Journal of Research in Psychological Health

November 2020, Volume 14, Issue 3

Psychometric Properties of the Persian Version of the Valuing Questionnaire (VQ) in Population Engaging in Weight Loss

Saman Nonahal[1], Shahram Mohammadkhani[2*], Jafar Hasani[3], Mehdi Akbari[4]

1. Ph.D. Student in Health Psychology, Department of Clinical Psychology, Faculty of Psychology and Education, Kharazmi University, Tehran, Iran.
2. (Corresponding Author): Associate Professor, Department of Clinical Psychology, Faculty of Psychology and Education, Kharazmi University, Tehran, Iran.
3. Associate Professor, Department of Clinical Psychology, Faculty of Psychology and Education, Kharazmi University, Tehran, Iran.
4. Associate Professor, Department of Clinical Psychology, Faculty of Psychology and Education, Kharazmi University, Tehran, Iran.

Citation: Nonahal S, Mohammadkhani S, Hasani J, Akbari M. Psychometric Properties of the Persian Version of the Valuing Questionnaire (VQ) in Population Engaging in Weight Loss. **J**ournal of **R**esearch in **P**sychological **H**ealth. 2020; 14(3), 1-17. [Persian].

Key words: psychometrics, weight loss, body weight maintenance, factor analysis, self report

Highlights

- Based on exploratory factor analysis, two factors were obtained: Progress and Obstruction.
- Results from exploratory factor analysis, internal consistency, and confirmatory factor analysis showed that, in the 10-item Valuing Questionnaire, the item 2 was not a good item for the Persian version.
- In confirmatory factor analysis of the 9-item model, all fit indices were good for the Valuing Questionnaire.

Abstract

The purpose of the present study was to investigate the psychometric properties of the Persian version of the Valuing Questionnaire (VQ) in people who engaged in weight loss or weight loss maintenance. In this descriptive study, 420 men and women were selected through consecutive sampling. They respond to the Persian version of the VQ and the Self-Compassion Scale (SCS). To assess the validity of the questionnaire, construct validity (exploratory factor analysis and confirmatory factor analysis) and convergent validity was used. The reliability of the questionnaire was assessed via internal consistency. Exploratory factor analysis of VQ's items revealed two factors named progress and obstruction, but, at the item level, it was different from the original model of the questionnaire. For two extracted factors, Cronbach's alphas range was 0.73 to 0.85 suggesting satisfying reliability of the Persian version of the VQ. Confirmatory factor analysis supported the original two factor model of the questionnaire, and fit indices indicated a good model fit. The convergent validity of the questionnaire was also adequate. The Persian version of the VQ has adequate reliability and validity in Iranian society and is a good self-report for research and clinical settings.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]

[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها در جمعیت درگیر با کاهش وزن

سامان نونهال[۱]، شهرام محمدخانی[۲*]، جعفر حسنی[۳]، مهدی اکبری[۴]

۱. دانشجوی دکتری روان‌شناسی سلامت، گروه روان‌شناسی بالینی، دانشکدهٔ روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

۲. دانشیار، گروه روان‌شناسی بالینی، دانشکدهٔ روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. Mohammadkhani@khu.ac.ir

۳. دانشیار، گروه روان‌شناسی بالینی، دانشکدهٔ روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

۴. دانشیار، گروه روان‌شناسی بالینی، دانشکدهٔ روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

تاریخ دریافت
۱۳۹۸/۱۲/۵

تاریخ پذیرش
۱۳۹۸/۱۲/۲۶

واژگان کلیدی
روان‌سنجی، کاهش وزن، حفظ وزن بدن، تحلیل عاملی، خودسنجی

یافته‌های اصلی

- بر اساس تحلیل عاملی اکتشافی، دو عامل «پیشرفت» و «ممانعت» به‌دست آمد.
- نتایج تحلیل عاملی اکتشافی، همسانی درونی، و تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که گویهٔ ۲، در پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌های ۱۰ گویه‌ای، گویهٔ مناسبی برای نسخهٔ فارسی نیست.
- در تحلیل عاملی تأییدیِ مدل ۹ گویه‌ای، تمام شاخص‌های برازشِ مدل برای پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها مطلوب بود.

