



運動に関する感情経験，態度，および行動意図尺度の作成と運動行動との関連性の検討

原田，和弘
村上，晴香
宮地，元彦
近藤，徳彦

(Citation)

体力科学, 68(2):105-116

(Issue Date)

2019

(Resource Type)

journal article

(Version)

Version of Record

(Rights)

© 2019 一般社団法人日本体力医学会. 利用は著作権の範囲内に限られる

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/90005868>



運動に関する感情経験、態度、および行動意図尺度の作成と運動行動との関連性の検討

原田 和弘¹, 村上 晴香², 宮地 元彦², 近藤 徳彦¹**Development of affective experience, attitude, and behavioral intention scales for exercise and their associations with exercise behavior**Kazuhiro Harada¹, Haruka Murakami², Motohiko Miyachi² and Narihiko Kondo¹¹神戸大学大学院人間発達環境学研究科, 〒657-8051 神戸市灘区鶴甲3-11 (*Graduate School of Human Development and Environment, Kobe University, 3-11 Tsurukabuto, Nada, Kobe 657-8501, Japan*)²医薬基盤・健康・栄養研究所身体活動研究部, 〒162-8636 新宿区戸山1-23-1 (*Department of Physical Activity Research, National Institutes of Biomedical Innovation, Health and Nutrition, 1-23-1 Toyama, Shinjuku 162-8636, Japan*)

Received: October 18, 2018 / Accepted: December 10, 2018

Abstract This study aimed to develop affective experience, attitude, and behavioral intention scales for exercise, and examine their associations with exercise behavior. A web-based questionnaire survey was conducted among 500 individuals aged 60 to 69 years at baseline. The survey measured respondents' affective experiences, attitude, behavioral intention, exercise behavior, and demographic factors. The same survey was conducted 2 weeks (n = 345) and 1 year later (n = 338). Exploratory and confirmatory factor analyses showed that the factor structures of the affective experience (2 factors: 3 items each for positive experience and negative experience), attitude (2 factors: 3 items each for affective attitudes and instrumental attitudes), and behavioral intention scales (2 factors: 4 items each for intention to maintain behavior and intention to overcome barriers) were acceptable. For these scales, the Cronbach's alpha coefficients ranged from 0.69 to 0.92, Pearson's correlation coefficients for baseline and 2-week follow-up ranged from 0.51 to 0.81, and Cohen's d values for the associations with exercise behavior ranged from 0.46 to 0.98. After adjusting for demographic factors and exercise behavior at baseline, structural equation modeling showed that an affective attitude toward exercise at baseline significantly predicted exercise behavior at 1-year follow-up (standardized coefficient = 0.27), and that the affective attitude was predominantly explained by the positive affective experience of exercise (standardized coefficient = 0.80). The results confirmed the validities and reliabilities of the scales. Positive affective experiences and affective attitudes may be important determinants of exercise behavior.

*Jpn J Phys Fitness Sports Med, 68(2): 105-116 (2019)***Keywords :** affect, attitude, exercise, intention, motivation

緒 言

健康増進における運動行動の重要性は明らかであり、「健康づくりのための身体活動基準2013」¹⁾では、全ての世代に共通する方向性として、現在の身体活動量を増やすとともに、30分以上の運動行動を週2日以上行うことが推奨されている。運動習慣者の増加は、「二十一世紀における第二次国民健康づくり運動（健康日本21（第二次））」²⁾の目標の1つにも設定されている。しかし、我が国の運動習慣者は増加傾向にない³⁾。そのため、運動行動の効果的な促進方策を検討することは、我が国の公衆衛生上の重要課題である。運動行動の効果的な促進方策を考える上では、人々の運動行動の実施に影響を及ぼす

要因を同定する必要がある⁴⁾。このような同定を行うことで、行動変容を効果的に促すために働きかけるべき要因を把握できる⁴⁾。

人々の運動行動に影響を与える重要な要因の1つとして、“楽しい”“心地良い”“満足できる”などの感情要因が挙げられる。人々の運動行動には様々なレベルの要因（例：環境レベル、社会文化レベル）が影響を及ぼしているが⁵⁾、個々人の運動行動に対しては、心理レベルの要因の影響力が特に強いと考えられている⁶⁾。ただし、人間の意思決定には、思考や合理性など熟慮に基づく意思決定と、快楽や直感など感情に基づく意思決定の2種類があるものの⁷⁾、心理レベルの影響に注目した従来の研究の多くは、熟慮に基づく意思決定の観点から行われて

いる。例えば、運動行動の影響要因として広く知られている概念である、セルフ・エフィカシー⁸⁾、変容ステージ⁹⁾、恩恵と負担の認知¹⁰⁾、行動的スキル（自己調整）¹¹⁾は、熟慮に基づく意思決定に分類される。そこで今日は、感情に基づく意思決定の観点から、運動行動に影響する要因を解明する研究も進められている^{12,13)}。その成果として、感情要因が行動変容に及ぼす影響の強さは、セルフ・エフィカシーの影響の強さと同程度かそれ以上であることが、メタ分析により示されている¹³⁾。

感情要因と運動行動に関する心理学の理論・モデルでは、感情要因を構成する各要素を整理し、各要素がどのようなプロセスで、運動行動に影響を及ぼしているのかを説明する枠組みも提唱されている。計画的行動理論¹⁴⁾では、手段的態度（目的達成の手段としての行動の評価：“健康に良い”“必要だ”など）と感情的態度（行動に対する感情的評価：“好き”“楽しい”など）という2種類の態度が、行動意図（行動を行うことへの意思の強さ）を媒介して、行動に影響を及ぼすとされている¹⁵⁾。運動行動の学際モデル^{16,17)}では、運動に伴う良い感情経験（運動の実施中や運動直後に得られる感情の変化）が、感情的態度と運動への動機づけを高め、運動行動の促進に寄与するとされている。これらの理論・モデル¹⁴⁻¹⁷⁾に従うと、感情要因が運動行動に影響を及ぼすプロセスとして、「感情経験→態度→行動意図→運動行動」というプロセス、すなわち、運動実施によって良い感情を経験することが運動に対する態度の向上をもたらし、態度の向上が運動の行動意図を強化し、運動の行動意図の強化が、運動行動に好影響をもたらすというプロセスを想定できる。

これらの研究動向に従い、我が国でも、感情要因が運動行動の促進に果たす役割の検証を進め、その研究成果を蓄積していくには、運動行動に関わるこれらの感情要因を評価できる尺度の存在が不可欠である。我が国では、運動行動に対する感情的側面を評価する尺度¹⁸⁻²⁰⁾もいくつか開発されている。しかし、これらの尺度は、感情要因が運動行動に及ぼす影響のプロセスを段階的に捉えて作成されていない。

そこで、本研究では、60歳代の者を対象に、運動に関する感情経験、態度、行動意図を評価する尺度を作成し、その妥当性・信頼性を検証することと、これらの要因と運動行動との相互関連性を検証することを目的とした。60歳代は、仕事・家事などに費やす時間よりも自由時間の方が長くなり²¹⁾時間的余裕を持ちやすい年代であるとともに、高齢期の入口にあたる年代である。そのため、60歳代は、高齢期の健康増進を目指して運動行動の習慣づくりを行う好機の1つと位置付けられる。しかし、60歳代でも、運動習慣者の割合はこの10年間で増加傾向にない³⁾。従って、60歳代の運動行動に関する理解を深めることは、高齢期の健康増進に寄与し得るものと考えら

