

【論文】

運動・スポーツ活動の継続を規定する  
心理的要因の性と年齢による違い（その2）  
：SEMによる心理的モデルの検証

Do Psychological Factors that Regulate Continuation of Exercise  
or Sport Activity Differ According to Sex and Age? (No. 2):  
Verification of Psychological Models by SEM

水 落 文 夫  
Mizuochi Fumio  
渡 部 悟  
Watanabe Satoru

目次

要旨

- 1 はじめに
- 2 方法
  - (1) 調査対象者と調査方法
  - (2) 調査項目
  - (3) データの処理
- 3 結果
  - (1) 心理的要因各変数の性差および年齢層差
  - (2) 多母集団同時分析による仮説モデルの検証
- 4 考察
  - (1) 継続的な運動・スポーツ活動の心理的要因の性と年齢による違い
  - (2) 継続的な運動・スポーツ活動の心理的要因の構造に関する性と年齢の違い
- 5 まとめ

注

文献

Abstract

## 要旨

この研究の目的は、運動・スポーツ活動の継続を規定する心理的要因の性あるいは年齢による違いを検討することである。そのため、先行要因である健康関連の自己イメージが直接の規定要因である意思決定バランスと行動継続の自信に影響し、それらが運動・スポーツ活動継続に影響するという仮説モデルを設定した。

3つの心理尺度を含む質問紙調査が大学の通信教育部に在籍する1369名の学生（18-64歳）を対象に行われた。そして、分析対象者1302名が性別および5つの年齢層から分類された。心理的要因について、二要因分散分析により男女間および年齢層間の差を検証した。その結果、男性は女性に比べ、ポジティブな健康志向の「運動面」、意思決定バランスの「損失」、「行動継続の自信」が高く、ネガティブな健康感の「身体面」とポジティブな健康志向の「栄養面」が低かった。低年齢層の青年期は高年齢層に比べ、ネガティブな健康感の「精神面」「社会面」と意思決定バランスの「損失」が高く、ポジティブな健康志向が低かった。

次に、単一母集団および多母集団（男性と女性、青年期と成人期以降）を仮定して、仮説モデルを構造方程式モデリング（SEM）により検証した。その結果、単一母集団のモデルにおいて適合度指標は基準を満たす値が得られた。さらに、等値制約を設定して多母集団同時分析を行った。性および年齢層のいずれも、「制約あり」に対して「制約なし」の適合度指標が良好であった。したがって、2つの母集団に同じモデルを適用できるが、各要因の影響力は母集団間で異なると推測された。たとえば、青年期は、意思決定バランスと行動継続の自信に対するネガティブな健康感の影響力が強く作用していた。

## 1 はじめに

膨大な研究報告や公的機関による広報（たとえば、Ford and Li, 2006；Seele et al., 2008；青山ほか, 2009；健康体力づくり事業財団, 2016）などにより、現在では、座位中心のライフスタイルを改善し、生活の中で習慣化された活発な身体活動を行うことの意義が周知されるようになった。そして、幅広い年齢層を対象とした健康づくりのガイドラインが策定され、推奨される具体的な身体活動の量や質が提示されている（たとえば、“健康づくりのための身体活動基準”，厚生労働省, 2013；“Physical Activity Guidelines for Americans”, U.S. Department of Health and Human Services, 2015）。青木（2008）は、在宅高齢者に対する一般的で標準的な情報冊子による介入が、女性において運動行動の開始（採用）に影響することを報告した。また、久保ほか（2008）は高齢者の運動継続のために、グループ療法の考え方を取り入れたグループディスカッションが有効であることを明らかにした。これら2つの報告は、限定的な対象者への介入ではあるものの、老化により身体機能の低下がみられる高齢者でも、積極的な情報の提供・共有や教育が運動行動の開始あるいは継続に役立つことを示している。体力・運動能力調査報告（文部科学省スポーツ庁健康スポーツ課, 2015）に示された新体力テスト施行後の17年間（平成10年度－26年度）の体力テスト合計点の年次推移をみると、成年期の30歳代では体力の低下傾向

が、特に女子において目立つものの、50歳以降では緩やかな向上傾向を示している。様々な取組みや啓蒙活動が功を奏し、中高年者を中心に体力向上を実現している者が増えているようである。

一方で、厚生労働省の平成27年国民健康・栄養調査によると、生活習慣病予防の効果が期待できる健康運動を習慣化（1日30分以上の運動を週2回以上実施し、1年以上継続）している者の割合は、平成27年で男性37.8%、女性27.3%と未だ低率で、比較的若い年齢層の男女（男性の20-29歳17.1%、30-39歳18.9%、女性の20-29歳8.3%、30-39歳14.3%、40-49歳17.6%）では20%以下の低い傾向を示している。さらに、1日の歩数の平均値も、男性7194歩、女性6227歩と、特に女性における日常の身体活動量が低いという現状も報告されている（厚生労働省健康局、2015）。健康運動の重要性と方法に関する情報の提供に反して、実際に十分な量の運動を実践して日常の身体活動量を高めている者はそれほど多くない。他の年齢層より習慣化した運動を実践している者が少ない青年期・成人期のとりわけ女性では、体力の低下と相まって健康への悪影響が懸念される。

一般的傾向として、女性であることと加齢により身体活動量は低下する。そして、高齢になるほど老化による身体的無力化が進行する（谷口ほか、1987）。樋上ほか（1996）は、中高齢者における運動実施の規定要因を探り、運動やスポーツに対して好意的な印象、自信、意義、運動による心身の健康への有効性を認識している者、そして現時点での自己の健康状態に適度な問題視をしている者は運動継続を促進させていると報告した。したがって、近年における中高年者の体力の向上傾向と身体活動の増加傾向は、老化による体力や生活機能の低下を実感し、健康への希求と具体的な取り組みに対する現実感が増したことで実現している可能性がある。これに対して、青年期を中心とした比較的若い年齢層の多くは、疾病への危機や健康希求にそれほど現実感がないことで、中高年者とは運動やスポーツに対する認識と関わり方に差異が生じていると考えられる。

習慣化された運動が健康の保持・増進に役立つという知識の提供だけでは、身体活動増強に対する効果を期待できないという指摘もある（サリス・オーウェン、2000）。わが国の場合、その指摘は、特に青年期から成人期にかけての比較的若い年代に対して的を射ている。それに対して、谷口・古谷（1993）が示唆するように、自由な時間の増大や健康希求に対する反応性の高さなどから、中高年者の多くは、健康の維持に役立つのであれば、あまり気が進まなくても運動を実践するのかもしれない。したがって、健康の維持・増進のために、推奨される運動や活発な身体活動を習慣化している者の割合は全体的に低率ではあるものの、それらの運動・身体活動に影響する要因に対する反応は、ライフサイクルや男女の違いにより異なることが考えられる。

サリス・オーウェン（2000）は、成年における身体活動の決定因に関する研究をレビューし、身体活動と一貫して関連がみられた変数として、ソーシャル・サポート、セルフエフィカシー<sup>1)</sup>、知覚された利得と損失および両者のバランス（意思決定バランス<sup>2)</sup>）、健康や体力の知覚、活動の楽しさ、変化プロセス、運動への意図などをあげ、心理的・行動的および社会的分類による変数との関連が深いことを報告している。中でも、行動変容を説明するトランスセオレティカル・モデル（Transtheoretical Model：TTM；Prochaska

et al., 1992) を支える構成概念であるセルフエフィカシー (Bandura, 1977) と意思決定バランス (Janis and Mann, 1977) は、習慣化された運動行動に至るまでの変容段階 (変容ステージ)<sup>1)</sup> において、段階が後期になるほどセルフエフィカシーは直線的に増強し、意思決定バランスは良好 (利得の知覚が増強して損失の知覚を上回る) となる。そのため、この2つの変数は、健康に関連する習慣的な運動行動の開始と維持に対して強力な「予測変数、決定因、関連要因 (竹中, 2002)」と位置づけられる。このことは、国内外の多くの研究やそのレビュー (たとえば、岡, 2000; 岡ほか, 2002; 岡, 2003; 上地ほか, 2003; シュワルツァー・フカス, 2009) により支持されている。座位中心のライフスタイルから脱して、活発な運動および身体活動を習慣化するためには、多くの規定要因の中で心理的要因の重要性が示唆される。

しかしその一方で、この2つの変数が、一貫して運動行動の諸相に同様の影響を及ぼしているかどうかは、未だに不明な点が多い。竹中 (2002) は、運動・身体活動の介入 (独立変数) と運動・身体活動の継続性 (従属変数) の間で媒介して、あるいは独立変数と共同して働くセルフエフィカシーの第三の操作変数としての力動的 (ダイナミック) な役割を強調している。この操作変数としての役割については、運動の習慣化に利得と損失の知覚を強化することの重要性も指摘されることから (岡, 2000)、意思決定バランスでも当てはまると考えられる。したがって、介入対象や方略といった独立変数の操作に加え、様々な影響要因によってセルフエフィカシーや意思決定バランスを操作することで、運動・身体活動の継続への影響に違いが生じると想定される。この点について、西田 (2013) は、縦断的研究をレビューした van Stralen et al. (2009) の研究を踏まえて、中高年者における運動あるいは身体活動の開始と継続では決定因が異なることを指摘した。そして、McAuley and Blissmer (2000) は、運動行動の開始にはセルフエフィカシーが重要な決定因になるものの、運動行動の継続への影響力は弱いと示唆している。また、常行ほか (2011) は、高齢者の変容ステージと運動セルフエフィカシーに影響を及ぼす健康要因を明らかにした。その中で、男性については、運動セルフエフィカシーによる変容ステージへの効果に対して健康要因の影響を実証したものの、女性では諸要因から変容ステージへの直接効果のみが示され、運動セルフエフィカシーによる影響力を確認できなかった。上地ほか (2003) は、身体活動が急速に低下し始める小学生高学年を対象に、子どもの身体活動の行動変容段階と意思決定バランスの関係について検討した。その結果、男子における両者の関係は成人の結果と類似していたが、女子においては、身体活動の利得の知覚が損失の知覚を上回るステージが遅く、子どもの身体活動の利得・損失の知覚の性差および学年差は、身体活動水準の低下に強く反映されていることを見出している。これらの知見はいずれも、習慣化された運動・身体活動の決定因である意思決定バランスとセルフエフィカシーは、運動行動の開始あるいは継続という目指す実施状況によって影響力が異なるだけでなく、性や年齢あるいは先行する様々な関連要因によって調整されて影響力が変化することを示している。特に、先行する心理的要因、直接の規定要因となる心理的要因、運動・スポーツ活動の状況の三者の関係を調整する性と年齢の影響力は強いと推測される。