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها در افرادی بود که مشغول کاهش وزن یا حفظ وزنِ کاهش‌یافته بودند. در این پژوهش توصیفی، ۴۲۰ نفر به شیوهٔ نمونه‌گیری متوالی انتخاب شدند و به پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها و مقیاس شفقت به خود پاسخ دادند. برای بررسی روایی پرسش‌نامه، از روایی سازه (تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی) و روایی همگرا استفاده شد. پایایی پرسش‌نامه بر اساس همسانی درونی بررسی شد. تحلیل عاملی اکتشافیِ پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها دو عامل پیشرفت و ممانعت را آشکار ساخت، اما با مدل اصلی پرسش‌نامه، در سطح گویه، تفاوت داشت. ضرایب آلفای کرونباخِ عامل‌های آشکارشده در دامنهٔ ۰/۷۳ تا ۰/۸۵ قرار داشت که حاکی از رضایت‌بخش بودن پایاییِ پرسش‌نامه بود. نتایج تحلیل عاملی تأییدی از ساختار عاملیِ حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی حمایت کرد و شاخص‌های برازش حاکی از برازش خوبِ مدل بود. روایی همگرای پرسش‌نامه نیز مطلوب بود. نتایج این پژوهش نشان داد که نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها پایایی و روایی مطلوبی در جمعیت ایرانی دارد و ابزار خودسنجیِ مناسبی برای موقعیت‌های بالینی و پژوهشی است.

*این مقاله برگرفته از رسالهٔ دکتری نویسندهٔ اوّل است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]

[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

مقدمه

چاقی[1] و اضافه‌وزن[2] با مسائل متعدد جسمی (مانند بیماری قلبی-عروقی و دیابت نوع ۲؛ ۱) و روانی (مانند عزت نفسِ پایین و افسردگی؛ ۲) ارتباط دارد، مسائلی که هزینه‌های پزشکیِ سنگینی را موجب می‌شوند (۳). با این حال، شیوع چاقی و اضافه‌وزن رو به افزایش (۴) و بالاست (۵)، به‌طوری که، برای مثال، طبق گزارش‌های سازمان بهداشت جهانی (۶)، در سال ۲۰۱۶، ۱۸ درصد کودکان و نوجوانانِ ۵ الی ۱۹ سال و ۳۹ درصد مردان و زنانِ ۱۸ سال و بالاتر چاق بودند (BMI ≥ ۳۰). این مسائل سبب شده است که درمان چاقی و اضافه‌وزن به یکی از اولویت‌های سلامت تبدیل شود (۴).

با توجه به نقش تعیین‌کنندهٔ عوامل روانی در کاهش وزن (۴)، تا کنون درمان‌های روان‌شناختیِ مختلفی برای چاقی و اضافه‌وزن شکل گرفته است که از میان آنها درمان‌های شناختی-رفتاری، اصطلاحاً درمان‌های رفتاری کاهش وزن[3] (BWL)، درمان معیار محسوب می‌شوند (۷). مؤلفه‌های درمان‌های رفتاری کاهش وزن، در حال حاضر، عبارت‌اند از هدف‌گزینی (تعیین هدف‌های خوردن، فعالیت بدنی، و وزن‌کِشی)، خودپایی (ثبت کالری مصرفی، فعالیت بدنی، و وزن بدن)، کنترل محرک (تغییر سرنخ‌های محیطی برای محتمل‌تر کردن اجرای رفتارِ سالم)، و مداخلات شناختی (شناسایی راه‌اندازهای شناختی و هیجانیِ رفتارِ ناسالم، یادگیری چالش با افکارِ مخرب، و تغییر حالت‌های هیجانیِ مسأله‌ساز به‌منظور اجرای رفتارهای سالمِ همسو با هدف‌های کاهش وزن) (۸).