れる。

方 法

対象者と手続き マイボイスコム株式会社が自社管理している調査モニターのうち、60歳代であり、かつ、配偶者と同居している者を対象に、質問紙によるインターネット調査を行った。なお、この調査は、本稿で報告する以外の研究目的（就業・退職と夫婦の行動変容に関する研究目的）も有して計画・実施されたため、このような調査対象を設定した。

調査は、2017年3月（事前調査、2週間後調査）と、2018年3月（1年後追跡調査）に行われた。マイボイスコム株式会社の調査モニターは、公募型で登録された調査専用モニターであり、モニター数は約35万名である。約6ヶ月に1回、モニター登録情報の更新を行っている。

運動行動に関する心理尺度作成を行った主な論文^{8-11,18-20)}の解析対象者数は平均537名（最小294名¹⁹⁾、最大808名⁸⁾であることを踏まえ、本研究では、500名を事前調査の目標対象者数とした。この目標対象者数に達するためは、マイボイスコム株式会社の調査実績から、1100名程度に調査への協力を依頼するのが妥当と判断された。そこで、同社が把握しているモニター登録情報に従って、男女の比率と学歴（4年制大学以上／未満）の比率が、同年代の日本人全体（平成22年度国勢調査）と同等になるように層化した上で、該当するモニター1100名を無作為に抽出した。

この1100名に、調査への協力依頼文と、調査画面へのリンクを記した電子メールを配信した。調査画面の1ページ目で、本研究の趣旨等について説明した文面を掲示し、その内容を熟読の上、研究への参加に同意した場合のみ、次ページへのボタンをクリックするよう教示した。このボタンのクリックをもって、本研究への同意が得られたとみなした。マイボイスコム株式会社の調査方式に従い、有効回答者数が500名に達した時点で調査が終了した。

事前調査の終了から2週間後、尺度の再検査信頼性を検証するための再調査を500名に依頼した。このうち、345名から回答が得られた。

また、2018年3月に、事前調査の回答者500名に対して、同様の手続きで1年後追跡調査の依頼を行い、338名が1年後追跡調査に協力した。

本研究は、ヘルシンキ宣言および人を対象とした医学系研究に関する倫理指針に従って実施された。また、本研究は、神戸大学大学院人間発達環境学研究科内に設置された研究倫理審査委員会（事前調査および2週間後調査：承認番号248、1年後追跡調査：承認番号321）の承認を得ている。

調査項目

1. 運動の感情経験尺度

運動による一過性の感情変化に注目した研究¹³⁾では、運動中に得られる感情と、運動直後に得られる感情とを区別している点や、心理学の研究領域では感情を肯定的側面と否定的側面の2因子から捉える尺度が汎用されている点²²⁾を踏まえ、本研究では、運動中に生じる肯定的な感情3項目（「運動をしている最中は、楽しい気持ちになる」、「運動をしている最中は、運動に集中できる」、「運動をしている最中は、ワクワクした気持ちになる」）、運動直後に生じる肯定的な感情3項目（「運動した後は、満足した気持ちになる」、「運動した後は、気持ちがすっきりする」、「運動した後は、「次も運動したい」と感じる」）、運動中に生じる否定的な感情2項目（「運動をしている最中は、緊張した気持ちになる」、「運動をしている最中は、不安な気持ちになる」）、および、運動直後に生じる否定的な感情2項目（「運動した後は、疲れ果ててしまう」、「運動した後は、汗をかいて気持ちがわるい」）を新たに作成した。これらの作成では、我が国における一般的な感情尺度²²⁾および運動による一過性の感情反応尺度¹⁹⁾を参考にした。また、項目は、無作為に並び替えた。

教示文は、「あなたは普段、運動をした後や、運動をしている最中には、どのような気持ちになることが多いですか。以下の質問について、最も当てはまるものを、それぞれ1つ選んで答えてください。なお、現在運動をしていない方は、これまでの平均的な運動経験を思い出してお答えください」とし、「全くあてはまらない（1点）」、「あまりあてはまらない（2点）」、「どちらともいえない（3点）」、「少しあてはまる（4点）」、「とてもよくあてはまる（5点）」の5件法で回答を求めた。なお、本尺度は、これまでの経験に対する本人の判断を問う趣旨の質問であるため、このような趣旨の質問への回答に親和性の高い選択肢である「当てはまる」「当てはまらない」という用語を用いた選択肢とした。

2. 運動への態度尺度

運動行動に関する海外の既存尺度^{23,24)}を参考に、手段的態度5項目（「自分にとって運動を行うことは、優先順位の高いことだ」、「自分にとって運動を行うことは、時間を使う価値のあることだ」、「自分にとって運動を行うことは、必要なことだ」、「自分にとって運動を行うことは、役に立つことだ」、「自分にとって運動を行うことは、健康にいいことだ」）と感情的態度5項目（「自分にとって運動を行うことは、好きなことだ」、「自分にとって運動を行うことは、ワクワクすることだ」、「自分にとって運動を行うことは、楽しいことだ」、「自分にとって運動を行うことは、リラックスできることだ」、「自分にとって運動を行うことは、気持ちの良いことだ」）に該当す

る項目を作成した。項目は無作為に並び替えた。

教示文は、「あなたにとって、運動を行うことは、どのような位置付けのものですか。以下の質問について、あなたの考えに最もあてはまるものを、それぞれ1つお選びください」とし、「全くそう思わない（1点）」、「あまりそう思わない（2点）」、「少しだけそう思う（3点）」、「ややそう思う（4点）」、「非常に強くそう思う（5点）」の5件法で回答を求めた。なお、これまでの調査経験²⁵⁾から、態度に関しては「そう思う」の程度を示す選択肢が多い形式とすることで分布の偏りを防ぎやすくなると判断したため、このような形式の選択肢とした。

3. 運動の行動意図尺度

海外における既存の運動の行動意図尺度²⁶⁻²⁸⁾と、我が国における他の領域の行動意図尺度²⁹⁻³¹⁾を参考に、新たに項目を作成した。海外における運動の行動意図尺度²⁶⁻²⁸⁾は1因子構造であるが、我が国における他の領域の行動意図尺度²⁹⁻³¹⁾は2因子以上の構造が報告されている。そこで、運動についても、2因子以上の構造も想定できると判断した。具体的には、運動を継続することへの意図の強さを表す項目として、「今後の生活で、できる限り、運動を行っていきたい」、「もし運動を始めたら、続けるための努力を惜しまない」、「もし運動を始めたら、できるだけ長く運動を続けたい」、「もし運動を始めたら、できるだけ1日も休まずに運動をしたい」、「もし運動を始めたら、途中で挫折したくない」の5項目を、また、運動の阻害要因へ対処することへの意図の強さを表す項目として、「他の予定や用事などがあっても、できるだけ運動を優先したい」、「あまり時間がない時でも、運動を行う時間を確保したい」、「体調があまりよくない時でも、運動を行いたい」、「もし運動を始めたら、天候に左右されずに運動を続けたい」、「仕事や家事などで忙しい時でも、運動を行いたい」、「気分が落ち込んでいる時にも、運動を行いたい」、「少し疲れている時でも、運動を行いたい」、「旅行や冠婚葬祭など特別な行事の日でも、運動を行いたい」の8項目を作成した。これらを無作為に並び替えて調査を行った。

教示文は、「運動を行うことに対するあなたの意欲についてお伺いします。以下の質問について、あなたの考えに最もあてはまるものを、それぞれ1つお選びください」とし、「全くそう思わない（1点）」、「あまりそう思わない（2点）」、「どちらともいえない（3点）」、「少しとう思う（4点）」、「強くとう思う（5点）」の5件法で回答を求めた。