これらの想定される規定要因の中で、意思決定バランスは、安定的で変容しにくい運動

行動初期の変容ステージにおいて、段階移行の予測因子になることが示唆されている（岡，2000）。また、セルフエフィカシーに影響する4つの情報源<sup>3)</sup>の中で、行動を達成できたという「遂行行動の達成」が最も強力にセルフエフィカシーを安定させ、逆に失敗経験はセルフエフィカシーを低下させる（池辺・三國，2014）。このことを根拠に、運動行動初期の変容ステージから、セルフエフィカシーに対して運動行動を達成できたことによる利得の知覚と、できなかったことによる損失の知覚に関わる経験が情報源となることは容易に仮定できる。したがって、継続的な運動・スポーツ活動を規定する心理的要因として、意思決定バランスとセルフエフィカシーがあげられ、前者は後者に対して影響力をもつと想定される。

西田・澤(1993)は、体育における学習意欲の規定因を説明する期待・感情モデルにおいて、学習意欲の規定要因には順序性や階層があり、基礎を支える要因に健康や環境、および運動への参加があることを示した。この順序性については運動・スポーツ活動の継続を規定する要因に関しても当てはまる。樋上ほか(1996)は、中・高齢者の運動実施を規定する要因を検討するために、Bandura(1977)の社会的認知理論に基づき、個人の行動に対する認知、態度、取り巻く状況を、運動行動に関連する心理的要因と外的要因とした。そして、心理的要因に影響するであろう運動経験や身体像といった時間的に先行する要因を想定した仮説モデルを検証してモデルの有効性を認めている。常行ほか(2011)は、心理的要因であるセルフエフィカシーに影響を及ぼす健康要因として、健康行動、健康状態の自己認知、歩行数などを認めており、その影響力に性差があることも示している。既報(渡部，2012)では、意思決定バランスに対する身体イメージ（自己の健康感と体力感）の関連性が確認されている。このような実証知見を根拠に、本研究における運動・スポーツ活動の継続を規定する心理的要因の仮説モデルには、直接の規定要因と想定される意思決定バランスとセルフエフィカシーを働かせることに影響する先行要因を設定することとした。先行要因の有力な候補としては、身体像（樋上ほか，1996；渡部，2012）、健康状態の自己認知（常行ほか，2011）、健康への希求（谷口・古谷，1993）、健康・体力の知覚（サリス・オーウェン，2000）、健康状態・健康感（van Stralen et al., 2009）など、いずれも健康感や健康志向といった健康に対する自己のイメージにつながる心理的要因が示唆されている。

以上のことから、現状での体力・健康に対する自信などにみられる自己の身体イメージと、将来を見据えた危機感というような先行する心理的要因が、習慣化された運動・スポーツ活動に対する利得と損失の知覚、および運動・スポーツ活動の継続に対する自信を適正化して、座位中心のライフスタイルを変容させるというプロセスが仮定される。しかし、これらの心理的要因はいずれも認知的評価に依存することから、それぞれが行動変容に寄与する程度は、性の違いや加齢とともに力動的に変化することが考えられる。

健康や体力の維持・増進を企図した運動・スポーツ活動に対する心理的要因の性と年齢層の違いを明らかにするため、既報（渡部，2012）では、青年期から成人期、および中高年期と幅広い年齢層の男女を対象に、心理的要因として自己の身体イメージ（体力感と健康感）、意思決定バランス、継続に対する自信を取り上げて検討した。その結果、先行要

因とされる自己の身体イメージ、および直接の規定要因である意思決定バランスと継続に対する自信のいずれの心理的要因も、継続的な運動・スポーツ活動の維持率に関係していることを確認している。そして、習慣化運動の維持に関係する心理的要因の性による違いは、主に身体イメージ（体力感）および継続に対する自信との関わりが強いこと、年齢による違いは主に身体イメージ（健康感）および意思決定バランスとの関わりが強いことを見出している。このように想定した心理的要因が継続的な運動・スポーツ活動に深く関係し、その関係に性差と年齢差があることが示された。しかし、それぞれの心理的要因の関係性を重視して、要因の構造や要因間の影響の仕方、およびそれらの性と年齢の違いを分析するまでには至っていない。さらには、直接の規定要因に対してネガティブな先行要因の影響力を想定していないことと、先行要因における評価法の妥当性が確認されていないという問題も残っている。

この研究の目的は、運動・スポーツ活動の継続を規定する心理的要因の性あるいは年齢による違いを検討することである。本報は渡部(2012)の報告の続報であり、既報を基礎に、心理的要因の構造とその性と年齢の違いに注目した。分析の対象とした心理的要因は、先行する要因として自己の健康イメージである心理的健康要因（「ネガティブな健康感」「ポジティブな健康志向」）、直接の規定要因と想定される「意思決定バランス（利得と損失の知覚）」、「行動継続の自信（セルフエフィカシー）」である。既報およびこれまでの研究知見を参考に、先行する健康要因が、直接の規定要因である意思決定バランスと行動継続の自信に働きかけ、最終的に運動・スポーツ活動の継続に影響するという仮説モデル（図1）を設定して、モデル適合度における性と年齢の違いを構造方程式モデリングにより分析した。

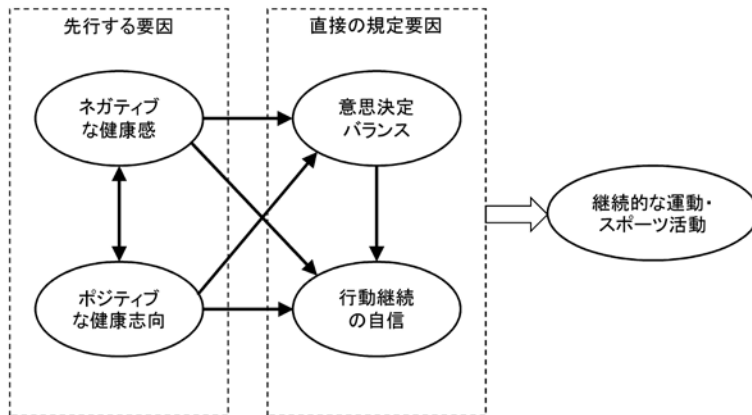


図1 継続的な運動・スポーツ活動を規定する心理的要因に関する仮説モデル

## 2 方法

### (1) 調査対象者と調査方法

本報は、渡部（2012）による報告の続報である。そのため、以下に示す調査対象者と調

査方法は既報と同じである。調査対象者は A 大学通信教育部に在籍する 1369 名の学生であった。調査は 1998-2007 年の 5-11 月に開講されたスクーリング（東京 889 名、札幌 191 名、三島 73 名、呉 39 名、長崎 177 名）を利用し、調査者が対象者に対して調査用紙を一斉配布し、その場で回答させ回収する集合調査法により実施された（一部対象者は自宅で回答した調査用紙を後日に回収）。これらの調査対象者のうち、無回答の項目があった者および少数であった 65 歳以上の高齢者を除いた 1302 名（男性 607 名、女性 695 名：18-64 歳）を分析対象とした。そして、分析対象者を、高石ほか（1990）の身体発達の立場によるライフサイクルの分類を参考に、5 つの年齢層（青年期：18-24 歳、成人期：25-34 歳、中年前期 35-44 歳、中年後期 45-54 歳、高年期：55-64 歳）に分類した（表 1）。

表 1 分析対象の年齢層別サンプル数

年齢層	青年期 18-24歳	成人期 25-34歳	中年前期 35-44歳	中年後期 45-54歳	高年期 55-64歳	合計
男性	253	193	99	33	29	607
女性	186	207	181	82	39	695

なお、調査に先立ち、調査対象者にこの研究の意義と調査内容・方法および個人情報の管理について十分に説明し、調査協力の同意を得た。また、一部の対象者は循環器系、呼吸器系などの基礎疾患を有していたが、いずれも日常生活や軽度の運動・スポーツ活動に支障はなかった。

## (2) 調査項目

日本大学国際関係学部生活科学研究所によるスポーツ参加者のライフスタイル研究プロジェクトにおいて実施した調査（小俣ほか、1998）の内容をもとに調査項目を構成した。本研究では、健康・体力の維持増進や楽しみなどの目的で、スポーツ、ジョギング、ウエイトトレーニングなどによる運動を、週 1 回以上あるいは日数が決まっていなくても、意図的に日常生活の中に組み込んでいることを「継続的な運動・スポーツ活動」とした。また、厚生労働省の「健康づくりのための身体活動基準 2013」の定義に基づき、運動については、体力（スポーツ競技に関連する体力と健康に関連する体力を含む）の維持・向上を目的とした、計画的・継続的に実施される 3 メッツ以上の強度を対象とし、ストレッチングのようなそれ未満の強度は対象にしないこととした。

### ①フェイスシート

調査項目は、人口統計学的要因（氏名、年齢、性別）、職業、罹病（現症、既往症）、平日の生活時間（起床時刻、就寝時刻、睡眠時間とこれらの規則性）であった。

### ②ネガティブな健康感（先行する要因）

世界保健機関 WHO の「WHO 憲章前文」に示された健康の定義に基づく、身体面、精神面、社会面の健康観に関する 17 の質問項目を設定した。そして、対象者は「あなたの最近の体調や気分はどうか」と教示された後に、それぞれの質問に対して 4 件法（「まったくそうである：4 点」「かなりそうである：3 点」「すこしそうである：2 点」「まったく

