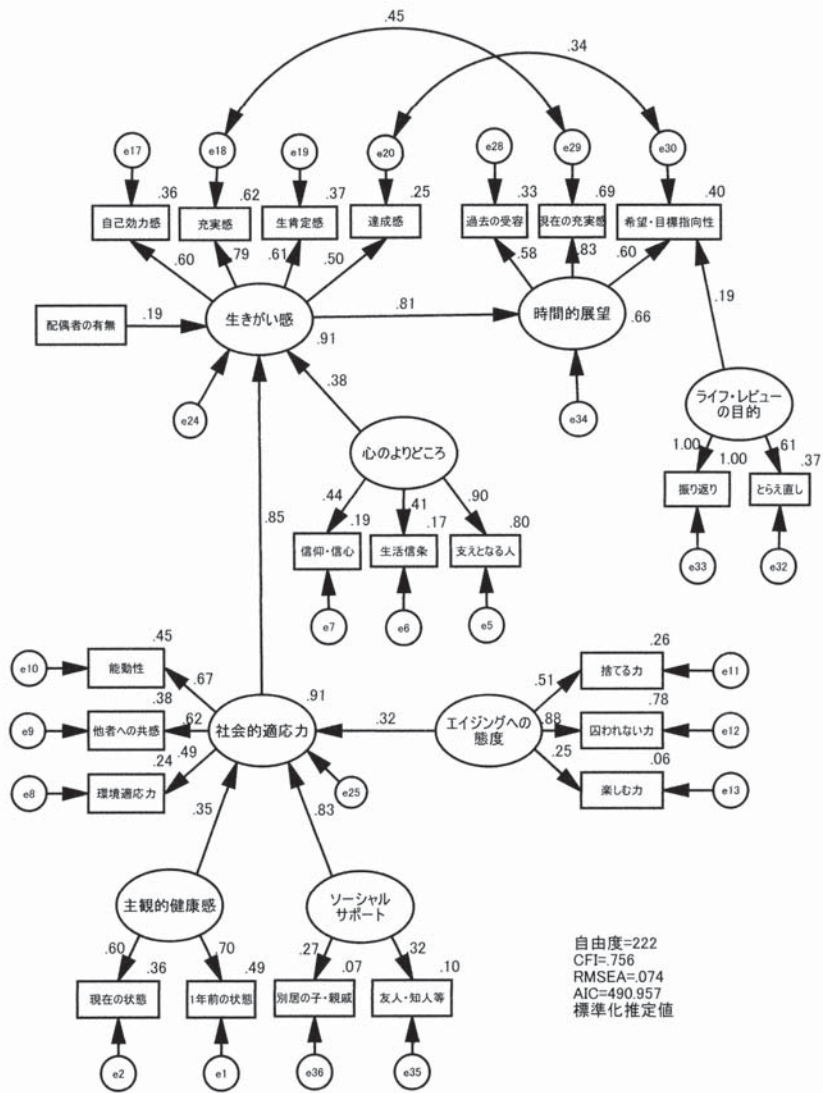


図7 75歳以上（統合）モデルのパス図

超えており、観測変数の決定係数もおおむね高い値となっていることから、74歳以下のモデルと同様、潜在変数（構成概念）が観測変数によって適切に測定されているといえる。

3.3.2 『生きがい感』、『時間的展望』への因果連鎖

(1) 74歳以下の性別分析

潜在変数間のパス（非標準化推定値）の有意性、および因子平均^{*8}を表13に示した。なお、図5、図6のパス図（標準化推定値）には、有意でないパスも図示している^{*9}。

『生きがい感』への影響：『生きがい感』へ因果的な影響を及ぼす潜在変数は、『社会的適応力』と『活動的傾向』であり、加えて、ダミー変数としての『配偶者の有無』がある。『社会的適応力』には、『主観的健康感』、『ソーシャル・サポート』、『心のよりどころ』の三つの潜在変数が影響を及ぼす。

個々にみていくと、まず、『社会的適応力』は、男女とも『生きがい感』を高める要因であるが、意外なことに『活動的傾向』からのパスは男女とも有意ではなく、社会活動に参加していることが『生きがい感』を高めるという従来活動理論的な知見を必ずしも支持する結果とはならなかった。さらに、『配偶者の有無』からのパスについても、男女ともに有意ではなかった。