4. 運動行動の実施状況

運動行動は、枝分かれ形式で質問した。先行研究³²⁾を参考に、対象者全員に対して、「この1ヶ月間で運動をし

ましたか（スポーツ、散歩、軽い体操などを含みます）」と質問し、「全く運動しなかった」「運動したが、週1日未満だった」「週1日以上運動した」の3つの選択肢から1つを選ぶように求めた。「週1日以上運動した」を選んだ者は、平均的な週における運動の実施日数と、運動する日の1日の運動時間を数字で回答するよう求めた。

本研究では、厚生労働省の推奨基準¹⁾に従い、1日30分・週2日以上運動を実施している群と、この基準に達していない群（週1日未満、運動を実施していない者も含む）の2群に分類して取り扱った。

5. 基本属性

対象者の基本属性として、年齢、性別（男性、女性）、教育歴（4年制大学以上、4年制大学未満）、現在の就業（なし、あり）を取り上げた。

解析

1. 運動に関する感情経験、態度、および行動意図尺度の妥当性、信頼性の検証

事前調査のデータ（n=500）を用いた探索的および確認的因子分析によって、尺度の因子妥当性を検証した。まず、最尤法プロマックス回転による探索的因子分析を行い、固有値が1を下回る箇所を基準として、尺度の因子数を確認した。また、尺度内のいずれかの因子において、1) 因子への負荷量が0.40以上である項目がなくなる、2) 複数の因子に0.40以上の大きさで負荷する項目が生じる、または、3) 開発手続きで想定した因子構造と矛盾する項目が生じる段階に達するまで、因子負荷量が最も高い項目から順に項目を抽出した。次に、探索的因子分析によって示された因子数と、抽出された項目を用いて、確認的因子分析を行い、尺度の因子的妥当性を確認した。確認的因子分析の適合度指標は、Goodness of Fit Index (GFI), Comparative Fit Index (CFI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) を採用した。GFIとCFIは0.90以上で、RMSEAは0.10未満で、モデルは適合していると判断した³³⁾。因子分析から得られた各尺度について、該当する項目の点数の総和をそれぞれの尺度の得点とした。

尺度の信頼性として、内的整合性と再検査信頼性を検証した。内的整合性については、事前調査のデータ（n=500）を用いて、確認的因子分析で抽出された各尺度のCronbach's α 係数を算出した。 α 係数は、0.70以上であれば高いと判断³⁴⁾した。再検査信頼性については、事前調査の尺度の得点と2週間後再調査の尺度の得点のPearsonの積率相関係数を算出した（n=345）。心理学研究で開発が報告されている尺度の再検査信頼性の動向に従い³⁵⁾、係数が0.50を下回ると再検査信頼性が不十分と判断した。

尺度の基準関連妥当性として、事前調査（n=500）における運動行動の実施状況（1日30分・週2日に達していない群、1日30分・週2日に達している群）を独立変数、同調査の各尺度得点（または下位尺度得点）を従属変数としたt検定を行った。t検定では、効果量の指標としてCohen's dを算出し、効果量の大きさは、0.20以上で小、0.50以上で中、0.80以上で大と判断した³⁶⁾。

尺度の予測妥当性として、事前調査における各尺度得点（または下位尺度得点）が、1年後の運動行動を予測するかどうかを検証した（n=338）。具体的には、事前調査における運動行動の実施状況および基本属性の影響を統計的に補正した上で、尺度の得点（連続変数として投入）を独立変数、1年後追跡調査における運動行動を従属変数（1日30分・週2日に達していない群=0、1日30分・週2日に達している群=1）としたロジスティック回帰分析を行った。p値が0.05未満である場合、統計学的に有意な回帰とみなした。

確認的因子分析にはIBM SPSS AMOS 21を、その他の解析にはIBM SPSS Statistics 21を使用した。

2. 感情経験、態度、行動意図、および運動行動の相互関連性の検証

基本属性の影響を考慮した上で、新たに作成した尺度と運動行動の相互関連性をIBM SPSS AMOS 21を用いた構造方程式モデリングによって検証した。構造方程式モデリングでは、p値が0.05未満である場合は統計学的に有意であるとみなした。適合度指標は、確認的因子分析と同様に、GFI、CFI、RMSEAとした。

構造方程式モデリングの独立変数は、事前調査における運動の感情経験、運動への態度、および運動の行動意図、従属変数は、事前調査および1年後追跡調査における運動行動の実施状況（1日30分・週2日に達していない群=0、1日30分・週2日に達している群=1としたダミー変数）とした。初期モデルでは、各独立変数から従属変数へのパス、事前調査の運動行動から1年後追跡調査の運動行動へのパス、感情経験から態度へのパス、感情経験から行動意図へのパス、態度から行動意図へのパス、各基本属性から従属変数へのパス、各基本属性から独立変数へのパスの6種類を設定した。また、感情経験、態度、および行動意図の下位尺度同士と、基本属性内の項目同士で、相関を設定した。基本属性のうち、性別（男性=0、女性=1）、教育歴（4年制大学未満=0、4年制大学以上=1）、現在の就業（なし=0、あり=1）はダミー変数とした。

次に、初期モデルから、p値が大きい順にパスを1本ずつ削除して行き、モデル中の全てのパスのp値が0.05未満となるモデルを作成した（最終モデル）。独立変数または基本属性が従属変数に直接的または間接的に寄与

しない場合、最終モデルからは削除した。最終モデルについて、各従属変数に対する各独立変数の標準化総合効果を算出した。標準化総合効果は、ある独立変数が従属変数に対して直接的に寄与する効果（標準化直接効果）と、ある独立変数が、その他の変数を媒介して間接的に従属変数に寄与する効果（標準化間接効果）の和を意味する。

結 果

対象者の特徴 事前調査の回答者500名のうち、男性は242名(48.4%)、女性は258名(51.6%)であった。平均年齢は、64.9歳（標準偏差2.8歳）であった。教育歴は、4年制大学以上の者が69名(13.8%)、4年制大学未満の者が431名(86.2%)であった。現在就業している者は171名(34.2%)、就業していない者は329名(65.8%)であった。

1年後追跡調査の回答者(338名)と未回答者(162名)の基本属性の違いをt検定(年齢)または χ^2 検定(性別、教育歴、現在の就業)で分析した結果、p値が0.05未満となる基本属性項目はなかった。

運動に関する感情経験、態度、および行動意図尺度の妥当性、信頼性 それぞれの尺度に含まれる各項目の度数分布を算出した結果(Table 1, Table 2, Table 3)、1つの選択肢に50%以上の回答が集まっている項目は無かった。

運動の感情経験尺度を探索的因子分析した結果(Table 1)、2因子が抽出され、また、各因子には因子負荷量の

大きい上位3項目が採用された。因子1には肯定的な感情経験として想定した項目が、因子2には否定的な感情経験として想定した項目がそれぞれ含まれた。上位3項目を用いた確認的因子分析では、許容できる適合度指標が得られた。

運動への態度尺度の探索的因子分析でも(Table 2)、2因子が抽出され、また、各因子に対する負荷量の値が大きい上位3項目が採用された。因子1には感情的態度、因子2には手段的態度の項目がそれぞれ該当していた。これらの項目を用いた確認的因子分析で、許容できる適合度指標が得られた。

運動の行動意図尺度の探索的因子分析でも(Table 3)、2因子が抽出された。各因子の項目として、上位4項目が抽出され、因子1には運動継続への意図の強さを表すと想定した項目が、また、因子2には運動の阻害要因への対処意図の強さを表すと想定した項目が全て含まれる結果となった。これら上位4項目を用いて確認的因子分析を行った結果、許容できる適合度指標が示された。