そんなことはない：1点）」で自己評定した。

そして、継続的な運動・スポーツ活動の先行する規定要因と想定される「ネガティブな健康感」を評価する心理尺度を作成するため、得られた回答データをもとに、因子数を3に固定して最尤法・プロマックス回転による因子分析を行った。因子の抽出条件は、因子負荷量が0.35以上で、他の因子に0.30以上の負荷量がないこととした。その結果、WHOの健康の3側面に対応した3つの因子が抽出されたことから、「なかなか疲れがとれない」などの4つの質問で構成される第1因子を「身体面」因子、「気持ちが落ち着かない」などの3つの質問で構成される第2因子を「精神面」因子、「他人と話をするのがおっくうだ」などの3つの質問で構成される第3因子を「社会面」因子と命名した。最終的に作成された「ネガティブな健康感の評価尺度」を表2に示した。この尺度は、3因子10項目の質問で構成され、因子得点の範囲は3-12点あるいは4-16点で、いずれも因子得点が高いほど、ネガティブな健康感が強いと解釈される。

表2 因子分析に基づく「ネガティブな健康感評価尺度」の因子構成

			因子負荷量			共通性
	平均値	標準偏差	F1	F2	F3	
<b>F1 身体面 <math>\alpha=.758</math></b>						
13 なかなか疲れがとれない	2.10	.91	<b>.71</b>	.14	-.06	.61
8 何かするとすぐに疲れる	2.04	.85	<b>.67</b>	.04	.10	.56
6 よく首や肩がこる	2.32	1.08	<b>.66</b>	-.10	-.05	.34
9 よく目が疲れる	2.37	1.00	<b>.64</b>	-.06	.00	.37
<b>F2 精神面 <math>\alpha=.784</math></b>						
15 気持ちが落ち着かない	1.61	.73	-.07	<b>.94</b>	-.04	.76
16 考えがまとまらない	1.75	.77	-.04	<b>.72</b>	.05	.52
17 イライラする	1.75	.78	.12	<b>.56</b>	.04	.44
<b>F3 社会面 <math>\alpha=.603</math></b>						
2 他人と話をするのがおっくうだ	1.57	.70	-.08	-.01	<b>.75</b>	.51
3 見知らぬ人が近くにいると気になる	1.73	.79	-.01	.02	<b>.61</b>	.37
7 にぎやかなところに行きたくない	1.92	.90	.18	.06	<b>.35</b>	.25
適合度指標:GFI=.973, AGFI=.954, CFI=.963, RMSEA=.058						
因子間相関			F1	F2	F3	
			F1	—	.59	.46
			F2	—	.60	

尺度の信頼性を示す各因子の信頼性係数（Cronbachの $\alpha$ 係数）は、身体面因子 $\alpha=.758$ 、精神面因子 $\alpha=.784$ と、十分な内的一貫性に基づく信頼性が確保されていた。しかし、社会面因子は $\alpha=.603$ とやや低い値であった。尺度の構成概念妥当性を示すモデル適合度指標（Goodness of Fit Index:GFI, Adjusted Goodness of Fit Index:AGFI, Comparative Fir Index:CFI, Root Mean Square Error of Approximation:RMSEA）は、いずれも採択基準を満たす良好な値（GFI=.973, AGFI=.954, CFI=.963, RMSEA=.058）が得られた。モデルの採択基準は、小塩（2008）を参考にGFI, AGFI, CFIは0.90以上、RMSEAは0.10以下とした。なお、以降の因子分析で採用した因子抽出条件とモデル適合度指標の基準は同じである。

### ③ポジティブな健康志向（先行する要因）



健康行動に対する志向性に対して、健康づくりの3要素（太田，1997）に基づく、運動面、栄養面、休養面に関する6つの質問項目を設定した。そして、対象者は「あなたは健康の保持増進の方法として、次の各項目について普段どの程度心がけていますか」と教示された後に、それぞれの質問に対して4件法（「よくあてはまる：4点」「すこしあてはまる：3点」「あまりあてはまらない：2点」「まったくあてはまらない：1点」）で自己評定した。

そして、継続的な運動・スポーツ活動の先行する規定要因と想定される「ポジティブな健康志向」を評価する心理尺度を作成するため、得られた回答データをもとに、因子数を3に固定して最尤法・プロマックス回転による因子分析を行った。その結果、3つの因子が抽出されたことから、「できるだけ多く歩くこと」などの2つの質問で構成される第1因子を「運動面」因子、「栄養のバランスに気をつかうこと」などの2つの質問で構成される第2因子を「栄養面」因子と命名した。ただし、第3因子は睡眠に関わる質問のほか、規則正しい生活に関わる質問が含まれたため「生活面」因子と命名した。最終的に作成された「ポジティブな健康志向評価尺度」を表3に示した。この尺度は、3因子6項目の質問で構成され、因子得点の範囲はいずれも2-8点で、因子得点が高いほど、ポジティブな健康志向が強いと解釈される。

表3 因子分析に基づく「ポジティブな健康志向評価尺度」の因子構成

	平均値	標準偏差	因子負荷量			共通性
			F1	F2	F3	
<b>F1 運動面 <math>\alpha=.805</math></b>						
5 できるだけ多く歩くこと	2.84	.95	<b>.85</b>	.08	.03	.83
6 運動やスポーツをすること	2.92	.94	<b>.79</b>	-.04	-.03	.55
<b>F2 栄養面 <math>\alpha=.781</math></b>						
4 食事をきちんと摂るようにすること	2.95	.92	-.04	<b>.92</b>	-.05	.75
3 栄養のバランスに気をつかうこと	3.16	.88	.11	<b>.63</b>	.09	.58
<b>F3 生活面 <math>\alpha=.501</math></b>						
2 規則正しい生活をする	2.55	1.04	-.07	-.01	<b>.74</b>	.51
1 睡眠時間に気をつける	2.68	.98	.11	.01	<b>.43</b>	.24
適合度指標：GFI=.997, AGFI=.990, CFI=.998, RMSEA=.026						
			因子間相関			
			F1	F2	F3	
			F1	—	.70	.42
			F2	—	—	.50

尺度の信頼性を示す各因子の  $\alpha$  係数は、運動面因子  $\alpha =.805$ 、栄養面因子  $\alpha =.781$  と、十分な内的一貫性が確保されていた。しかし、生活面因子は  $\alpha =.501$  とやや低い値であった。尺度の構成概念妥当性を示すモデル適合度指標は、いずれも採択基準を満たす良好な値（GFI=.997, AGFI=.990, CFI=.998, RMSEA=.026）が得られた。

#### ④意思決定バランス（直接の規定要因）

対象者は「あなたが今やっている運動・スポーツをこのまま続けたとしたらどのような結果が予想されますか」と教示された後に、継続的な運動・スポーツ活動に対する利得と損失の知覚についての8つの質問に対して4件法（「よくあてはまる：4点」「すこしあてはまる：3点」「あまりあてはまらない：2点」「まったくあてはまらない：1点」）で自己評定した。なお、運動・スポーツ活動を行っていない者には、運動・スポーツ活動を開始

した場合を想定して回答させた。

そして、運動・スポーツ活動に対する意思決定バランスを構成する要因を探索するため、得られた回答データをもとに最尤法・プロマックス回転による因子分析を行った。8つの質問は、不健康な習慣的行動の変容過程を説明する TTM の構成要素である意思決定バランス（利得と損失、およびそれらのバランス）に対応して設定されている。因子分析はこれらの因子構造を確認するために行った。その結果、2つの因子が抽出された。第1因子は、「上手になれると思う」などの4つの質問で構成され、いずれも運動・スポーツ活動を継続することによって得られる様々な恩恵・利得を示していることから「利得」因子と命名した。第2因子は、「お金や時間の無駄になる」などの4つの質問で構成され、いずれも運動・スポーツ活動を継続することによる様々な負担・損失を示していることから「損失」因子と命名した。最終的に作成された「意思決定バランス評価尺度」を表4に示した。この尺度は、2因子8項目の質問で構成され、因子得点の範囲はいずれも4-16点で、因子得点が高いほど、利得感あるいは損失感が強いと解釈される。意思決定バランスとして評価される変数は、「利得」「損失」および「利得」から「損失」を減じた値で両者のバランスである「利得-損失バランス」の3変数とした。TTMで説明される行動の変容段階と意思決定バランスの関係では、一般的に前熟考期から維持期に向けて段階が移行するほど、行動に対する利得の知覚が高く、損失の知覚が低いとされる（Prochaska and Velicer, 1997）。そのため、本報における「利得-損失バランス」変数は値が大きいほど良好と評価される。

表4 因子分析に基づく「意思決定バランス評価尺度」の因子構成

	平均値	標準偏差	因子負荷量		共通性
			F1	F2	
<b>F1 利得 <math>\alpha=.720</math></b>					
2 体力を高めることができると思う	3.31	.66	<b>.83</b>	-.02	.70
1 上手になれると思う	3.00	.79	<b>.76</b>	.05	.57
3 友達がたくさんできると思う	3.08	.80	<b>.71</b>	.10	.49
5 健康に役立つと思う	3.50	.64	<b>.65</b>	-.12	.47
<b>F2 損失 <math>\alpha=.662</math></b>					
7 お金や時間の無駄になる	1.59	.73	-.09	<b>.75</b>	.60
8 スポーツ以外のやりたいことができなくなる	2.17	.95	.01	<b>.73</b>	.52
6 身体をこわしてしまうかもしれない	1.96	.85	.06	<b>.70</b>	.47
9 負けたり失敗していやな思いをする	1.71	.83	.04	<b>.66</b>	.42
適合度指標: GFI=.977, AGFI=.957, CFI=.948, RMSEA=.065					
			因子間相関		
			F1	F2	
			F1	—	-.21

尺度の信頼性を示す各因子の  $\alpha$  係数は、利得因子  $\alpha = .720$  と、十分な内的一貫性が確保されていた。しかし、損失因子は  $\alpha = .662$  とやや低い値であった。尺度の構成概念妥当性を示すモデル適合度指標は、いずれも採択基準を満たす良好な値（GFI=.977, AGFI=.957, CFI=.948, RMSEA=.065）が得られた。