次に、『社会的適応力』に関しては、『主観的健康感』からのパスは、男性は有意だが、女性は有意ではなかった。逆に、『ソーシャル・サポート』からのパスは、女性は有意、男性は有意ではなく、『ソーシャル・サポート』の因子平均でも、男性と比べて女性は高い値（+0.69）であった。また、『心のよりどころ』からのパスは、男女とも有意であり、因子平均では、男性と比べて女性は高い値（+0.21）であった。

『ソーシャル・サポート』と『心のよりどころ』との間に仮定した共分散については、男性は有意であったが、女性は符号も負で有意ではなかった（相関係数：男性 $r = .49$ 、女性 $r = -.01$ ）。

なお、『生きがい感』の因子平均については、配偶者の有無による違いをみると、男女とも“配偶者あり”が“配偶者なし”の場合より高い値（男性：+0.06、女性：+0.09）となっているが、その差はともに微小である。また、配偶者の有無に対応した男女の因子平均の差をみると、“配偶者あり”も“配偶者なし”の場合も、女性の因子平均が男性より高い値（“あり”：+0.09、“なし”：+0.06）となっているが、ともにその差は大きくはない。

『時間的展望』への影響：『時間的展望』へは、『生きがい感』と『エイジングへの態度』からパスが向かっているが、『生きがい感』からの影響は男女とも有意であった。一方、『エイジングへの態度』からのパスは、女性は有意であったが、男性は有意ではなく符号も逆転（負）していた。

また、『ライフ・レビューの目的』から『時間的展望』の観測変数である「希望・目標指向性」

*8 平均構造分析では、性別による相对比较が可能なよう、男性の因子平均を0とし、女性の因子平均を算出している。ただし、『生きがい感』と『時間的展望』については、配偶者の有無（ダミー変数）による影響が比較できるよう、基準点を男性の“配偶者なし”に設定しているため、この欄の因子平均を0としている。

*9 共分散構造分析では、個々のパスの有意性よりも実質科学的な知見に基づくモデルの解釈可能性やモデル全体の適合度を優先するほうがよいとする指摘もあり（豊田編, 2003, p.151）、この考え方を参考にモデル構築した。

表 13 モデルの適合度、パス係数、決定係数、因子平均、分散・共分散

	74歳以下(男性)	74歳以下(女性)	75歳以上(統合)
サンプル数	131	101	95
自由度	567	567	222
AIC	1146	1146	491
RMSEA	0.049	0.049	0.074
CFI	0.747	0.747	0.756
(構造方程式のパス係数)			
主観的健康感→社会的適応力	0.499 **	0.312	0.306
ソーシャル・サポート→社会的適応力	0.046	0.156 **	0.377
心のよりどころ→社会的適応力	0.231 *	0.492 **	
心のよりどころ→生きがい感			0.110 *
社会的適応力→生きがい感	1.049 ***	0.590 ***	0.614 ***
活動的傾向→生きがい感	0.029	0.224	
配偶者の有無→生きがい感	0.058	0.091	0.083 *
生きがい感→時間的展望	1.418 ***	1.306 ***	1.365 ***
エイジングへの態度→時間的展望	-0.030	0.367 ***	
エイジングへの態度→社会的適応力			0.286 *
ライフ・レビューの目的→希望・目標指向性	0.220	0.474 **	0.316 *
(決定係数)			
社会的適応力	0.571	0.858	0.914
生きがい感	0.841	0.850	0.913
時間的展望	0.753	0.854	0.661
(因子平均)			
主観的健康感	0	0	
ソーシャル・サポート	0	0.687	
心のよりどころ	0	0.205	
社会的適応力	0	0.102	
エイジングへの態度	0	0.137	
活動的傾向	0	0	
ライフ・レビューの目的	0	0	
生きがい感（配偶者あり）	0.058	0.151	
生きがい感（配偶者なし）	0	0.060	
時間的展望（配偶者あり）	0.082	0.247	
時間的展望（配偶者なし）	0	0.129	
(因子分散、共分散)			
主観的健康感	0.035 ***	0.028 **	0.108
ソーシャル・サポート	1.649 **	1.691 **	0.408
心のよりどころ	0.165 **	0.147 *	0.530 **
活動的傾向	2.022	0.456	
ライフ・レビューの目的	0.197 **	0.195 **	0.159 **
エイジングへの態度	0.241 ***	0.202 **	0.107
配偶者の有無	0.044 ***	0.250 ***	0.233 ***
ソーシャル・サポート⇔心のよりどころ	0.256 *	-0.003	
充実感⇔現在の充実感（誤差項）	0.044 *	0.044 *	0.059 *
達成感⇔希望・目標指向性（誤差項）	0.039 **	0.017	0.046 **