以上の因子分析の結果から、各因子に該当する項目の点数の総和を、それぞれの尺度の下位尺度得点とした。

尺度の信頼性に関する指標である、Cronbach's α 係数(内的整合性)と、事前調査と2週間後の下位尺度得点との積率相関係数r(再検査信頼性)は、運動の肯定的な感情経験尺度で $\alpha=0.92$ およびr=0.77、運動の否定的な感情経験尺度で $\alpha=0.69$ およびr=0.51、運動への感情的態度尺度で $\alpha=0.92$ およびr=0.81、運動への手段的態度尺度で $\alpha=0.91$ およびr=0.71、運動の継続意図尺度で

Table 1. Frequency distribution of each item and exploratory and confirmatory factor analysis for scale of affective experience of exercise

	Frequency distribution					EFA ^a		CFA ^b	
	Definitely not	Probably not	Neither	Probably	Definitely	Factor I	Factor II	Factor I	Factor II
運動した後は、満足した気持ちになる	4.4%	9.6%	26.0%	43.8%	16.2%	0.89	-0.07	0.91	—
運動をしている最中は、楽しい気持ちになる	4.2%	13.0%	33.8%	37.8%	11.2%	0.88	-0.01	0.84	—
運動した後は、気持ちがすっきりする	4.2%	8.2%	22.2%	46.0%	19.4%	0.87	-0.07	0.92	—
運動をしている最中は、運動に集中できる	4.4%	10.4%	30.6%	42.0%	12.6%	0.86	0.01	—	—
運動した後は、「次も運動したい」と感じる	4.6%	16.2%	26.2%	39.8%	13.2%	0.80	-0.11	—	—
運動をしている最中は、ワクワクした気持ちになる	7.8%	19.0%	47.0%	20.2%	6.0%	0.79	0.13	—	—
運動をしている最中は、不安な気持ちになる	23.8%	48.0%	22.0%	4.8%	1.4%	0.00	0.71	—	0.64
運動した後は、疲れ果ててしまう	9.8%	29.4%	31.8%	23.2%	5.8%	-0.05	0.63	—	0.63
運動した後は、汗をかいて気持ちが悪い	16.6%	38.6%	28.8%	13.0%	3.0%	-0.14	0.57	—	0.69
運動をしている最中は、緊張した気持ちになる	10.4%	33.4%	34.0%	19.6%	2.6%	0.42	0.47	—	—

EFA, Exploratory Factor Analysis, CFA; Confirmatory Factor Analysis.

^aThe maximum likelihood method with promax rotation, ^bGFI=0.987, CFI=0.991, RMSEA=0.057

Correlation coefficients between the factor were -0.13 in exploratory factor analysis, and -0.27 in confirmatory factor analysis.

Table 2. Frequency distribution of each item and exploratory and confirmatory factor analysis for scale of attitude toward exercise

	Frequency distribution					EFA ^a		CFA ^b	
	Strongly disagree	Moderately disagree	Slightly agree	Moderately agree	Definitely agree	Factor I	Factor II	Factor I	Factor II
自分にとって運動を行うことは、好きなことだ	7.8%	22.2%	33.2%	27.2%	9.6%	0.95	-0.07	0.88	—
自分にとって運動を行うことは、ワクワクすることだ	6.8%	30.8%	34.8%	21.2%	6.4%	0.93	-0.11	0.88	—
自分にとって運動を行うことは、楽しいことだ	5.4%	19.4%	33.0%	32.8%	9.4%	0.89	-0.01	0.93	—
自分にとって運動を行うことは、リラックスできることだ	5.6%	15.4%	32.4%	35.4%	11.2%	0.82	0.10	—	—
自分にとって運動を行うことは、気持ちの良いことだ	4.8%	13.4%	32.0%	37.8%	12.0%	0.79	0.16	—	—
自分にとって運動を行うことは、優先順位の高いことだ	7.2%	27.2%	35.0%	25.4%	5.2%	0.65	0.17	—	—
自分にとって運動を行うことは、時間を使う価値のあることだ	4.6%	12.2%	32.4%	39.4%	11.4%	0.61	0.35	—	—
自分にとって運動を行うことは、必要なことだ	1.6%	9.8%	25.2%	43.0%	20.4%	-0.04	0.93	—	0.90
自分にとって運動を行うことは、役に立つことだ	2.8%	8.6%	26.4%	43.6%	18.6%	0.06	0.86	—	0.91
自分にとって運動を行うことは、健康にいいことだ	1.4%	4.8%	20.0%	45.8%	28.0%	-0.01	0.84	—	0.82

EFA, Exploratory Factor Analysis, CFA; Confirmatory Factor Analysis.

^aThe maximum likelihood method with promax rotation, ^bGFI=0.992, CFI=0.998, RMSEA=0.034

Correlation coefficients between the factor were 0.72 in exploratory factor analysis, and 0.69 in confirmatory factor analysis.

Table 3. Frequency distribution of each item and exploratory and confirmatory factor analysis for scale of behavioral intention to exercise

	Frequency distribution					EFA ^a		CFA ^b	
	Strongly disagree	Moderately disagree	Neither agree	Somewhat agree	Strongly agree	Factor I	Factor II	Factor I	Factor II
今後の生活で、できる限り、運動を行っていきたい	5.6%	8.0%	18.4%	47.0%	21.0%	0.97	-0.18	0.82	—
もし運動を始めたら、できるだけ長く運動を続けたい	5.0%	9.8%	23.0%	45.6%	16.6%	0.92	-0.10	0.85	—
もし運動を始めたら、続けるための努力を惜しまない	5.4%	13.0%	35.0%	35.8%	10.8%	0.81	0.03	0.85	—
もし運動を始めたら、途中で挫折したくない	5.2%	13.6%	28.2%	42.4%	10.6%	0.68	0.14	0.79	—
気分が落ち込んでいる時にも、運動を行いたい	8.6%	17.0%	28.6%	38.0%	7.8%	0.61	0.28	—	—
あまり時間がない時でも、運動を行う時間を確保したい	7.2%	16.4%	26.0%	35.4%	15.0%	0.55	0.19	—	—
旅行や冠婚葬祭など特別な行事の日でも、運動を行いたい	23.4%	40.0%	25.6%	8.4%	2.6%	-0.27	0.99	—	0.78
仕事や家事などで忙しい時でも、運動を行いたい	14.0%	31.4%	32.4%	19.0%	3.2%	0.02	0.85	—	0.89
他の予定や用事などがあっても、できるだけ運動を優先したい	10.2%	33.2%	39.2%	14.2%	3.2%	0.13	0.69	—	0.75
もし運動を始めたら、天候に左右されずに運動を続けたい	15.0%	28.6%	29.0%	22.2%	5.2%	0.15	0.64	—	0.75
体調があまりよくない時でも、運動を行いたい	21.4%	36.8%	25.0%	14.0%	2.8%	0.06	0.58	—	—
もし運動を始めたら、できるだけ1日も休まずに運動をしたい	10.4%	27.0%	31.4%	24.6%	6.6%	0.27	0.51	—	—
少し疲れている時でも、運動を行いたい	9.4%	23.2%	35.0%	27.0%	5.4%	0.42	0.43	—	—

EFA, Exploratory Factor Analysis, CFA; Confirmatory Factor Analysis.

^aThe maximum likelihood method with promax rotation, ^bGFI=0.949, CFI=0.963, RMSEA=0.098

Correlation coefficients between the factor were 0.68 in exploratory factor analysis, and 0.65 in confirmatory factor analysis.