⑤行動継続の自信（直接の規定要因）

対象者は「あなたは現在やっている運動・スポーツをどのくらい続けますか」と教示さ

れた後に、運動・スポーツ活動の行動継続の自信について、4件法（「絶対に続けると思う：4点」「たぶん続けると思う：3点」「たぶん続けられないと思う：2点」「続けられないと思う：1点」）で自己評定した。なお、運動・スポーツ活動を行っていない者には、運動・スポーツ活動を開始した場合を想定して回答させた。

### (3) データの処理

「ネガティブな健康感」3変数、「ポジティブな健康志向」3変数、「意思決定バランス」3変数、「行動継続の自信」1変数のそれぞれで、性別および年齢層別に記述統計量（平均値と標準偏差）を求めた。男女および年齢層の平均値間の有意差検定には、対応なし・なしの二要因分散分析（性別要因×年齢層要因）を採用し、その後の下位検定として多重比較検定（Bonferroni法）を行った。

次に、本報の調査対象者を、単一母集団および多母集団（男性と女性、青年期と成人期以降）からのサンプリングと仮定して、仮説モデル「運動・スポーツ活動の心理的要因モデル」を基礎に、「ネガティブな健康感」と「ポジティブな健康志向」を独立変数、「利得-損失バランス」を媒介変数、「行動継続の自信」を従属変数とする検証モデルを構造方程式モデリング（Structural Equation Modeling：SEM）により検証した。データに対するモデルの当てはまり具合を示すモデル適合度指標（GFI, AGFI, CFI, RMSEA）を求め、これらをモデル採択の基準とした。なお、多母集団同時分析のプロセスは、2つの性別（男性607名、女性695名）および2つの年齢層別（青年期439名、成人期以降863名）に行う母集団ごとの分析、それぞれの母集団で同じモデルを適用できることの配置不変性の検討、母集団間で差に対する検定統計量の絶対値が有意（1.96以上）と認められたパラメータに等値制約を設定した分析という順であった。また、既報（渡部, 2012）において見出された運動・スポーツ活動の維持との関係が強いという結果を踏まえて、本報では「意思決定バランス」を代表する変数として「利得-損失バランス」を検証モデルに組み込んだ。

各検定には統計処理ソフト SPSS Statistics 23 および Amos 21 を用い、有意水準は危険率 5% 未満とした。

## 3 結果

### (1) 心理的要因各変数の性差および年齢層差

表5-表8に、継続的な運動・スポーツ活動に関わる「ネガティブな健康感」の3因子、「ポジティブな健康志向」の3因子、「意思決定バランス」の2因子と「利得-損失バランス」、および「行動継続の自信」の記述統計量と二要因分散分析（性別要因×年齢層要因）による平均値の差の検定結果を示した。

「ネガティブな健康感」の3因子とも有意な交互作用は認められなかった。「身体面」因子の性別要因に有意な主効果（ $F(1)=60.876, p<.001, \eta_p^2=.045$ ）が認められ、女性の方が高得点であった。「精神面」因子（ $F(4)=4.397, p<.01, \eta_p^2=.013$ ）と「社会面」因子（ $F(4)=4.953, p<.01, \eta_p^2=.015$ ）では、年齢層要因で有意な主効果が認められた。そこで、多重

表5 「ネガティブな健康感」各変数の記述統計量（平均値、標準偏差）と二要因分散分析（性別×年齢層）

		青年期	成人期	中年前期	中年後期	高年期	多重比較検定				
		平均値	7.99	7.93	7.76	7.52	df	F	p	$\eta_p^2$	
身体面	男性	8.13	7.99	7.93	7.76	7.52	1	60.875	.000	.045	
		標準偏差	2.94	2.76	2.75	2.46	2.25	4	.480	.751	.001
	女性	9.48	9.59	9.62	9.77	9.08	4	.334	.855	.001	
精神面	男性	5.34	4.81	4.67	4.70	4.83	1	2.331	.127	.002	
		標準偏差	2.22	1.82	1.60	1.93	1.42	4	4.397	.002	.013
	女性	5.40	5.38	5.05	5.11	4.49	4	1.460	.212	.005	
社会面	男性	5.46	5.04	4.89	4.88	4.69	1	1.154	.283	.001	
		標準偏差	1.93	1.68	1.41	1.43	1.28	4	4.953	.001	.015
	女性	5.39	5.23	5.09	5.18	4.72	4	.514	.726	.002	

表6 「ポジティブな健康志向」各変数の記述統計量（平均値、標準偏差）と二要因分散分析（性別×年齢層）

		青年期	成人期	中年前期	中年後期	高年期	多重比較検定				
		平均値	5.38	5.52	5.61	6.03	df	F	p	$\eta_p^2$	
運動面	男性	5.30	5.38	5.52	5.61	6.03	1	10.833	.001	.008	
		標準偏差	1.68	1.75	1.55	1.80	1.35	4	3.494	.008	.011
	女性	4.88	5.04	5.14	5.10	5.67	4	.066	.992	.000	
栄養面	男性	5.52	5.94	6.19	6.36	6.83	1	8.128	.004	.006	
		標準偏差	1.75	1.61	1.50	1.48	1.10	4	18.106	.000	.053
	女性	5.76	6.39	6.48	6.65	7.23	4	.265	.901	.001	
生活面	男性	5.10	5.48	5.94	6.55	6.83	1	1.386	.239	.001	
		標準偏差	1.78	1.82	1.66	1.20	0.97	4	19.137	.000	.056
	女性	5.50	6.08	5.98	6.34	6.72	4	2.045	.086	.006	

表7 「意思決定バランス」各変数の記述統計量（平均値、標準偏差）と二要因分散分析（性別×年齢層）

		青年期	成人期	中年前期	中年後期	高年期
利得	平均値	12.94	12.98	12.99	12.55	11.66
	標準偏差	2.37	2.29	2.00	2.22	2.53
女性	平均値	12.93	12.93	13.02	12.83	12.13
	標準偏差	2.06	1.92	1.99	1.96	2.00
男性	平均値	8.28	7.58	7.17	6.61	6.72
	標準偏差	2.59	2.44	2.03	1.94	2.19
女性	平均値	7.49	6.98	7.17	7.22	6.87
	標準偏差	2.39	2.28	2.19	1.99	2.49
男性	平均値	4.66	5.40	5.82	5.94	4.93
	標準偏差	3.79	3.69	3.35	3.43	3.77
女性	平均値	5.44	5.95	5.85	5.61	5.26
	標準偏差	3.45	3.37	3.18	2.71	3.41

要因	df	F	p	$\eta_p^2$	多重比較検定
性別	1	.816	.367	.001	
年齢層	4	4.177	.002	.013	青年・成人・中年前>高年
性別×年齢層	4	.313	.869	.001	

要因	df	F	p	$\eta_p^2$	多重比較検定
性別	1	.537	.464	.000	青年・成人:男性>女性
年齢層	4	7.724	.000	.023	男性・青年>成人・中年前・中年後・高年
性別×年齢層	4	2.721	.028	.008	

要因	df	F	p	$\eta_p^2$	多重比較検定
性別	1	1.101	.294	.001	
年齢層	4	3.023	.017	.009	青年<成人・中年前
性別×年齢層	4	.790	.532	.002	

表8 「行動継続の自信」の記述統計量（平均値、標準偏差）と二要因分散分析（性別×年齢層）

		青年期	成人期	中年前期	中年後期	高年期
男性	平均値	3.00	3.05	2.98	3.00	2.97
	標準偏差	0.86	0.75	0.81	0.66	0.87
女性	平均値	2.70	2.86	2.78	2.88	2.77
	標準偏差	0.80	0.72	0.73	0.67	0.63

要因	df	F	p	$\eta_p^2$	多重比較検定
性別	1	12.300	.000	.009	男性>女性
年齢層	4	1.041	.385	.003	
性別×年齢層	4	.457	.767	.001	

比較検定を行ったところ、いずれの因子でも青年期は中年前期および高年期より有意に高い得点であった。

「ポジティブな健康志向」の3因子とも有意な交互作用は認められなかった。「運動面」因子 ( $F(1)=10.833, p<.01, \eta_p^2=.008$ ) と「栄養面」因子 ( $F(1)=8.128, p<.01, \eta_p^2=.006$ ) の性別要因に有意な主効果が認められ、「運動面」因子では男性、「栄養面」因子では女性の方が高得点であった。年齢層要因では、「運動面」因子 ( $F(4)=3.494, p<.01, \eta_p^2=.011$ ), 「栄養面」因子 ( $F(4)=18.146, p<.001, \eta_p^2=.053$ ), 「生活面」因子 ( $F(4)=19.137, p<.001, \eta_p^2=.056$ ) のいずれにも有意な主効果が認められた。そこで、多重比較検定を行ったところ、「運動面」因子では青年期・成人期<高年期, 「栄養面」因子では青年期<成人期・中年期・高年期および成人期<高年期, 「生活面」因子では青年期<成人期・中年期・高年期, 成人期<中年後期・高年期および中年前期<高年期の関係が確認された。したがって, 「栄養面」と「生活面」の因子を中心に, 青年期に比べてより高年齢層, 成人期に比べてより高年齢層と, 加齢とともに得点が高くなる傾向が認められた。

「意思決定バランス」の2因子と「利得-損失バランス」では, 「損失」因子に有意な交互作用 ( $F(4)=7.721, p<.05, \eta_p^2=.008$ ) が認められた。そこで, 単純主効果検定を行ったところ, 性別要因では青年期および成人期で男性の方が高得点であった。また, 年齢層要因では, 男性において, 青年期は成人期以上の高齢層に比べて高い得点であった。「利得」因子と「利得-損失バランス」には有意な交互作用が認められなかった。「利得」因子 ( $F(4)=4.177, p<.01, \eta_p^2=.013$ ) と「利得-損失バランス」 ( $F(4)=3.023, p<.05, \eta_p^2=.009$ ) のいずれも年齢層要因で有意な主効果が認められた。そこで, 多重比較検定を行ったところ, 「利得」因子では, 高年期はそれより低年齢層 (青年期, 成人期, 中年前期) に比べて得点が低く, 「利得-損失バランス」では, 青年期はそれより高年齢層 (成人期, 中年前期) に比べて得点が低かった。「利得」因子と「利得-損失バランス」の性別要因に有意な主効果は認められなかった。