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

注：因子平均の欄は、男性の因子平均を0に固定し、女性の因子平均を推定した結果を示す。ただし、『生きがい感』と『時間的展望』については、比較の基準となる男性の“配偶者なし”を0とした。

へ向かうパスは、女性は有意であったが、男性は有意ではなかった。

『生きがい感』と『時間的展望』の観測変数の誤差項間に仮定した二つの共分散のうち、「充実感」⇔「現在の充実感」については男女とも有意であったが、「達成感」⇔「希望・目標指向性」については、男性は有意であったが、女性は有意ではなかった。

なお、『時間的展望』の因子平均については、配偶者の有無による違いをみると、男女とも“配偶者あり”のほうが、“配偶者なし”の場合と比べて高い値（男性：+0.08、女性：+0.12）となっているが、その差はともに微小である。一方、配偶者の有無に対応した男女の因子平均の差をみると、“配偶者あり”も“配偶者なし”の場合も、女性の因子平均が男性より高い値（“あり”：+0.17、“なし”：+0.13）となっている。この男女差は、『生きがい感』のそれと比較すると若干大きい。

内生潜在変数の規定力：内生的な潜在変数である『社会的適応力』、『生きがい感』、『時間的展望』の決定係数は、男女とも0.5を超える高い値（おおむね0.8台）となっており、モデルで仮定した因果連鎖の基本構造（中心軸）が妥当なものであったことがうかがえる。

(2) 75歳以上の分析

潜在変数間のパス（非標準化推定値）の有意性については、表13に示した。図7のパス図には、74歳以下の場合と同様の理由により、有意でないパスも図示している。

『生きがい感』への影響：『生きがい感』へ因果的な影響を与える潜在変数は、『社会的適応力』と『心のよりどころ』であり、加えて、ダミー変数の『配偶者の有無』があるが、これらのパスはすべて有意であった。『社会的適応力』には、『エイジングへの態度』、『主観的健康感』、『ソーシャル・サポート』の三つの潜在変数が影響を及ぼすが、『エイジングへの態度』以外は有意ではなかった。74歳以下のモデルと異なるところは、潜在変数として『活動的傾向』が組み込まれていないことと、『心のよりどころ』からのパスが直接『生きがい感』に向かっていることである。

『時間的展望』への影響：『時間的展望』へは、『生きがい感』からのパスと、『ライフ・レビューの目的』から「希望・目標指向性」へのパスがともに有意であった。『生きがい感』と『時間的展望』のそれぞれの観測変数の誤差項間に仮定した共分散については、「充実感」⇔「現在の充実感」、「達成感」⇔「希望・目標指向性」とともに有意であった。

内生潜在変数の規定力：内生潜在変数である『社会的適応力』、『生きがい感』、『時間的展望』の決定係数については、0.6以上の値（おおむね0.9台）となっており、仮定した因果連鎖の基本構造（中心軸）は、74歳以下のモデルと同様、妥当なものであったことがうかがえる。

4. 考察

ここでは、設定した三つの仮説について考察を行うが、【仮説3】（生きがい感は時間的展望を肯定的に高める）については、【仮説1】、【仮説2】と併せて考察する。

74歳以下／75歳以上の各モデルから有意なパスを抽出し、構成概念間の因果連鎖をアローダイアグラムとして整理したものが図9である。この図から明らかなように、「社会的適応力→生きがい感→時間的展望」という因果連鎖の中心軸（図中ゴシック）は、74歳以下／75歳以上で共通するが、中心軸を規定するその他の潜在変数（条件変数）の結合関係については、それぞれで特徴的な差異が認められる。

社会的適応力 『社会的適応力』は、「能動性」、「他者への共感」、「環境適応力」によって測定される潜在変数（構成概念）であり、Ryffの心理的幸福感尺度の下位次元を参考に設定した項目である。また、サクセスフル・エイジングでは、置かれた環境のもとで機会をどう活かせるかが重視され、「能動性」と「環境適応力」は、肯定的心理機能の重要な構成要素とされている（Ryff,1989）。