$\alpha=0.90$ および $r=0.71$ 、運動の阻害要因への対処意図尺度で $\alpha=0.87$ および $r=0.62$ となった。

基準関連妥当性に関して、事前調査のデータを用いた t 検定の結果 (Table 4)、運動行動と肯定的な感情経験尺度、感情的態度尺度、手段的態度尺度、および運動の継続意図尺度との効果量は大きく、運動行動と阻害要因への対処意図尺度との関連性の効果量は中程度であった。運動行動と否定的な感情経験尺度との効果量は、中程度と判断される閾値 ($d=0.5$) を下回る値であった。

また、予測妥当性について、事前調査の運動行動と基本属性の影響を統計的に補正したロジスティック回帰分析の結果、事前調査におけるいずれの下位尺度得点も、1 年後の運動行動に対して有意に回帰していた (Table 5)。

感情経験、態度、行動意図、および運動行動の相互関連性 1 年後追跡調査の回答者 (338名) と未回答者 (162名)との間で、事前調査における運動行動の状況 (χ^2 検定) と各尺度得点 (t 検定) を比較した結果、 p 値が 0.05

未満となるものはなかった。

感情経験、態度、行動意図、および運動行動の相互関連性についての構造方程式モデリングの初期モデルの結果を Fig. 1 に示した。なお、図の可読性を保つため、Fig. 1 では、各基本属性から独立変数および従属変数に対するパスの表記を省略した。初期モデルにおいては、感情的態度が、両時点における運動行動を直接予測していた。また、運動の肯定的および否定的な感情経験は、感情的態度と直接関連していた。感情的態度は阻害要因の対処意図と、手段的態度は運動の継続意図とそれぞれ直接関連していた。

初期モデルから、 p 値の大きさに従いパスを順番に削除した最終モデルを Fig. 2 に示した。Fig. 2 においては、図の可読性に支障は無かったため、各基本属性から独立変数および従属変数へのパスも省略せずに記載した。阻害要因の対処意図は、運動行動を有意に予測しなかったため、最終モデルからは除外された。また、両時点の運動行動に対する各変数の標準化総合効果を Table 6 にま

Table 4. Binary cross-sectional association of affective experience, attitude, and behavioral intention with exercise behavior

	Exercise behavior, M (SD)					
	< 30 min on 2 days/week ^a	≥ 30 min on 2 days/week ^b	t-value	Cohen's d	p-value	
Positive affective experience of exercise (range, 3 to 15)	9.6 (2.9)	11.9 (2.0)	10.4	0.93	<0.001	
Negative affective experience of exercise (range, 3 to 15)	7.9 (2.3)	6.9 (2.2)	5.1	0.46	<0.001	
Affective attitude toward exercise (range, 3 to 15)	8.0 (2.8)	10.6 (2.4)	10.9	0.98	<0.001	
Instrumental attitude toward exercise (range, 3 to 15)	10.3 (2.7)	12.5 (1.9)	10.4	0.93	<0.001	
Intention to maintain exercise (range, 4 to 20)	12.6 (3.7)	15.7 (2.6)	10.5	0.95	<0.001	
Intention to overcome exercise barriers (range, 4 to 20)	9.5 (3.3)	11.3 (3.5)	5.8	0.52	<0.001	

^an=271, ^bn=229

M, Mean; SD, Standard Deviation

Table 5. Logistic regression analyses for predictive validity of affective experience, attitude, and behavioral intention on exercise behavior

	Adjusted OR (95% CI)	p-value
Positive affective experience of exercise at baseline (score)	1.40 (1.21, 1.62)	<0.001
Negative affective experience of exercise at baseline (score)	0.86 (0.75, 0.98)	0.027
Affective attitude toward exercise at baseline (score)	1.50 (1.29, 1.73)	<0.001
Instrumental attitude toward exercise at baseline (score)	1.28 (1.11, 1.48)	0.001
Intention to maintain exercise at baseline (score)	1.27 (1.12, 1.43)	<0.001
Intention to overcome exercise barriers at baseline (score)	1.17 (1.06, 1.29)	0.001

OR, Odds Ratio; 95% CI, 95% confidence interval

Dependent variable was exercise behavior at follow-up (< 30 min on 2 days/week = 0, ≥ 30 min on 2 days/week = 1).

Each odd ratio was adjusted by age, sex, educational background, current working status, and exercise behavior at baseline.

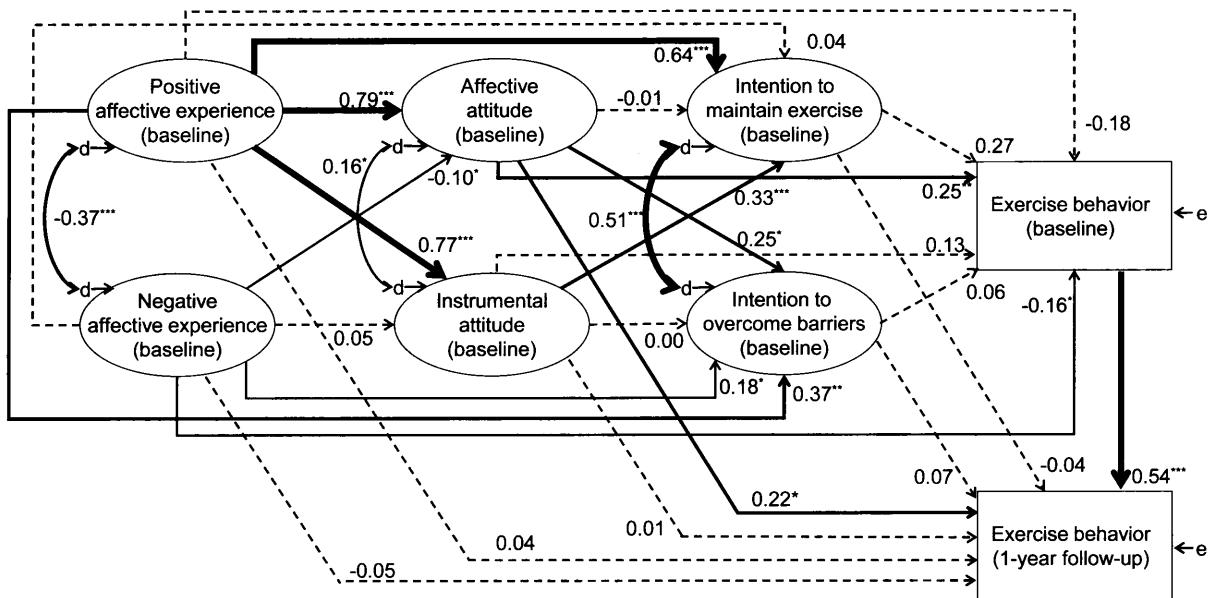


Fig. 1 Initial model for the association of affective experience, attitude, and behavioral intention with exercise behavior (structural equation modeling).

"e" represents error terms for observed variables and "d" represents disturbance terms for latent variables. While the actual analysis examined all paths from demographic factors, these paths are not shown in this figure for readability. All coefficients were standardized. Exercise behavior (< 30 min on 2day/week = 0, ≥ 60 min on 2 days/week = 1) was a dummy variable. Dotted lines represent a non-significant path, solid thin lines represent a significant path with a standardized coefficient value < 0.20, solid bold lines represent a significant path with a standardized coefficient value < 0.50, and solid extra-bold line represents significant path with a standardized coefficient value ≥ 0.50, respectively. The model-fit indices were GFI=0.895, CFI=0.953, and RMSEA=0.058.