مداخلات رفتاری کاهش وزن در کوتاه‌مدت نسبتاً مؤثر واقع می‌شوند و به‌طور متوسط کاهش ۷ الی ۱۰ درصدیِ وزن را به همراه دارند، کاهشی که عوامل خطرناکِ بیماریِ قلبی و دیابت را کاهش می‌دهد (۹). با وجود این، در درازمدت، چندان مؤثر واقع نمی‌شوند و ظرف دو الی پنج سال تقریباً تمام وزنِ کاهش‌یافته برمی‌گردد (۷). از سوی دیگر، عدهٔ قابل توجهی از کسانی که در مداخلات رفتاری شرکت می‌کنند به مزایای بالینیِ چشمگیری دست پیدا نمی‌کنند، و شرکت‌کنندگان، در مجموع، بسیار کمتر از افرادی وزن کم می‌کنند که محیطِ کنترل‌شده تبعیتِ[4] آنان از برنامه‌های غذایی و فعالیت بدنی را تضمین می‌کند (۱۰).

نتایج درازمدتِ ناامیدکنندهٔ درمان‌های رفتاریِ معیار از دشوار بودنِ ایجاد و/ یا حفظ تغییراتِ توصیه‌شده در خصوص رفتار خوردن و فعالیت بدنی نشأت می‌گیرد؛ به عبارت دیگر، افراد قادر به تبعیت از هدف‌های سالم‌خوری و فعالیت بدنی نیستند (۱۱). تبعیت از این هدف‌ها وابسته به توانایی افراد در خودتنظیمی[5] در برابر آمادگی‌های زیستی (مانند رانهٔ مصرف غذاهای پرکالری) و نشانه‌های بیرونی (محیطی) و درونی (مانند وجود غذا، تلویزیون، ولع‌ها، اضطراب، خستگی) است که پرخوری و کم‌تحرکی را تسهیل می‌کنند (۱۰). این در حالی است که نتایج پژوهش‌ها، محض نمونه، نشان می‌دهد راهبردهای شناختی و هیجانیِ متمرکز بر کنترل، که در مداخلات رفتاری آموزش داده می‌شوند، مقابله با ولع‌های[6] غذایی را برای مبتلایان به چاقی و اضافه‌وزن دشوارتر می‌کند و منجر به دریافت کالریِ بیشتر می‌شود (۱۲).

نسل جدید درمان‌های شناختی-رفتاری (معروف به «موج سوم»[7])، از جمله درمان مبتنی بر پذیرش و پای‌بندی[8] (ACT)، تمرکز را از تغییر افکار و احساساتِ درونی به پذیرش افکار و احساسات تغییر داده‌اند تا اجرای رفتارهایی که همسو با ارزش‌های شخصی و هدف‌های زندگی است افزایش یابد (۱۳). به‌زعم پژوهشگران این نسل، برای افزایش خودتنظیمیِ سابق‌الذکر لازم است مهارت‌های روانیِ زیر آموزش داده شود: (۱) روشن‌سازی ارزش‌ها و پای‌بندی به هدف‌های رفتاریِ همسو با ارزش‌ها؛ (۲) آگاهی فراشناختی[9]؛ و (۳) توانایی تحمل پریشانی و لذتِ کاهش‌یافته (۱۴).

نتایج پژوهش‌ها حاکی از آن است که درمان‌های موج سوم پیامدهای کوتاه‌مدت و درازمدتِ به‌مراتب بهتری از درمان معیار برای چاقی و اضافه‌وزن دارند. برای مثال، در

[1] obesity
[2] overweight
[3] behavioral weight loss
[4] adherence
[5] self-regulation
[6] cravings
[7] third wave
[8] Acceptance and Commitment Therapy
[9] metacognitive

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]
[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

پژوهش فرمن و همکاران (۱۰) شرکت‌کنندگانِ درمان رفتاری مبتنی بر پذیرش[1](ABT)، پس از درمان، به‌طور معناداری بیشتر از شرکت‌کنندگانِ درمان رفتاریِ معیار وزن کم کردند و وزن کاهش‌یافته را حفظ نمودند. در پژوهش دیگری، وزن شرکت‌کنندگان در مداخلهٔ رفتاری مبتنی بر پذیرش[2](ABBI)، ۱۲ ماه پس از درمان، به‌طور معناداری کمتر از شرکت‌کنندگان در درمان رفتاریِ معیار برگشت (۱۲).