この『社会的適応力』をコントロールする条件変数が、なぜ、74歳以下／75歳以上で異なるのか。それは、先に述べた『社会的適応力』を測定している観測変数の内容によるものと思われる。「能動性」や「他者への共感」、「環境適応力」は、健康で、社会的で、活動的な人の場合に高まる因子であり、74歳以下では、まだ体力的にも意識的にも社会との積極的な関わりを求める意欲が強く、『心のよりどころ』となる人生観や価値観、理想とする人物像などがそのバックボーンとなっていることを示唆している。

一方、75歳以上では、『エイジングへの態度』が『社会的適応力』を高める条件変数となっている。『エイジングへの態度』は、いわゆる〈老人力〉と呼ばれる“老年期を面白く自由に生きぬく知恵”をイメージした構成概念である（赤瀬川, 1998）。これは、日本人高齢者の老年的超越の特徴とされる〈無為自然〉——“あるがまま”を受け入れる、自然の流れに任せる——の側面（増井, 2013）とも通底する概念と考えられ、75歳以上において『社会的適応力』に影響を



注：数値は有意なパスの標準化推定値を示す。

図9 年齢階層別の因果連鎖の基本構造

及ぼす要因となっているのは興味深い。

生きがい感 74歳以下では、『生きがい感』を直接規定しているのは、『社会的適応力』のみであるが、75歳以上では、『社会的適応力』の他に『心のよりどころ』と『配偶者の有無』が、『生きがい感』に直接影響を及ぼしている。

75歳以上で、『心のよりどころ』が『社会的適応力』を媒介せず、直接『生きがい感』を規定しているのは、先に述べたように、『社会的適応力』が活動理論的な意味合いの要因であるためであろう。また、『配偶者の有無』が75歳以上の『生きがい感』を規定する要因であるのに対し、74歳以下では、男女とも有意な関係は認められなかった。今回のサンプルでは、74歳以下の有配偶者率が75%であったのに対して、75歳以上は63%であった。全国的に子供との同居率の低下に伴って、夫婦のみや独居の高齢者が増加しているが、とくに、情緒的サポート提供者としての配偶者の存在は、年齢を重ねるほど、『生きがい感』を保つうえで重要な要因となっていることが示唆された^{*10}。

時間的展望 先行研究では、高齢者の時間的展望とSWBの間には有意な相関があることが報告されているが、相互の因果関係は明らかにされていない（山口，1996）。本研究では、モデルの適合度評価の結果から『時間的展望』を上位概念とするモデルを選択した。

『時間的展望』に直接影響を及ぼすのは、74歳以下／75歳以上ともに『生きがい感』と『ライフ・レビューの目的』であることは共通しているが、74歳以下では『エイジングへの態度』も関係している。この点については後述するが、74歳以下では、男性と比べて<老人力>に受容的な態度を示す女性の影響が効いているものと思われる。一方、75歳以上では『エイジングへの態度』は、まず『社会的適応力』に影響を与え、『生きがい感』を媒介して『時間的展望』に間接的な影響を及ぼす。このことは、高齢になるほど『エイジングへの態度』という心理的要因が、因果連鎖の上流に影響を及ぼしていることを示すもので、高齢者の生きがいや時間的展望を考えるうえで見落としてはならない視点を示唆している。

『時間的展望』の観測変数を見ると、74歳以下／75歳以上ともに、「現在の充実感」への影響力が最も強くなっており、年齢を重ねるにしたがい限りある日々のなかで、“今という時間を大切にしたい”という思いがより強くなっていることの反映であろう。

『ライフ・レビューの目的』と『時間的展望』との関連については、“将来を考える”、“過去を考えなおす”、“人生の意味を考える”目的のために回想を行っている人は、将来への希望や目標を獲得しているという先行研究があり（山口，1996）、従属変数がSWBではなく、『生きがい感』であることの違いはあるが、おおむね先行研究を支持する内容であった。

*10 小林・深谷・杉原・秋山・Liang（2014）の研究では、男女とも後期高齢者では前期高齢者に比べて、配偶者の存在の生活満足度への効果が弱かったことが報告されているが、夫婦関係はそれ自体が微妙な問題を含んでいることや、従属変数の違い（小林他の研究：SWB、本研究：生きがい感）、調査対象によって結果が異なることはあり得る。