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

とめた。初期モデルと同様に、感情的態度が、両時点における運動行動の予測因子であった。感情的態度には、肯定的および否定的な感情経験が直接関連していた。感情的態度は、運動の継続意図とは関連していなかった。運動行動に対する標準化総合効果は、運動に対する肯定的な感情経験が最も大きく、次いで、感情的態度が大きかった。本研究で分析した変数は、事前調査における運動行動の29%を、1年後追跡調査における運動行動の53%を説明していた。

追加解析として、感情的態度を独立変数、運動の継続意図を従属変数とした重回帰分析を行い、Fig. 2で感情的態度と運動の継続意図との有意な関連性が示されなかった点を補足した。その結果、基本属性と手段的態度の影響を統計的に補正したモデルにおいては、感情的態度は、運動の継続意図に有意に回帰していた ($\beta=0.32$, $p<0.01$)。しかし、基本属性と手段的態度の影響に加えて、肯定的・否定的感情経験の影響も統計的に補正したモデルにおいては、感情的態度は運動の継続意図に有意に回帰していなかった ($\beta=0.07$, $p=0.133$)。

考 察

本研究の結果、新たに作成した尺度である、運動の感情経験、運動への態度、および運動の行動意図尺度は、

一定の妥当性・信頼性を有することが明らかになった。この結果は、これらの尺度は、運動行動の促進に感情要因が果たす役割の検証に利用できる尺度であることを示唆している。尺度の因子妥当性について、感情経験尺度の候補項目であった「運動をしている最中は、運動に集中できる」と、「運動した後は、「次も運動したい」と感じる」は、感情自体よりは、感情に付随して起こる他の心理状態を捉えており、感情経験尺度としての適切性に再考の余地があったものの、両項目は探索的因子分析で最終項目として採択されなかった。また、探索的因子分析で抽出された因子数および因子負荷量の強い項目は、確認的因子分析の適合度指標が許容されるものであった。したがって、いずれの尺度も因子妥当性を有すると判断できる。また、基準関連妥当性について、運動行動に関する他の尺度⁸⁻¹¹⁾は、外的基準との関連性に関する効果量が中または大である。一方、本研究において、否定的な感情経験尺度と運動行動との関連性の効果量の大きさは ($d=0.46$) は中程度の境界 ($d=0.50$) に達していなかったが、両者の関連性自体は統計的に有意なものであった。そのため、最低限の基準関連妥当性は満たしていると考えられる。その他の尺度の基準関連妥当性については、効果量が中または大であり、他の尺度⁸⁻¹¹⁾と同等と位置付けられる。これらの既存尺度⁸⁻¹¹⁾は予測妥当性の検証が

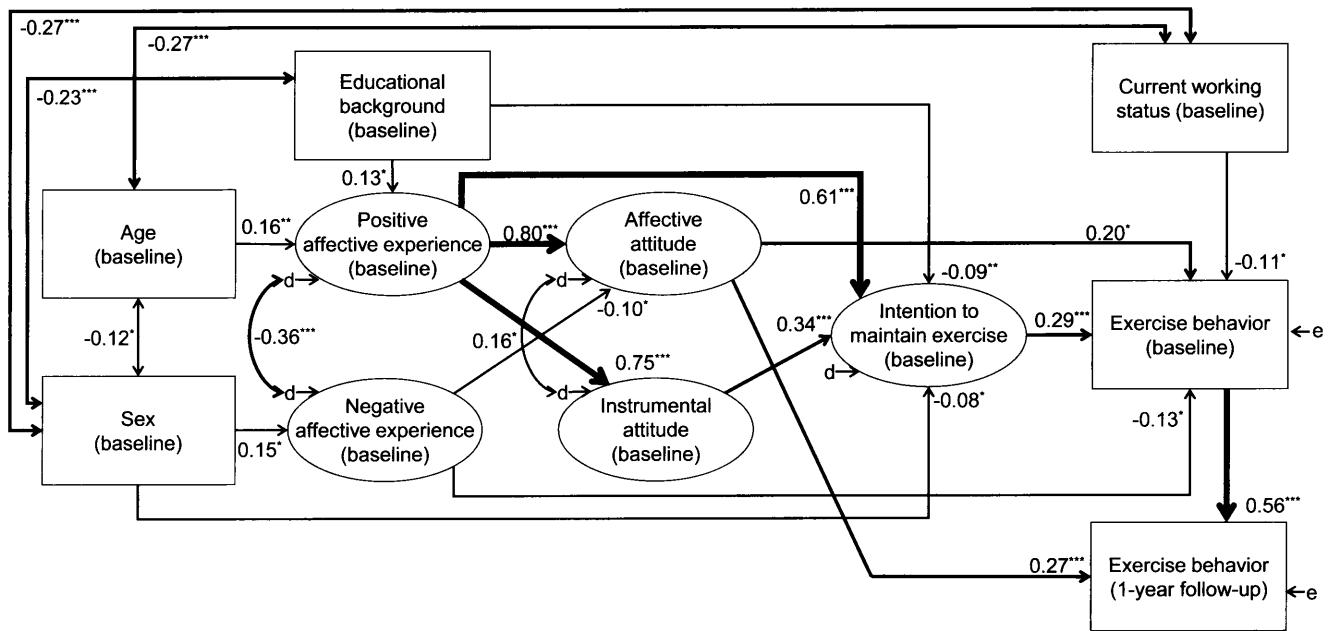


Fig. 2 Final model for the association of affective experience, attitude, and behavioral intention with exercise behavior (structural equation modeling).

"e" represents error terms for observed variables and "d" represents disturbance terms for latent variables. Exercise behavior (< 30 min on 2 days/week = 0, ≥ 30 min on 2 days/week = 1), sex (male = 0, female = 1), educational background (less than 4-year college = 0, 4-year college or more = 1), current working status (no = 0, yes = 1) were dummy variables. Solid thin lines represent a significant path with a standardized coefficient value < 0.20, solid bold lines represent a significant path with a standardized coefficient value < 0.50, and solid extra-bold lines represent a significant path with a standardized coefficient value ≥ 0.50, respectively. The model-fit indices were GFI=0.905, CFI=0.962, and RMSEA=0.054.

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

なされていない一方で、本研究で作成した尺度は、予測妥当性を有することも確認できた。

尺度の信頼性について、心理学研究で報告されている、5項目未満で構成される心理尺度の再検査信頼性の母相関係数は0.70(95%信頼区間:0.59~0.81)³⁵⁾である。また、心理学研究では、係数が0.50を下回ると再検査信頼性が不十分と判断される傾向にある³⁵⁾。本研究で作成した尺度のうち、否定的な感情経験の係数は、この値をわずかに上回る0.51であった。否定的感情は、Cronbach's α 係数も0.69であり、高いと判断される0.70³⁴⁾に達していない。従って、否定的な感情経験の信頼性は、許容される程度の下限に近いだろう。一方、その他の尺度は、上記の母相関係数の95%信頼区間に収まり、Cronbach's α 係数も0.80以上であるため、信頼性は高いとみなせる。

新たに作成した尺度を用いて、感情経験、態度、行動意図、および運動行動の相互関連性を検証した結果、これらの要因のうち、感情的態度が、1年後の運動行動を直接予測する要因であることが明らかとなった。この結果は、感情的態度が、将来の運動行動に影響する重要な要因であることを示唆している。感情的態度が運動行動に及ぼす影響に関する標準化総合効果は、事前調査の運動行動よりも、1年後の運動行動のほうが大きかった。これは、1年後の運動行動に対する標準化総合効果には、