「行動継続の自信」に有意な交互作用は認められなかった。性別要因に有意な主効果 ( $F(1)=12.300, p<.001, \eta_p^2=.009$ ) が認められ, 男性の方が高い得点であった。年齢層要因に有意な主効果は認められなかった。

## (2) 多母集団同時分析による仮説モデルの検証

まず, 全調査対象者を単一母集団として, 「運動・スポーツ活動の心理的要因モデル」を基礎とする検証モデルの適合度, および各変数間の関係性と影響力を SEM により分析した。その結果, モデル適合度指標は  $GFI=.955, AGFI=.898, CFI=.901, RMSEA=.105$  であり, 一部に基準を満たさない指標が認められた。そこで, 「ポジティブな健康志向」から「行動継続の自信」に伸びるパス係数 (標準化係数  $\beta = -.084, p<.01$ ) が他のパス係数に比べて低かったことと, 因子の信頼性を示す  $\alpha$  係数が .501 と低かったことから, 「生活面」因子をモデルから割愛した。この修正モデルを再度分析したところ, モデル適合度指標は  $GFI=.976, AGFI=.934, CFI=.944, RMSEA=.086$  と改善され, いずれも基準を満たす良好な値であった。また, このモデルを構成する変数の分散と変数間のパス係数と共

分散はいずれも有意 (すべて  $p < .001$ ) であった。そして、パス係数の正負から「ネガティブな健康感」は直接の規定要因に負の影響力(「利得-損失バランス」 $\beta = -.28$ , 「行動継続の自信」 $\beta = -.14$ ), 「ポジティブな健康志向」は正の影響力(「利得-損失バランス」 $\beta = .31$ , 「行動継続の自信」 $\beta = .35$ )を有することが確認された。したがって、妥当性が確保されたこのモデルを「運動・スポーツ活動の心理的要因モデル」として採択した。

次に、単一母集団を仮定して分析・採択されたモデルについて、性別要因(男性と女性)および年齢層要因(青年期と成人期以降)のそれぞれで多母集団同時分析を行った。なお、年齢層要因では、二要因分散分析の結果をもとに、多くの変数において年齢層間の差が明確であった青年期と成人期以降の間で区分した2群を設定した。

図2に、性別要因の多母集団同時分析の結果を示した。決定係数およびパス係数を男性(上段)と女性(下段)に分け、それぞれの分析ステップで得られたモデル適合度指標を図中に示した。分析手順に則り、最初に性別2群それぞれの母集団ごとにSEMを行った。その結果、モデル適合度指標は男性(GFI=.977, AGFI=.936, CFI=.948, RMSEA=.081), 女性(GFI=.985, AGFI=.958, CFI=.974, RMSEA=.062)とも採択の基準を満たした。したがって、異なる母集団に同じモデルを適用できることが確認された。そこで、多母集団を設定して配置不変性の検討から母集団間で差に対する検定統計量を確認したところ、「ポジティブな健康志向」の分散(2.79)と「ポジティブな健康志向」→「栄養面」因子のパス係数(2.11)に有意差が認められた。そのため、この2変量に等値制約を置いて「制約なし」と「制約あり」の2つのモデルについて多母集団同時分析を行っ

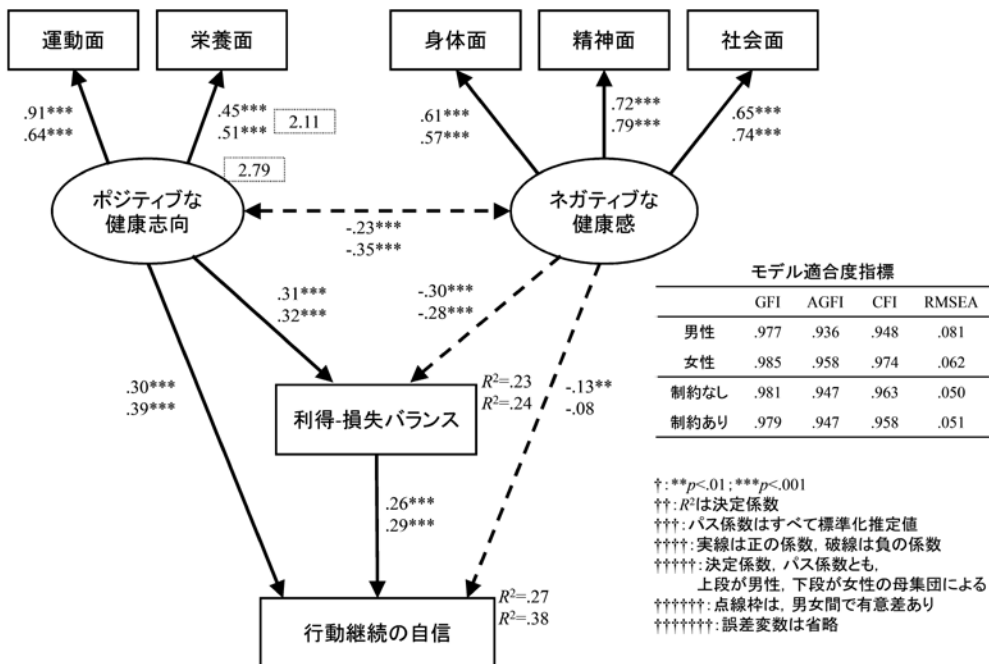


図2 「運動・スポーツ活動の心理的要因モデル」の性別による多母集団同時分析

た。その結果, 「制約なし」モデルの適合度指標 (GFI=.981, AGFI=.947, CFI=.963, RMSEA=.050) は「制約あり」モデルの適合度指標 (GFI=.979, AGFI=.947, CFI=.958, RMSEA=.051) より良好であった。したがって, 2つの母集団に同じモデルを適用できるが, 「ポジティブな健康志向」とその「栄養面」因子への影響力に差があり, 女性の方が強いと判断された。それに加えて, モデル適合度指標および「行動継続の自信」にみられる決定係数の性差から, このモデルの適用は女性により有効と推測された。

図3に, 年齢層要因の多母集団同時分析の結果を示した。決定係数およびパス係数を青年期 (上段) と成人期以降 (下段) に分け, それぞれの分析ステップで得られたモデル適合度指標を図中に示した。分析手順に則り, 最初に年齢層別2群それぞれの母集団ごとにSEMを行った。その結果, モデル適合度指標は青年期 (GFI=.981, AGFI=.945, CFI=.962, RMSEA=.070), 成人期以降 (GFI=.975, AGFI=.930, CFI=.946, RMSEA=.086) とも採択の基準を満たした。したがって, 異なる母集団に同じモデルを適用できることが確認された。そこで, 多母集団を設定して配置不変性の検討から母集団間で差に対する検定統計量を確認したところ, 「ポジティブな健康志向」の分散 (2.16), 「ポジティブな健康志向」↔「ネガティブな健康感」の共分散 (2.60), 「ポジティブな健康志向」→「利得-損失バランス」(3.06), 「ネガティブな健康感」→「利得-損失バランス」(2.91), 「ネガティブな健康感」→「行動継続の自信」(2.33) のパス係数に有意差が認められた。そのため, この5変量に等値制約を置いて「制約なし」と「制約あり」の2つのモデルについて多母集団同時分析を行った。その結果, 「制約なし」モデルの適合度指標 (GFI=.977,

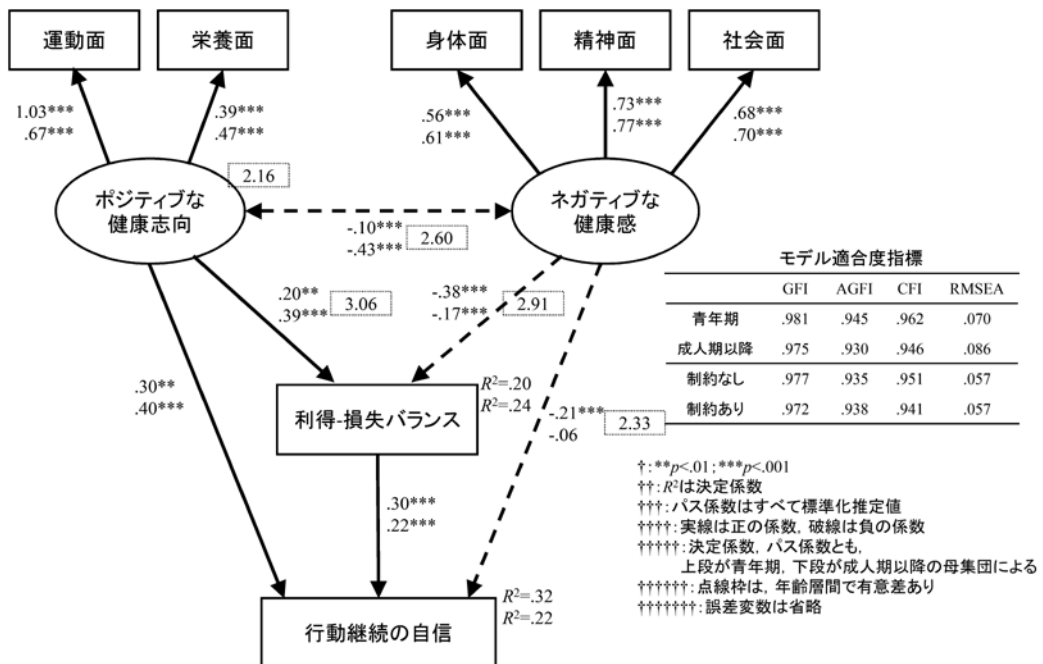


図3 「運動・スポーツ活動の心理的要因モデル」の年齢層による多母集団同時分析



AGFI=.935, CFI=.951, RMSEA=.057) は「制約あり」モデルの適合度指標 (GFI=.972, AGFI=.938, CFI=.941, RMSEA=.057) に対して AGFI を除き概ね良好であった。したがって、2つの母集団に同じモデルを適用できるが、青年期は成人期以降に比べ「利得-損失バランス」に対して「ポジティブな健康志向」の正の影響力が弱く、「ネガティブな健康感」の負の影響力が強いと判断された。また、「ネガティブな健康感」から「行動継続の自信」に伸びるパス係数をみると、成人期以降は有意ではないものの、青年期は負の影響力が強いと判断された。それに加えて、モデル適合度指標および「行動継続の自信」にみられる決定係数から、このモデルの適用は青年期でより有効と推測された。