【仮説2】高齢者の生きがい感を規定する関連要因の影響度には、男女別でみると、ジェンダーに起因すると考えられる差異がみられる。

上述したように、75歳以上については性別分析を行わなかったため、ここでは、74歳以下の場合について考察する。共分散構造分析に先立ち実施した母集団の性別による有意差検定(表8、表9)で、74歳以下について有意となった観測変数を含む潜在変数を列挙すると、『ソーシャル・サポート』、『心のよりどころ』、『社会的適応力』、『エイジングへの態度』であった。この結果は、74歳以下では、少なくとも上記の潜在変数(構成概念)について、男女間で差異があることを示唆するものであり、平均構造分析でも、モデル7(上記以外の潜在変数に等値の制約を置いたモデル)の適合度が最も高い値となったことは、*t*検定の結果とも合致し、条件変数の規定力には何らかの男女差があるということの証しであろう。

性別分析の結果を示したパス図(図5、図6)および表13から、男女間で差異が認められたパスは、『主観的健康感』→『社会的適応力』(男性 $z = 3.29, p < .01$, 女性 $z = 1.63, ns$)、『ソーシャル・サポート』→『社会的適応力』(男性 $z = 1.47, ns$, 女性 $z = 2.79, p < .01$)、『エイジングへの態度』→『時間的展望』(男性 $z = -.44, ns$, 女性 $z = 3.48, p < .001$)、『ライフ・レビューの目的』→『希望・目標指向性』(男性 $z = 1.95, ns$, 女性 $z = 2.96, p < .01$)、および潜在変数間の共分散では、『ソーシャル・サポート』⇔『心のよりどころ』(男性 $z = 2.50, p < .05$, 女性 $z = -.03, ns$)である。

『主観的健康感』と『ソーシャル・サポート』は、ともに『社会的適応力』を規定する条件変数であるが、男性と女性ではそれぞれの規定力の傾向が異なる。男性は健康であること、女性では社会的紐帯(親族、友人・知人等との関係)の影響(因子平均でも最も大きな男女差)が効いている。欧米での研究であるが、近隣や友人との関係のあり方には性差があり、男性より女性のほうが親密な関係を多く持っており、日本の高齢者でも同様の知見が得られているとされている(古谷野・安藤編, 2011, p.132)。

『ソーシャル・サポート』⇔『心のよりどころ』の共分散に関して、男性で相関が認められ、女性では認められなかったのは、男性では、心のよりどころとなり支えてくれる人と、サポートを提供してくれる家族や友人が身近にいるなどの共通点があることの反映であろう。一方、女性で相関が認められなかったのは、子どもや親戚、友人等の関わりがあまりに日常的な出来事であるが故に、逆に自身のよりどころとなる人生観や信頼のおける人を、非日常的なところに求める傾向が強いということの証しではないか。

『エイジングへの態度』から『時間的展望』へのパスであるが、女性は有意、男性は有意ではなく符号が逆転しており、因果関係の意味合いが男女で異なることを示唆している。『エイジングへの態度』という条件変数が、いわゆる<老人力>と呼ばれる構成概念であることは先に述べたが、男性では、<老人力>に否定的な考え方の人のほうが、わずかに時間的展望が肯定的になる傾向があるのに対し、女性は、逆に<老人力>に共感し受容できる人は、時間的展望を肯定的

にとらえている。

『生きがい感』については、男女とも、配偶者の有無による因子平均の差は微小であり、また、配偶者の有無に対応した男女の因子平均の差も同程度に小さいものであった。したがって、74歳以下の場合には、男女とも、配偶者の有無が『生きがい感』に大きな影響を与えているとは考えにくい。

一方、『時間的展望』については、男女の因子平均を比べてみると、配偶者の有無にかかわらず、女性のほうが男性より肯定的にとらえている傾向がみられる。時間的展望は、ジェンダーの視点から考えると、男女で異なってくるという研究もある。一般的に、男性は仕事が「将来的な展望」となるのに対し、日常的に家事を主に担ってきた女性の展望は、生活の質を高め、安心できる家庭をつくるという「現在の展望」とならざるを得なかった（都築・白井編，2007，pp.127—129）。本研究の調査対象となった女性も、世代的には、このような伝統的な価値観がまだ優勢な時代に育った人が多かったのではないかと推察される。