در مداخلهٔ رفتاری مبتنی بر پذیرش، برای اینکه به افراد کمک شود تا دریابند رفتارهای مرتبط با وزن چقدر برای حمایت از فعالیت‌های زندگیِ دلخواه (مانند فعال بودن و رساندن مواد غذاییِ لازم به بدن) اهمیت دارد، از تکنیک‌های روشن‌سازی ارزش‌ها و پای‌بندی (از قبیل نوشتن دربارهٔ ارزش‌های بنیادینِ مرتبط با سلامتی، روابط، و کار) استفاده می‌شود (۱۵). ارزش‌ها ویژگی‌های کلیِ دلخواهِ فعالیتِ مستمر هستند. کلی هستند؛ یعنی، الگوهای عملِ متفاوتِ بسیاری دارند. دلخواه هستند؛ یعنی، در این باره نیستند که فرد باید چه کار کند یا مجبور است چه کار کند یا کارِ درست چیست. و فعالیت مستمر هستند؛ یعنی، فرد نمی‌خواهد این گونه عمل کردن را فردا، هفتهٔ بعد، یا ماه بعد متوقف کند (۱۶).

اهمیت پرداختن به ارزش‌ها در درمان‌های رفتاری مبتنی بر پذیرش ساختن ابزارِ روا و پایا برای سنجش آنها را ضروری کرده است (۱۶). از همین رو، تا کنون ابزارهای سنجشِ مختلفی ساخته شده است که از آن جمله می‌توان به پرسش‌نامهٔ زندگی ارزشمند[3](VLQ)، پرسش‌نامهٔ ارزش‌های شخصی[4](PVQ)، و بررسی ارزش‌های خال هدف[5](BEVS) اشاره کرد.

پرسش‌نامهٔ زندگی ارزشمند ده حوزهٔ زندگی (خانواده، زندگی زناشویی/ روابط صمیمانه، فرزندپروری، دوستی، کار، تحصیلات، تفریح، معنویت، شهروندی، و مراقب از جسم) را معرفی می‌کند که پاسخ‌دهندگان آنها را، بر اساس میزان اهمیت ارزشِ مورد نظر و اینکه چقدر همسو با آن ارزش زندگی کرده‌اند، درجه‌بندی می‌کنند (۱۷). در پرسش‌نامهٔ ارزش‌های شخصی، از پاسخ‌دهندگان خواسته می‌شود جملهٔ کوتاهی دربارهٔ ارزش‌های خود در هر یک از نه حوزهٔ زندگی (خانواده، دوستان، روابط زناشویی، کار، تحصیلات، تفریح، معنویت، جامعه، و سلامتی) بنویسند (۱۸). در بررسی ارزش‌های خال هدف، نیز پاسخ‌دهندگان ارزشی مرتبط با هر یک از چهار حوزهٔ زندگی (کار/ تحصیلات، تفریح، روابط، رشد شخصی/ سلامتی) می‌نویسند و با علامت گذاشتن در «هدف» مشخص می‌کنند که چقدر بر اساس هر ارزش زندگی کرده‌اند: علامت هرچه به خالِ هدف نزدیک‌تر باشد، بدین معنی است که پاسخ‌دهندگان در زیستن همسو با ارزش‌های شخصیِ زندگی موفق‌تر بوده‌اند (۱۹).

محدودیت اصلی این ابزارها آن است که از افراد خواسته می‌شود هر حوزهٔ مهمِ زندگی را بدون توجه به حوزه‌های مهمِ دیگر ارزیابی کنند و برای مثال، تشخیص این موضوع سخت است که آیا فردی که بخش اعظمی از وقت خود را صرف یک حوزهٔ مهم (مانند تحصیلات) می‌کند و زمانی را صرف حوزهٔ مهم دیگری (مانند سلامتی) نمی‌کند، در مقایسه با فردی که وقت خود را صرف دو حوزهٔ مهم می‌کند، بیشتر به زندگیِ ارزشمند می‌پردازد یا کمتر (۲۰). از همین رو، ابزاری مورد نیاز است که با استفاده از آن بتوان ارزشمند زیستن را بدون مشخص کردن حوزه‌های اختصاصیِ زندگی سنجید.