## 4 考 察

### (1) 継続的な運動・スポーツ活動の心理的要因の性と年齢による違い

心理的要因に関する自己評価得点について、二要因分散分析により性別間および年齢層間の差を検証した。

まず、男女間を比較するという観点で分析結果を概観して考察する。明らかな性差は、先行する健康要因の「ネガティブな健康感（身体面）」と「ポジティブな健康志向（運動面、栄養面）」、直接の規定要因である「意思決定バランス（損失）」と「行動継続の自信」に認められた。そして、男性は女性に比べ、ポジティブな健康志向の「運動面」と意思決定バランスの「損失」、および「行動継続の自信」が明らかに高かった。

これらの結果から、男性は女性に比べ、健康に対する取り組みとして運動することを重視していることが窺える。しかし、運動・スポーツ活動を行うことによる時間的・経済的損失、あるいは身体的・精神的な弊害などの損失に対する知覚も高いようである。荒井ほか（2003）は、身体活動評価表を用いて大学生の身体活動量を調査し、過去において運動・スポーツ活動の経験を持つ男性ほど、現在も運動・スポーツ活動を行っていることを報告した。樋上ほか（1996）は、中・高齢者の運動実施を規定する要因を検討して、運動行動を規定する心理的要因に影響する先行要因として過去の運動経験があることを示している。このように年代の違いを問わず、特に男性においては過去に楽しかったという運動経験を有することが、現在の運動・スポーツ活動の開始と継続に好影響をもたらすようである。そして、常行ほか（2011）は、男性高齢者において運動・スポーツ活動の楽しさ経験が運動セルフエフィカシーを媒介して運動・スポーツ実施の変容ステージに影響することを報告している。すなわち、本研究で認められた男性の運動面におけるポジティブな健康志向と行動継続の自信が女性に比べて高いことは、その背景に過去の運動経験、およびその楽しさ経験が豊富であるという基本的なライフスタイルの影響が考えられる。そして、このような過去の運動・スポーツ活動の成功あるいは失敗経験に基づく「遂行行動の達成」を情報源としてセルフエフィカシーを高く保持することが、様々な運動・スポーツに対する損失・弊害の認識に抗して運動行動継続の自信を高めることにつながるようである。

これに対して、女性は男性に比べ、ネガティブな健康感の「身体面」、ポジティブな健康志向の「栄養面」が明らかに高かった。したがって、女性は健康に対する取り組みとし

て栄養面に関心があるものの、疲労感の強さといった身体的側面の不健康感が強いことを示している。これらは運動・スポーツに対する損失の知覚を高くすることはないものの、運動行動継続の自信を高めることを阻害している可能性がある。国民健康・栄養調査（厚生労働省健康局，2015）によれば，運動を習慣化している者の割合において若い年齢層の女性の低率が示されており，20歳代－40歳代では20%を下回る。さらに，1日の歩数も女性の方が明らかに少なく，日常の身体活動量の不足が推測される。上地ほか（2003）は，子どもの身体活動の利得と損失の知覚は，身体活動水準の低下に強く反映されると示唆している。子どもに限らず女性の身体活動水準が低いことの報告は多い（たとえば，荒井ほか，2003；WHO，2016）。したがって，女性は男性に比べ，運動・スポーツ活動の経験が乏しいことと日常の身体活動量が少ないことで，「遂行行動の達成」を情報源とするセルフエフィカシーを低減させていることが推測される。また，いくつかの国際調査（インターネット調査）を概観すると，日本人一般の睡眠時間が他国に比べて少なく（神山，2010），その特徴は特に女性で顕著となっている（各年代を総合した41.2%の女性の平均睡眠時間は6時間未満）。この女性の睡眠時間の少なさが，日中の眠気（48.7%）や睡眠の不足感（39.5%）といった疲労感を高い確率で誘発すると考えられる（データ提示は，厚生労働省健康局，2015）。島本ほか（2015）は，大学生の主観的健康度を調査して，女子学生が自分のことを不健康と認識する割合が男子学生より多く，その理由として，女性は食事のアンバランスや不規則な生活とともに睡眠不足をあげていることを報告した。このように，いずれも低いレベルの運動・スポーツ経験，日常の身体活動量，さらには睡眠時間や主観的健康度などを背景として，女性は男性に比べると，運動・スポーツに対するセルフエフィカシーの低減を招きやすく，それらが運動・スポーツ活動の習慣化に対して強いバリアになっている可能性がある。

次に，年齢層間を比較するという観点を加えて分析結果を概観して考察する。明らかな年齢層間の差は，先行する健康要因である「ネガティブな健康感（精神面，社会面）」と「ポジティブな健康志向（運動面，栄養面，生活面）」，および直接の規定要因である「意思決定バランス（利得，損失，利得-損失バランス）」に認められた。しかし，「行動継続の自信」については年齢層間の差が認められなかった。そして，若い年齢層である青年期は高年齢層に比べ，ネガティブな健康感の「精神面」「社会面」と意思決定バランスの「損失」が明らかに高かった。また，ポジティブな健康志向3因子がいずれも低かった。

本研究で想定した心理的要因の年齢層間の違いをみると，注目すべき特徴的な時期は青年期とみることができる。この時期は，健康に対する精神的および社会的な自己イメージが低く，健康に対する積極的な取り組みは運動，栄養，生活のいずれの面も抑制されている。青年期におけるこれらの要因は高年齢層に比べて，運動・スポーツ活動の習慣化に対してバリアになっている可能性がある。しかし，加齢とともに次第に改善されていく傾向がみられる。そして，この影響要因としての否定的な特徴は特に男性に表れている。青年期を含む比較的に若い年齢層は，いくつかの公的機関の調査（たとえば，文部科学省スポーツ庁健康スポーツ課，2015；厚生労働省健康局，2015）でも，体力と身体活動量の低下，および健康運動の習慣化のいずれにおいても，他の年齢層に比べて低いことが報告されてい

る。すなわち、若い年齢層の多くの者が、習慣化された運動・スポーツ活動の開始と継続を実現できない理由として、先行する健康要因と、これに影響を受けた意思決定バランス（直接の規定要因）といった心理的要因に影響されていることが考えられる。

先行する健康要因について樋上ほか（1996）は、中・高齢者の運動実施を規定する要因として、運動やスポーツに対する好意的な印象や自信、現状での健康状態に対する適度な問題視をあげている。渡部（2012）も示唆するように、青年期を中心とした若い年齢層では、健康希求にそれほど現実感がなく、むしろ漠然とした否定的な健康感が強いことで、運動・スポーツ活動に対する認識と関わり方は中高年者に比べて消極的となるのであろう。

本報において直接の規定要因と想定した意思決定バランスは、性と年齢層を問わず、継続的な運動・スポーツ活動に対する「損失」より「利得」の知覚を高く見積もっており、全体的にみると「利得-損失バランス」は比較的に良好な値を示している。ただし、その「利得-損失バランス」は年齢層間で異なり、青年期は成人・中年期に比べて低値である。すなわち、若い年齢層の青年期では、特に男性の「損失」の知覚が強いものの、加齢とともに「損失」の知覚が低下して、運動・スポーツ活動に対する意思決定バランスがより良好な状態に変化していくようである。運動や身体活動の関連要因あるいは決定因として、知覚された利得と損失のバランスをあげている報告は多い（たとえば、サリス・オーウェン、2000；van Stralen et al., 2009；シュワルツァー・フッカス、2009）。したがって、青年期に認められた意思決定バランスは、成人・中年期に比べれば運動・スポーツ活動の開始と継続に好影響とはいえないようである。ただし、加齢とともにこれらの心理的要因に対する反応性が向上して、影響力が良好になっていくと推測される。

以上のように、継続的な運動・スポーツ活動に対して、想定した心理的要因の影響力を推測できる妥当な結果が得られたことから、設定した仮説モデルの妥当性とモデルを構成する要素（心理的要因）間の関係性について、性と年齢の違いを観点にSEMにより検証する。

## (2) 継続的な運動・スポーツ活動の心理的要因の構造に関する性と年齢の違い

本研究において、継続的な運動・スポーツ活動に対する4つの心理的要因を、先行要因と直接の規定要因に分類した仮説モデル「運動・スポーツ活動の心理的要因モデル」を設定した。このモデルを用い、単一母集団および多母集団（男性と女性、青年期と成人期以降）を仮定して、SEMにより得られたモデル適合度指標から性と年齢による違いを検討した。

単一母集団の心理的要因モデルを基礎とする検証モデルに対して、ポジティブな健康志向の「生活面」因子を割愛した修正モデルが、すべての適合度指標で良好な値を得た。このことから、修正モデルを最終的に「運動・スポーツ活動の心理的要因モデル」として採択した。パス係数の正負から「ネガティブな健康感」は「利得-損失バランス」と「行動継続の自信」に負の影響力をもち、「ポジティブな健康志向」は正の影響力をもつことが確認された。したがって、採択された心理的要因モデルの構造は、負の相関関係にある2つの先行要因のうち、「ネガティブな健康感」から「行動継続の自信」への直接効果と「意思決定バランス」を介して「行動継続の自信」に至る間接効果のプロセスと、「ポジティ