5. 問題点と今後の課題

本研究は、「生きがい」に関する書籍や、高齢者を対象にした先行研究のレビュー（奥村，2014）に基づき構築した〈生きがい感創出システム〉（図1）の枠組みを検証することを目的に実施したものであるが、想定した三つの仮説については、おおむね支持する結果が得られた。しかし、モデルの適合度の問題や、この分野における先行研究の知見と異なる部分も見受けられる。以下では、本研究の問題点と今後の課題について述べる。

a 社会的活動と生きがい感

『活動的傾向』が『生きがい感』に及ぼす影響については、74歳以下の男女ともパスは有意ではなく、この結果は、先行研究のレビュー（奥村，2014）で記したように、SWBの関連要因として一般的に認められてきた社会的活動の効果を全面的に支持するものではなかった。

当初は、「場の理論」に基づき、『社会的適応力』が高齢者の行動（経験）を促し、その結果として得られる心的高揚が『生きがい感』を高めると考え、『活動的傾向』を『社会的適応力』と『生きがい感』とを関連づける媒介変数とするモデルを検討した。しかし、このモデルでは基準とする適合度が得られなかったため、直接『生きがい感』にパスが向かうモデルに変更した。

原因として考えられるのは、『活動的傾向』を測定する「社会活動」と「その他活動」による規定力の弱さが疑われる。高齢者の余暇活動については、尺度化が困難なために研究が遅れているという指摘もあるが（柴田・芳賀・長田・古谷野編，1993，p.186）、『活動的傾向』は活動理論の根拠ともなる概念であり、社会的活動を促進する要因の検討も含め今後の課題である。

b モデルの適合度の改善

モデルの適合度は、74歳以下ではRMSEA = .049（基準：RMSEA ≤ .05）、75歳以上ではRMSEA = .074（グレーゾーン：.05 < RMSEA < .1）と、統計学的には十分良好とされるレベルで

はなかった。75歳以上では、『ソーシャル・サポート』による観測変数の説明力が弱い、設問の仕方に問題があったことが考えられる。ここで用いた尺度は、高齢者用ソーシャル・サポート尺度（野口，1991）であるが、この尺度はインタビューを前提につくられており、今回、質問紙調査でこれを用いたため、回答者に意図が正確に伝わらなかった可能性がある。

また、SWBの関連要因に関するこれまでの研究では、学歴、収入、役職・役割等のいわゆる『社会経済的状态』がSWBに影響を及ぼすという報告は多い。本研究でも、『生きがい感』（4因子の合計得点）と「収入」、「役職・役割」との間に有意な相関（順に $r = .19, p < .01$ ； $r = .21, p < .01$ ）が認められたが、これを潜在変数としてモデルに組み込むと適合度を下げる結果となったことからやむを得ず除外した。今のところ原因は不明であるが、『社会経済的状态』は重要な変数であるので、観測変数の妥当性等について再検討が必要である。

c 調査対象となったサンプルのバイアス問題

今回のサンプルは、全員高齢者大学の受講生で、一般の高齢者と比べて健康に恵まれ、生きがい意識の高い層であると推察されるが、分析結果からもその傾向がうかがえる。したがって、今回の結果について、高齢者一般に敷衍して論じることには注意が必要である。

d 後期（超）高齢者の幸福な老い研究の必要性

このモデルは、高齢者大学の受講生を、“現在”という時間断面で二つの母集団（74歳以下／75歳以上）に分割し、それぞれの母集団における生きがい感の関連要因の構造を示したものである。したがって、当然のことながら一般的な高齢者の“加齢に伴う生きがい感の構造変化”を反映しているものではない。

注目されるのは、75歳以上で『心のよりどころ』からのパスが、『社会的適応力』を媒介することなく、直接『生きがい感』へ向かっていることである。心の「支えとなる人」の存在が強く影響しており、年齢を重ねるほどに人間関係の表面的な部分は重視せず、深い関係を結ぶことを重視するようになる、という老年的超越（増井，2013）と呼ばれる心理的变化の過程と考えられなくもない。