اسموت[6] و همکاران (۲۰) پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها[7](VQ) را با چنین هدفی ساخته‌اند. این ابزارِ خودسنجی ۱۰ گویه و دو خرده‌مقیاس دارد که عبارت‌اند از پیشرفت[8](۵ گویه) و ممانعت[9](۵ گویه). مقصود از پیشرفت پیشرفت در پرداختن به ارزش‌هاست و مقصود از ممانعت موانع پرداختن به ارزش‌ها. در پژوهش اسموت و همکاران (۲۰)، آلفای کرونباخ و ضریب همبستگیِ درونی برای خرده‌مقیاس پیشرفت، به‌ترتیب، ۰/۸۹ و ۰/۶۲ و برای خرده‌مقیاس ممانعت، به‌ترتیب، ۰/۸۷ و ۰/۵۸ به‌دست آمد. همچنین، نشان داده شد که پرسش‌نامهٔ

[1] acceptance-based behavioral treatment
[2] acceptance-based behavioral intervention
[3] Valued Living Questionnaire
[4] Personal Values Questionnaire
[5] Bull's Eye Values Survey
[6] Smout
[7] Valuing Questionnaire
[8] progress
[9] obstruction

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]
[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

پرداختن به ارزش‌ها از روایی همگرا و واگرای مطلوبی برخوردار است (۲۰).

ویژگی‌های روان‌سنجی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها تا کنون در چند پژوهش بررسی شده است. کاروالو، پالمیرا، پینتو-گویا، گیلاندرز، و کاستیلو (۲۱)، در پرتغال، ساختار عاملی و پایایی این پرسش‌نامه را در ۲۳۱ زنِ مبتلا به درد مزمن و ۲۶۸ نفر از جمعیت عمومی بررسی کردند. به‌علاوه، ثبات موقتیِ آن (۶ ماه) را در ۱۱۷ مبتلا به درد مزمن و روایی افزایشی‌اش را در ۱۶۹ نفر از جمعیت عمومی بررسی کردند. آلفای کرونباخِ عامل پیشرفت و ممانعت، به‌ترتیب، ۰/۸۶ و ۰/۸۹ به‌دست آمد. نتایجْ ساختار دو عاملیِ پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها را تأیید کرد. همچنین، نشان داد که در مبتلایان به درد مزمن، به‌طور موقت، ثبات دارد. هر دو عاملِ پیشرفت و ممانعت با آمیختگی شناختی[1] آگاهی از لحظه، شفقت به خود، کیفیت زندگی، و نشانه‌های استرس، اضطراب، و افسردگی همبستگیِ معناداری داشتند. افزون بر اینها، عامل ممانعت روایی افزایشی داشت، به‌طوری که نشانه‌های استرس، اضطراب، و افسردگی را، علاوه بر انعطاف‌پذیری روانی[2] و سایر سنجه‌های ارزشمند زیستن، به‌طور معناداری پیش‌بینی کرد.

در پژوهش دیگری، ریچاردسون و همکاران (۲۲) ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ سوئدیِ پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها را در ۲۵۲ بزرگسالِ مبتلا به درد مزمن بررسی کردند. آلفای کرونباخ عامل پیشرفت ۰/۸۳ و عامل ممانعت ۰/۷۶ به‌دست آمد. تحلیل عاملی تأییدی ساختار دو عاملیِ پرسش‌نامه را تأیید کرد و شاخص‌های برازش حاکی از برازش قابل قبول مدل بود. نتایج همچنین نشان داد که پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها رابطهٔ معناداری با اضطراب، افسردگی، خلل درد در عملکرد، انعطاف‌ناپذیری روانی، کیفیت زندگی، اجتناب، و آمیختگی دارد.

در ایران، امیدی، اردستانی، و حسن‌آبادی (۲۳) ویژگی‌های روان‌سنجی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها را در دانشجویان بررسی کردند. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد دو عامل پیشرفت و ممانعت با مجموع ۵۴/۱۷ درصد واریانس کل را تبیین می‌کنند. در تحلیل عاملی تأییدی، ساختار دو عاملی تأیید شد و شاخص‌های برازش مدل حاکی از برازش قابل قبول مدل بود. در بررسی همسانی درونی نیز آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس پیشرفت ۰/۷۹ و برای خرده‌مقیاس ممانعت ۰/۷۷ به‌دست آمد که نمودار پایایی مناسبِ آنها بود.