ブな健康志向」から同様の直接効果と間接効果のプロセスを有するものである。前述したように、直接の規定要因である意思決定バランスと運動セルフエフィカシーは、身体活動（運動とスポーツ活動）の決定因であることが、多くの先行研究により示唆されている。そして、既報（渡部, 2012）において、本研究の調査対象者である通信教育部学生は、様々な公的機関の広報や研究報告との比較から、運動・スポーツ活動習慣という点では一般的であり、固有性の高い集団ではないことが確認されている。これらを勘案すると、このモデルは性の違いに限ることなく幅広い年齢層に適用されうる心理的要因モデルであり、継続的な運動・スポーツ活動を予測できるモデルと考えられる。

そして、性別の2群および年齢層別の2群で多母集団を仮定し、SEMによるモデル適合度指標の値から各群の妥当性が確認されたため、等値制約を設定して多母集団同時分析を行った。その結果、性別および年齢層別のいずれも、「制約あり」に対して「制約なし」の適合度指標が概ね良好であった。すなわち、性別および年齢層別のそれぞれで2つの母集団に同じモデルを適用できるが、各要因の影響力は母集団間で異なることになる。いずれの母集団モデルも、先行要因の「ネガティブな健康感」は、直接の規定要因である「利得-損失バランス」と「行動継続の自信」に負の影響力を示し、「ポジティブな健康志向」は正の影響力を示した。

心理的要因モデルを構成する要素および要素間の関係に注目して、モデルの構造的な観点から性別2群の差をみると、女性は「ポジティブな健康志向」の「栄養面」に対する影響力が強く、「ネガティブな健康感」の「行動継続の自信」に対する負の影響力が有意ではない。そして、分散分析において認められた「栄養面」の得点平均値が有意に高かったことを踏まえると、先行する健康要因として、栄養面の積極的な取り組みを中心としたポジティブな健康イメージが、セルフエフィカシー（直接効果）および意思決定バランスを介してセルフエフィカシー（間接効果）に強く働きかけていると考えられる。これに対して、男性は女性に比べると「ネガティブな健康感」から「行動継続の自信」への負の影響力が認められることに加え、先の分散分析において認められた「ネガティブな健康観（身体面）」「意思決定バランス（損失）」の得点平均値が有意に高かったことを踏まえると、先行する健康要因として、身体面のネガティブな健康イメージが運動・スポーツ活動に対する損失の知覚を高めやすく、セルフエフィカシーへの直接的な負の影響力も高めやすいと考えられる。しかし、実際には、分散分析において「行動継続の自信」は男性の方が有意に高かったことから、運動面を中心とするポジティブな健康志向が、ネガティブな健康イメージの働きを抑えて、意思決定バランスの利得の知覚とセルフエフィカシーに対する維持・促進機能を働かせていると示唆される。とりわけ先行要因のセルフエフィカシーへの直接効果にみられるような、運動・スポーツ活動に対して先行する要因と直接の規定要因の働き方の性差が、セルフエフィカシーの継続的な運動・スポーツ活動に対する影響力に違いを生じさせていると推測される。

心理的要因モデルを構成する要素および要素間の関係に注目して、モデルの構造的な観点から年齢層別2群の差をみると、青年期の構造的な特徴が明確になる。すなわち、先行する要因である「ネガティブな健康感」の「利得-損失バランス」と「行動継続の自信」

に対する負の影響力が強く作用しており、明らかに成人期以降と異なる。それとともに、「ポジティブな健康志向」の「利得-損失バランス」に対する正の影響力が低い。また、先行する要因間の共分散も低く、比較的両者は独立していると推測される。先の分散分析の結果では、「ポジティブな健康志向（運動面、栄養面）」の得点平均値は有意に低く、「ネガティブな健康感（精神面、社会面）」と「意思決定バランス（損失）」は有意に高かった。これらを踏まえて総合的に考察すると、青年期（とりわけ男性）は、先行する健康要因である精神面や社会面の健康に対するネガティブな自己イメージが、セルフエフィカシー（直接効果）と意思決定バランスを介したセルフエフィカシー（間接効果）に負の影響力を働かせている。一方で、健康に対する運動面や栄養面の取り組みを中心としたポジティブな健康志向の、セルフエフィカシーおよび意思決定バランスに働きかける影響力は弱い。そして、両先行要因は独立して機能を発揮しているようである。このように、運動・スポーツ活動に対して先行する要因と直接の規定要因の働き方の年齢間差が、とりわけ青年期に特徴的に表れている。青年期の先行する健康要因におけるネガティブな健康感のセルフエフィカシーへの直接効果と間接効果による負の影響力の強さと、ポジティブな健康志向の両規定要因への正の影響力の弱さが独立して働く構造的な特徴は、継続的な運動・スポーツ活動の成立を阻害している可能性が指摘される。

座位中心のライフスタイルから脱して、運動やスポーツによる活発な身体活動を習慣化するには、その利得と損失の知覚という認知的・心理的要因が重要であると考えられている。継続的な運動・スポーツ活動に無関心で実践したことがない段階は、安定的で行動変容が困難とされ、意思決定バランスは、この段階移行の予測因子になり（岡，2000）、特に損失の知覚が習慣化運動の維持に強い関係性がある（サリス・オーウェン，2000）とされる。また、習慣化された運動行動に至るまでの行動の変容段階において、段階が後期になるほどセルフエフィカシーが高い（Janis and Mann, 1977）とされる。今回の結果も、これまでの報告を支持するものであり、性や年齢を問わず意思決定バランスと運動継続に対するセルフエフィカシーが運動・スポーツ活動の習慣化に強く働きかけていることが推測される。ただし、本報では検証モデルに健康に対する自己イメージを先行要因として加えることで、とりわけ青年期の若い年齢層の男性に健康関連の自己イメージを起点とする心理的要因間の関係性に課題をもつ者が多いことも理解できた。この時期の男性に対する継続的な運動・スポーツ活動には、意思決定バランスやセルフエフィカシーの変容を目指した認知的・心理的介入の重要性が示唆されるが、それだけでなくこれに影響力をもつ健康に対する自己イメージの改善が必要と考えられる。

## 5 まとめ

この研究の目的は、運動・スポーツ活動の継続を規定する心理的要因の性あるいは年齢による違いを検討することであった。分析した心理的要因は、健康関連の自己イメージ（「ネガティブな健康感」「ポジティブな健康志向」）、「意思決定バランス（利得と損失の知覚）」、「行動継続の自信」であった。そして、先行要因である健康関連の自己イメージが、直接

の規定要因である意思決定バランスと行動継続の自信に影響し、それらが運動・スポーツ活動の継続に影響するという仮説モデルを設定した。

仮説モデルに採用した心理的要因に対応する3つの心理尺度を含む質問紙調査が大学の通信教育部に在籍する1369名の学生（18-64歳）を対象に行われた。対象者は男女別に5つの年齢層に分類された。心理的要因に関する自己評価得点について、二要因分散分析により男女間および年齢層間の差を検証した。その結果を以下に示す。

- 1) 男性は女性に比べ、ポジティブな健康志向の「運動面」、意思決定バランスの「損失」、および「行動継続の自信」が高かった。
- 2) 女性は男性に比べ、ネガティブな健康感の「身体面」、ポジティブな健康志向の「栄養面」が高かった。
- 3) 低年齢層の青年期は高年齢の層に比べ、ネガティブな健康感の「精神面」「社会面」と意思決定バランスの「損失」が高かった。
- 4) 低年齢層の青年期は高年齢の層に比べ、ポジティブな健康志向が低かった。

次に、単一母集団および多母集団（男性と女性、青年期と成人期以降）を仮定して、仮説モデルをSEMにより検証した。その結果を以下に示す。

- 1) 単一母集団のモデルにおいてモデル適合度指標は基準を満たす値が得られたことから、これを「運動・スポーツ活動の心理的要因モデル」とした。
- 2) 等値制約を設定して多母集団同時分析を行ったところ、性および年齢層のいずれも、「制約あり」に対して「制約なし」の適合度指標が概ね良好であった。
- 3) いずれの母集団モデルも、先行要因のネガティブな健康感、直接の規定要因である「利得-損失バランス」と「行動継続の自信」に負の影響力を示し、ポジティブな健康志向は正の影響力を示した。
- 4) 青年期は、意思決定バランスと「行動継続の自信」に対するネガティブな健康感の影響力が強く作用していた。

したがって、性別および年齢層別の2つの母集団はいずれも同じモデルを適用できるが、各要因の影響力は母集団間で異なると推測された。

本研究の課題として、得られた結果の解釈についての留意があげられる。すなわち、調査対象者が一部の大学通信教育部に在籍する者であり、結論は限定されたものである。加えて横断的研究であり、中年期と高年期のサンプル数が少ないことなどを踏まえると、得られた知見をそのまま日本人に一般化することは慎重にならなければならない。

---

## 〔注〕

- 1) セルフエフィカシー（Self-efficacy）は、Bandura（1977）が作成した造語であり、社会的認知理論（Social cognitive theory）の構成要素として自己効力感と邦訳されている。ある具体的な状況で、ある課題に対して適切な行動を成功裡に遂行できるといふ予測および確信のことであり、ある課題の達成を作り出すのに必要となる一連の行為をまとめたり、実行したりするその人の能力に関する信念である（竹中、2002）。

トランスセオレティカル・モデル（Transtheoretical Model：TTM）によれば，習慣化された運動行動の変容段階（変容ステージ：前熟考，熟考，準備，実行，維持）の移行にともなって，運動セルフエフィカシーは直線的に増加することが示されている。本研究で心理的要因の一つとして採用した「行動継続の自信」の中核をなす概念と捉えられる。なお，既報（渡部，2012）では，ステージの名称を無関心，関心，準備，実行，維持としたが，本報では竹中（Burbank and Riebe, 2005）の翻訳とその経緯を支持して上記の名称に改めた。