日本では、終戦を境目に人々を取り巻くあらゆる環境が激変したが、戦前・戦中・戦後を生きた人たちの人生観や価値観が、世代により大きく異なることは容易に想像できる。本研究のモデルの変数には、コーホートによる違いが組み込まれているとはいえませんが、50年近い年齢幅（65歳—115歳）のある高齢者を、高齢前期・後期と単純に二分する一般的な分析手法では、高齢者の人生経験の多様性をどこまで反映できるのか限界も感じる。

2015年9月に総務省が公表した人口推計によると、80歳以上の高齢者がはじめて1,000万人を超え、この傾向は今後も続く見込まれている。こうしたなかで、幸福な老い（successful aging）について論ずるためには、SWBや生きがい感、時間的展望に加えて、Tornstam（2005）が提唱した老年的超越理論、さらには、東洋人としての文化比較の視点（唐澤，2012；内田・萩原，2012）が欠かせないと考えており、今後の研究課題としたい。

謝 辞

本研究は、公益財団法人京都 SKY センター、同シニア大学受講生の方々の協力を得て実施した。記して感謝の意を表します。

文 献

赤瀬川 原平 (1998). 老人力 筑摩書房

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)

Erikson, E.H., & Erikson, J.M., & Kivnick, H.Q. (1986). *Vital Involvement in Old Age*. New York: W.W.Norton & Company.

(エリクソン, E.H.・エリクソン, J.M.・キヴニック, H.Q. 朝長正徳・朝長梨枝子 (訳) (1990). 老年期——生き生きしたかわりあい—— みすず書房)

神谷 美恵子 (1966/2009). 生きがいについて みすず書房

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

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.

小林 江里香・深谷 太郎・杉原 陽子・秋山 弘子・Jersey Liang (2014). 高齢者の主観的ウェルビーイングにとって重要な社会的ネットワークとは：性別と年齢による差異 社会心理学研究, 29 (3), 133—145.

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.

近藤 勉・鎌田 次郎 (2003). 高齢者向け生きがい感スケール (K-I 式) の作成および生きがい感の定義 社会福祉学, 43 (2), 93—101.

古谷野 亘 (1992). 団地老人におけるモラルと社会関係——性と配偶者の有無の調節効果—— 社会老年学, 35, 3—9.

古谷野 亘 (2002). 幸福な老いの研究——研究の歴史と残された課題—— 生きがい研究, 8, 48—70.

古谷野 亘・安藤 孝敏 (編) (2011). 改訂・新社会老年学 ワールドプランニング

Lewin, K. (1936). *Principles of Topological Psychology*. New York: McGraw-Hill Book Company.

(レヴィン, K. 外林 大作・松村 康平 (訳) (1942). トポロギー心理学の原理 生活社)

Lewin, K. (1938). *The Conceptual Representation and the Measurement of Psychological Forces*. Durham: The Duke University Press.

(レヴィン, K. 上代 晃 (訳) (1956). 心理学的力の概念的表示と測定 理想社)

Lewin, K. (1951). *Field Theory in Social Science : Selected theoretical papers*. New York: Harper & Brothers.

- (レヴィン, K. 猪股 佐登留 (訳) (1956). 社会科学における場の理論 誠信書房)
- 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.
- 日本大学 (1999). 健康と生活に関する調査
- 野口 裕二 (1991). 高齢者のソーシャルネットワークとソーシャルサポート——友人・近隣・親戚関係の世帯類型別分析—— 老年社会科学, **13**, 89—105.
- 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.
- 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.
- 榎木 義一・河村 和彦 (編) (1981). 参加型システムズ・アプローチ——手法と応用—— 日刊工業新聞社
- 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
- 白井 利明 (1994). 時間的展望体験尺度の作成に関する研究 心理学研究, **65** (1), 54—60.
- システム科学研究所編 (1982). システム考現学——社会をみる眼—— 学芸出版社
- 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). 原因をさぐる統計学——共分散構造分析入門 講談社
- 豊田 秀樹編 (2003). 共分散構造分析 [技術編] ——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
- 都築 学・白井 利明 (編) (2007). 時間的展望研究ガイドブック ナカニシヤ出版
- 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.
- 山口 智子 (1996). 高齢者の回想：主観的幸福感・時間的展望との関連 *Bulletin of the School of Education, Nagoya University (Educational Psychology)*, **43**, 163—173.

(2016年9月30日受理)

(おくむら ゆきお 公共政策学研究科 博士後期課程)