「感情的態度→事前調査の運動行動→1年後の運動行動」という、事前調査の運動行動を介在した間接効果も反映されているためであろう。感情的態度と手段的態度の比較について、メタ分析を行った論文^{15,36)}でも、感情的態度は、他の要因とは独立して行動に影響を及ぼしているものの、手段的態度が健康行動に及ぼす影響は有意でないと報告されている。両態度の違いに関する本研究の知見は、メタ分析^{15,36)}の結果の同様の知見である。一方、これらのメタ分析^{15,36)}では、行動意図も健康行動に影響に及ぼす要因であることが示されている。従って、行動意図が1年後の行動に及ぼす影響については、本研究とメタ分析^{15,36)}とで一致していない。その理由の1つとして、これらのメタ分析は、運動を含む健康行動全般を対象としているため、行動の種類による違いが影響している可能性がある。身体活動は、行動意図と実際の行動実施との間に大きな隔たりがある行動であり、この隔たりには、過去の行動歴や他の心理特性、環境要因など多くの要因が関係していると考えられている³⁷⁾。今後は、本研究で作成した尺度を利用しながら、運動に関する行動意図と将来の運動行動との隔たりが生じる理由やその対処法の解明が進むことが期待される。また、行動意図の因子構造について、海外における運動の行動意図尺度²⁶⁻²⁸⁾は1因子構造である一方、運動以外の他の行動では2因子構

Table 6. Association of affective experience, attitude, and behavioral intention with exercise behavior in final model of structural equation modeling

	Exercise behavior ^a	Exercise behavior ^a
	at baseline ($R^2=0.29$)	at follow-up ($R^2=0.53$)
Positive affective experience of exercise at baseline	0.42	0.45
Negative affective experience of exercise at baseline	-0.16	-0.11
Affective attitude toward exercise at baseline	0.20	0.38
Instrumental attitude toward exercise at baseline	0.10	0.06
Intention to maintain exercise at baseline	0.29	0.17
Age at baseline	0.07	0.07
Gender at baseline	-0.05	-0.03
Educational background at baseline	0.03	0.04
Current working status at baseline	-0.11	-0.06
Exercise behavior at baseline ^a	—	0.56

Each value represents standardized total effects on exercise behavior in final model of structural equation modeling (Fig. 2).

^aExercise behavior at baseline and follow-up were dichotomized by the cut-off time as 30 min on 2 days/week.

造の行動意図尺度²⁹⁻³¹⁾が開発されている。そこで本研究では、2因子構造の行動意図尺度を作成した。しかし、2種類の行動意図のうち、阻害要因の対処意図は、運動行動に及ぼす影響が限定的であることが示された。そのため、本研究から、運動に関する行動意図に2因子構造を採用することの利点を強調できず、運動に関しては、海外の既存尺度のような1因子構造²⁶⁻²⁸⁾の行動意図を想定することで十分である可能性もある。ただし、本研究の結果から明確の結論を導き出すことは早計であり、運動に関する行動意図の因子構造についても、今後の検討が進むことが期待される。

本研究では、運動の肯定的な感情経験は、運動行動を直接予測する要因ではないものの、現在および1年後の運動行動に対する標準化総合効果が最も高い要因であることが示された。この結果は、態度や行動意図を媒介した間接的な関係性ではあるものの、運動の肯定的な感情経験は、運動行動に関わる重要な感情要因であることを示唆している。多くの研究によって、運動による一過性の望ましい感情変化は、動機づけを高め、その後の長期的な行動変容をもたらすと報告されている¹³⁾。これらの報告¹³⁾は、本研究の知見を支持するものである。また、肯定的な感情経験の次に標準化総合効果の高い要因は、感情的態度であった。これらの結果をまとめると、感情要因が運動行動に及ぼすメカニズムとして、「肯定的な感情経験→感情的態度→運動行動」というプロセスが主要な役割を果たす可能性がある。

感情経験および感情的態度と行動意図の関係性につい

て、構造方程式モデリングにおいて感情的態度は運動の継続意図と関連していなかった。そこで、追加解析を行った結果、肯定的・否定的感情経験の影響を補正すると、感情的態度は運動の継続意図に有意に回帰しなくなることが示された。そのため、行動意図に対しては、感情的態度よりも感情経験の方が、直接的に影響を与える要因である可能性がある。健康行動全般³⁶⁾のメタ分析でも、また、身体活動・運動に特化した¹²⁾メタ分析でも、感情的態度は行動意図に影響を与えることが示されている。ただし、これらのメタ分析など、感情的態度が行動意図に及ぼす影響に関する従来の研究では、感情経験の影響が考慮されていない。感情経験および感情的態度と行動意図との関係性は、今後の検証課題であろう。

本研究の強みは、事前調査の後に、2週間後および1年後の追跡調査を行い、尺度の再テスト信頼性と予測妥当性も検証している点である。一方、本研究の重要な限界点として、次の2点が挙げられる。1点目は、インターネット調査を行った点である。変数間の関連性については、インターネット調査と従来の調査との間に、顕著な差異は生じないという報告もある³⁸⁾。しかし、インターネット調査の場合、最終的に調査で明らかにしたい集団として設定した母集団と、標本として設定した母集団との間に生じる誤差である、カバレッジ誤差が顕著に生じる³⁹⁾。2点目は、配偶者と同居する60歳代のみを調査の対象としており、他の年代集団での検討や、配偶者のいない集団での検討がなされていない点である。今後は、本研究で明らかになった尺度の妥当性・信頼性や変数間

の関連性が、代表性の高い集団で検討した場合でも再現されるのかを確認する必要がある。

以上の限界を含むものの、本研究は、我が国において、感情要因が運動行動の促進に果たす役割の解明を進めていくための起点となる研究と位置付けられる。例えば、感情要因と従来の熟慮に基づく意思決定要因とでは、どちらのほうが運動行動に強く影響しているのかを明らかにする研究や、感情要因の影響を受けやすい人々とそうでない人々との特性の違いを明らかにする研究を行う上で、本研究で作成した尺度は有益なツールとなる。このような研究を蓄積していくことは、運動行動の効果的な促進方策の検討という、我が国の公衆衛生上の重要課題にも寄与すると期待できる。

結論

本研究では、運動に関する感情経験、態度、および行動意図尺度を作成し、その信頼性と妥当性を確認した。また、感情経験、態度、行動意図、および運動行動との相互関連性を検証した結果、運動の肯定的な感情経験と、運動への感情的態度が、運動行動に影響を及ぼす重要な要因であることが示唆された。