- 2) 意思決定バランスは，Janis and Mann（1977）によって提唱された意思決定理論（Decision making theory）の構成要素であり，行動に関わる意思決定に対する行動の恩恵（利得，プロズ）と負担（損失，コンズ）の知覚，およびそれらのバランス（相対評価）である。習慣化された運動行動の変容段階と意思決定バランスの関係は，一般的に TTM の前熟考期から維持期に向けた後期の段階に移行するほど利得の知覚が高く，損失の知覚が低いとされる。
- 3) Bandura（1977）が提示したセルフエフィカシーに影響する原則的な4つの情報源について，西田（2013）は次のように説明している。すなわち，成功経験によってセルフエフィカシーが高まる「遂行行動の達成」，他人が実際に行っているのを見て自分にもできそうだと挑戦する「代理的体験」，他者からあるいは自分自身に対する言葉がけによって自信を高める「言語的説得」，情動の喚起という生理的反応の変化を体験する「情動的喚起」であり，これらがセルフエフィカシーの形成と変容のための重要な情報となる。このうちの「遂行行動の達成」は，直接的に遂行の程度に関する情報を与えてくれるため，最も強力で効果的な情報源とされている（竹中・上地，2002）。

## 〔文献〕

- 青木邦男（2008）「在宅高齢者の運動行動のステージ変容に及ぼすプリント・メディアの影響に関する研究」『体育学研究』第53巻，pp.231-245。
- 青山友子・浅香明子・石島寿道・河野寛・薄井澄誉子・坂本静男・田畑泉・樋口満（2009）「中高年者における心肺体力とメタボリックシンドローム危険因子との関係 - “健康づくりのための運動基準2006”を用いた検討-」『体力科学』第58巻，pp.341-352。
- 荒井弘和・木内敦詞・中村友浩・浦井良太郎（2003）「大学1年生における身体活動量と性別・運動経験・日常生活行動との関係」『大学体育』第30巻，第1号，pp.21-26。
- 池辺さやか・三國牧子（2014）「自己効力感研究の現状と今後の可能性」『九州産業大学国際文化学部紀要』第57号，pp.159-174。
- 上地広昭・竹中晃二・鈴木英樹（2003）「子どもにおける身体活動の行動変容段階と意思決定バランスの関係」『教育心理学研究』第51巻，第3号，pp.288-297。
- 岡浩一郎（2000）「行動変容のトランスセオレティカル・モデルに基づく運動アドヒレンス研究の動向」『体育学研究』第45巻，第4号，pp.543-561。

- 岡浩一朗・平井啓・堤俊彦（2002）「中年者における身体不活動を規定する心理的要因：運動に関する意思決定のバランス」『行動医学』第9巻，第1号，pp.23-30。
- 岡浩一朗（2003）「中年者における運動行動の変容段階と運動セルフ・エフィカシーの関係」『日本公衆衛生雑誌』第50巻，第3号，pp.208-215。
- 小塩真司（2008）『はじめての共分散構造分析：Amosによるパス解析』東京図書，pp.87-119。
- 小俣里知子・深見和男・今野守・市川陽子（1998）「女性の年齢別にみたスポーツ継続理由に関する研究」『日本大学国際関係学部生活科学研究所報告』第21号，pp.37-45。
- 久保克彦・吉中康子・小川嗣夫・木村みさか（2008）「中高齢者の運動継続への心理的援助の効果」『人間文化研究』第22号，pp.61-76。
- 健康体力づくり事業財団（2016）『健康手帳』，pp.6-11。
- 厚生労働省健康局（2015）『平成27年国民健康・栄養調査報告書』。
- 厚生労働省運動基準・運動指針の改定に関する検討会（2013）『健康づくりのための身体活動基準2013』。
- 神山潤（2010）『ねむり学入門：よく眠り，よく生きるための16章』新曜社，pp.1-8。
- サリス，J.F.・オーウェン，N.（2000）「身体活動の決定要因」，竹中晃二（監訳）『身体活動と行動医学－アクティブ・ライフスタイルをめざして－』北大路書房，pp.75-90。
- 島本太香子・ハフシメッド・田原武彦（2015）「大学生における主観的健康度および精神的健康度の分析－主観的健康度とストレス対処能の男女差および経時変化について－」『奈良大学総合研究所所報』第23号，pp.43-53。
- シュワルツァー，R.・フッカス，R.（2009）「危険行動の変容と健康行動の受容－自己効力の信念の役割－」，アルバート・バンデューラ著『激動社会の中の自己効力』，野口京子訳，金子書房，pp.230-254。
- 高石昌弘・樋口満・小島武次（1990）「発育段階からみた身体発達の特徴」，高石昌弘ほか（編）『からだの発達』大修館書店，pp.296-314。
- 竹中晃二（2002）「継続は力なり：身体活動・運動アドヒアランスに果たすセルフエフィカシーの役割」『体育学研究』第47巻，第3号，pp.263-269。
- 竹中晃二・上地広昭（2002）「身体活動・運動関連研究におけるセルフエフィカシー測定尺度」『体育学研究』第47巻，第3号，pp.209-229。
- 谷口幸一・園田順一・山中隆夫・志村正子・森司朗（1987）「運動が高齢者のメンタルヘルスに及ぼす影響」『臨床スポーツ医学』第4巻，第12号，pp.1403-1411。
- 谷口幸一・古谷学（1993）「高年者の日々の運動実施に影響する心理・社会的要因の検討」『体育学研究』第38巻，第2号，pp.99-111。
- 常行泰子・山口泰夫・高折和男（2011）「高齢者の運動ステージと運動セルフ・エフィカシーに影響を及ぼす健康要因と社会心理的要因に関する研究」『体育学研究』第56巻，pp.325-341。
- 西田保・澤淳一（1993）「体育における学習意欲を規定する要因の分析」『教育心理学研究』第41巻，第2号，pp.125-134。



- 西田保（2013）『スポーツモチベーション—スポーツ行動の秘密に迫る—』大修館書店，pp.10-23, pp.69-73。
- Burbank, P.M. and Riebe, D.（編著），竹中晃二（監訳）（2005）『高齢者の運動と行動変容：トランスセオレティカル・モデルを用いた介入』ブックハウス・エイチデイ，pp. iii - vi, pp.109-125。
- 樋上弘之・中込四郎・杉原隆・山口泰雄（1996）「中・高齢者の運動実施を規定する要因：心理的要因を中心として」『体育学研究』第41巻，第2号，pp.68-81。
- 文部科学省スポーツ庁健康スポーツ課（2015）『平成26年度体力・運動能力調査結果の概要及び報告書』。
- 渡部悟（2012）「運動・スポーツ活動の継続を規定する心理的要因の性と年齢による違い：通信教育部の学生を対象とした分析」『日本大学商学部総合文化研究』第17巻，第3号，pp.1-17。
- Bandura, A.（1977）Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change, *Psychological Review*, Vol.84, No.2, pp.191-215。
- Ford, E.S. and Li, C.（2006）Physical activity or fitness and the metabolic syndrome, *Expert Review of Cardiovascular Therapy*, Vol.4, No.6, pp.897-915。
- Janis, I.L. and Mann, L.,（1977）Decisional making: A psychological analysis of conflict, choice, and commitment, Free Press, New York。
- McAuley, E. and Blissmer, B.（2000）Self-efficacy determinants and consequences of physical activity, *Exercise and Sport Science Review*, Vol.28, No.2, pp.85-88。
- Prochaska, J.O., DiClemente, C.C., and Norcross, J.C.（1992）In search of how people change: Applications to addictive behaviors, *American Psychologist*, Vol.47, No.9, pp.1102-1114。
- Prochaska, J.O. and Velicer, W.F.（1997）The transtheoretical model of health behavior change, *American Journal of Health Promotion*, Vol.12, No.1, pp.38-48。
- Seele, R.M., Brage, S., Corder, K., Wareham, N.J., and Ekelund, U.（2008）Physical activity, cardiorespiratory fitness, and the metabolic syndrome in youth, *Journal of Applied Physiology*, Vol.105, No.1, pp.342-351。
- U.S. Department of Health and Human Services（2015）2015 *Physical Activity Guidelines for Americans*。
- van Stralen, M. M., De Vries, H., Mudde, A. N., Bolman, C., and Lechner, L.（2009）Determinants of initiation and maintenance of physical activity among older adults : A literature review, *Health Psychology Review*, Vol.3, No.2, pp.147-207。
- World Health Organization（2016）Prevalence of insufficient physical activity, *Global health observatory (GHO) data*。

**(Abstract)**

This study aimed to investigate how the psychological factors that regulate a person's continuation of exercise or sport activity differ according to sex and age. A hypothesis model was then set in which the preceding factor of one's health related self-image could influence the directly regulative factors of decision-making balance and confidence to continue exercise activity, which in turn would affect one's continuation of exercise or sports activity.

A questionnaire survey that included three psychological scales was thus carried out for 1369 students of the Distance Learning Division of our university (age 18 to 64). 1302 subjects for analysis were classified into five groups according to their age, separately by sex. Two-way ANOVA was used for the self-evaluation scores relating to the psychological factors to investigate the difference between sexes and among age groups. Consequently, male group showed higher scores in the "exercise aspect" of the positive health consciousness, "loss" of the decision-making balance and the confidence to continue exercise activity, on the other hand, they showed lower scores in the "physical aspect" of the negative health image and the "nutrition" of the positive health consciousness than that of female group. Compared to the older groups, the youngest group of the adolescent showed higher scores in the "psychological aspect" and "social aspect" of the negative health image as well as the "loss" of the decision-making balance, and on the other hand, they scored lower in the positive health consciousness.

Assuming a single population and a multiple one (male and female, as well as adolescent and others), we then verified the hypothesis model by structural equation modeling (SEM). As a result, the value of the goodness of fit was enough for the single population model. We further set equality constraints for a multiple-group simultaneous analysis. The fitness was better when constraints was not set than when set in both sex and the age groups. It was thus suggested that the same model could be adapted to the two populations, but the influence of each factor would differ between the populations. As for the adolescent group, for example, their negative health image had a strong impact on their decision-making balance and confidence to continue exercise activity.