利益相反自己申告：著者全員が利益相反はない

謝辞

本研究は、文部科学省国立大学改革強化推進補助金（神戸大学）および日本学術振興会科学研究費補助金（17H04757）による研究の一部である。

文献

- 1) 厚生労働省. 運動基準・運動指針の改定に関する検討会報告書. <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000002xple-att/2r9852000002xpqt.pdf>
- 2) 厚生労働省. 国民の健康の増進の総合的な推進を図るために基本的な方針. http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/dl/kenkounippon21_01.pdf
- 3) 厚生労働省. 国民健康・栄養調査. http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/kenkou_eiyou_chousa.html
- 4) Sallis JF, Owen N, Fotheringham MJ. Behavioral epidemiology: a systematic framework to classify phases of research on health promotion and disease prevention. *Ann Behav Med* 22: 294–298, 2000. doi: 10.1007/BF02895665.
- 5) Sallis JF, Cervero RB, Ascher W, Henderson KA, Kraft MK, Kerr J. An ecological approach to creating active living communities. *Annu Rev Public Health* 27: 297–322, 2006. doi: 10.1146/annurev.publ-health.27.021405.102100.
- 6) 原田和弘：身体活動の促進に関する心理学研究の動向：行動変容のメカニズム、動機づけによる差異、環境要因の役割、運動疫学研究, 15: 8-16, 2013.
- 7) Hofmann W, Friese M, Wiers RW. Impulsive versus reflective influences on health behavior: a theoretical framework and empirical review. *Health Psychol Rev* 2: 111–137, 2008. doi: 10.1080/17437190802617668.
- 8) 岡 浩一朗：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, 50: 208-215, 2003. doi: 10.11236/jph.50.3_208.
- 9) 岡 浩一朗：運動行動の変容段階尺度の信頼性および妥当性-中年者を対象にした検討、健康支援, 5: 15-22, 2003.
- 10) 岡 浩一朗, 平井 啓, 堤 俊彦：中年者における身体不活動を規定する心理的要因、行動医学研究, 9: 22-30, 2003. doi: 10.11331/jjbm.9.23.
- 11) 武田典子, 岡 浩一朗, 酒井健介, 中村好男：成人における運動に関する行動的スキルと運動行動の変容ステージの関連、行動医学研究, 14: 8-14, 2009. doi: 10.11331/jjbm.14.8.
- 12) Rhodes RE, Fiala B, Conner M. A review and meta-analysis of affective judgments and physical activity in adult populations. *Ann Behav Med* 38: 180–204, 2009. doi: 10.1007/s12160-009-9147-y.
- 13) Rhodes RE, Kates A. Can the affective response to exercise predict future motives and physical activity behavior? A systematic review of published evidence. *Ann Behav Med* 49: 715–731, 2015. doi: 10.1007/s12160-015-9704-5.
- 14) Ajzen I. The theory of planned behavior. *Organ Behav Hum Decis Process* 50: 179–211, 1991.
- 15) McEachan R, Taylor N, Harrison R, Lawton R, Gardner P, Conner M. Meta-analysis of the reasoned action approach (RAA) to understanding health behaviors. *Ann Behav Med* 50: 592–612, 2016. doi: 10.1007/s12160-016-9798-4.
- 16) Bryan A, Hutchison KE, Seals DR, Allen DL. A transdisciplinary model integrating genetic, physiological, and psychological correlates of voluntary exercise. *Health Psychol* 26: 30–39, 2007. doi: 10.1037/0278-6133.26.1.30.
- 17) Sudeck G, Schmid J, Conzelmann A. Exercise experiences and changes in affective attitude: Direct and indirect effects of in situ measurements of experiences. *Front Psychol* 7: 900, 2016. doi: 10.3389/fpsyg.2016.00900.
- 18) 松本裕史, 竹中晃二, 高家 望：自己決定理論に基づく運動継続のための動機づけ尺度の開発、健康支援, 5: 120-129, 2003.
- 19) 荒井弘和, 竹中晃二, 岡 浩一郎：一過性運動に用いる感情尺度 - 尺度の開発と運動時における感情の検討、健康心理学研究, 16: 1-10, 2003. doi: 10.11560/jahp.16.1_1.
- 20) 前場康介, 満石 寿, 藤澤雄太, 飯尾美沙, 竹中晃二：高齢者における運動セルフ・エフィカシー情報源尺度の開発と運動セルフ・エフィカシーおよび定期的運動習慣との関連、健康支援, 13: 19-28, 2011.
- 21) 総務省. 平成28年社会生活基本調査の結果. <https://www.stat.go.jp/data/shakai/2016/kekka.html>
- 22) 佐藤 徳, 安田朝子：日本語版PANASの作成、性格心理学研究, 9: 138-139, 2001. doi: 10.2132/jjpspp.9.2_138.

- 23) Lowe R, Eves F, Carroll D. The influence of affective and instrumental beliefs on exercise intentions and behavior: A longitudinal analysis. *J Appl Soc Psychol* 32: 1241–1252, 2002. doi: 10.1111/j.1559-1816.2002.tb01434.x.
- 24) Rhodes RE, Courneya KS. Investigating multiple components of attitude, subjective norm, and perceived control: An examination of the theory of planned behaviour in the exercise domain. *Br J Soc Psychol* 42: 129–146, 2003. doi: 10.1348/014466603763276162.
- 25) Harada K, Lee S, Lee S, Bae S, Anan Y, Harada K, Shimada H. Expectation for physical activity to minimize dementia risk and physical activity level among older adults. *J Aging Phys Act* 26: 146–154, 2018. doi: 10.1123/japa.2016-0183.
- 26) Sheeran P, Abraham C. Mediator of moderators: Temporal stability of intention and the intention-behavior relation. *Pers Soc Psychol Bull* 29: 205–215, 2003. doi: 10.1177/0146167202239046.
- 27) Abraham C, Sheeran P. Acting on intentions: the role of anticipated regret. *Br J Soc Psychol* 42: 495–511, 2003. doi: 10.1348/014466603322595248.
- 28) Kwan BM, Bryan AD. Affective response to exercise as a component of exercise motivation: Attitudes, norms, self-efficacy, and temporal stability of intentions. *Psychol Sport Exerc* 11: 71–79, 2010. doi: 10.1016/j.psychsport.2009.05.010.
- 29) 眞鍋えみ子, 濱戸正弘, 上里一郎: 妊婦のセルフケア行動意図尺度とセルフケア行動動機づけ評定尺度の作成, 健康心理学研究, 14: 12–22, 2001. doi: 10.11560/jahp.14.1_12.
- 30) 元吉忠寛, 高尾堅司, 池田三郎: 家庭防災と地域防災の行動意図の規定因に関する研究, 社会心理学研究, 23: 209–220, 2008. doi: 10.14966/jssp.KJ00004896217.
- 31) 野波 寛, 加藤潤三: コミュニティ・アイデンティティとトポフィリアが環境配慮行動に及ぼす効果, 心理学研究, 80: 25–32, 2009. doi: 10.4992/jjpsy.80.25.
- 32) 原田和弘, 増本康平, 近藤徳彦: 外向性が運動ソーシャルサポートと運動行動との関連に及ぼす影響, 日本健康教育学会誌, 25: 258–268, 2017. doi: 10.11260/kenkkyoiku.25.258.
- 33) 豊田秀樹. 共分散構造分析 AMOS編, 東京図書, 東京, 2007.
- 34) Bland JM, Altman DG. Cronbach's alpha. *BMJ* 314: 572, 1997. doi: 10.1136/bmj.314.7080.572.
- 35) 小塩真司: 心理尺度構成における再検査信頼性係数の評価 –「心理学研究」に掲載された文献のメタ分析から, 心理学評論, 59: 68–83, 2016. doi: 10.24602/sjpr.59.1_68.
- 36) Hagger MS, Polet J, Lintunen T. The reasoned action approach applied to health behavior: Role of past behavior and tests of some key moderators using meta-analytic structural equation modeling. *Soc Sci Med* 213: 85–94, 2018. doi: 10.1016/j.socscimed.2018.07.038.
- 37) Rhodes RE, Yao CA. Models accounting for intention-behavior discordance in the physical activity domain: a user's guide, content overview, and review of current evidence. *Int J Behav Nutr Phys Act* 12: 9, 2015. doi: 10.1186/s12966-015-0168-6.
- 38) 轟 亮, 歸山亜紀: 予備調査としてのインターネット調査の可能性: 変数間の関連に注目して, 社会と調査, 12: 46–61, 2014.
- 39) 本多則恵: 社会調査へのインターネット調査の導入をめぐる論点, 労働統計調査月報, 57: 12–20, 2005.