چنانکه در محدودیت‌های پژوهش امیدی و همکاران (۲۳) نیز اشاره شده است، لازم است ویژگی‌های روان‌سنجیِ پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها در جمعیت بالینی و گروه‌های خاص بررسی شود و ارتباط خرده‌مقیاس‌های آن با سازه‌های دیگر ارزیابی گردد. از این رو، با توجه به اهمیت پرداختن به ارزش‌ها در مداخلات مبتنی بر پذیرشِ کاهش وزن و لزوم وجود ابزار روا و پایا برای سنجش آنها در جمعیت ایرانی، هدف از پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها در جمعیت درگیر با کاهش وزن بود. به‌طور اختصاصی‌تر، فرضیه‌های زیر بررسی شد: (۱) نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها برازش مدل خوبی دارد؛ (۲) نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها همسانی درونیِ رضایت‌بخشی دارد؛ و (۳) نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها از روایی همگرای مطلوبی برخوردار است.

روش

پژوهش حاضر توصیفی بود و با توجه به بررسی ویژگی‌های روان‌سنجیِ پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها و روش گردآوری داده‌ها، به طرح‌های همبستگی تعلق داشت. این پژوهش از آبان تا بهمن ۱۳۹۸ در بستر شبکه‌های اجتماعی، مانند اینستاگرام، انجام شد. جامعهٔ آماری شامل کلیهٔ افرادی بود که مشغول کاهش وزن یا حفظ وزنِ کاهش‌یافته بودند. به اعتقاد براون(۲۴) برای بررسی روایی مدلِ به‌دست‌آمده در تحلیل عاملی اکتشافی، با استفاده از تحلیل عاملیِ تأییدی، باید از نمونهٔ مجزا و متفاوت با نمونه‌ای که در تحلیل عاملی اکتشافی به‌کار رفته است استفاده شود. از همین رو، از روش وارسی روایی[3] استفاده شد، به این صورت که ابتدا برای بررسی

[1] cognitive fusion
[2] psychological flexibility
[3] cross-validation

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]
[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

تحلیل عاملی اکتشافی و سپس تحلیل عاملی تأییدیِ پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها حجم نمونهٔ مجزا تعیین شد. میرز، گامست، و گوآرینو (۲۵) پیشنهاد می‌کنند که نسبت گویه به شرکت‌کننده ۱ به ۱۰ باشد و حجم نمونه کمتر از ۲۰۰ نباشد. بنا بر این، حجم نمونه برای تحلیل عاملی اکتشافی ۲۲۰ نفر تعیین شد. برای تحلیل عاملی تأییدی نیز از پیشنهادهای مایرز، آن، و جین (۲۶) استفاده شد ($N \geq ۲۰۰$). بر این اساس، با استفاده از روش نمونه‌گیری متوالی، ۴۲۰ نفر در این پژوهش شرکت کردند: میانگین سنی ۳۲/۴۸ با انحراف معیار ۹/۰۵؛ میانگین شاخص تودهٔ بدنی[1] (BMI) ۲۷/۲۷ با انحراف معیار ۵/۵۱؛ و ۳۵۴ نفر زن (۸۴/۳ درصد).

پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها (VQ): این پرسش‌نامهٔ ۱۰ گویه‌ای را اسموت و همکاران (۲۰) با هدف اصلی ساختن ابزاری که بتوان ارزشمند زیستن را بدون مشخص کردن حوزه‌های اختصاصیِ زندگی سنجید تدوین کردند. افزون بر این، به دنبال سه هدف فرعی بودند: (۱) به‌قدری برای متخصصان بالینی کوتاه باشد که بتوانند پیشرفت درمانجویانشان را هفته به هفته ردگیری کنند؛ (۲) بدون آشنایی با آثار درمان مبتنی بر پذیرش و پای‌بندی یا خود درمان، بتوان به گویه‌های آن به‌آسانی پاسخ داد؛ و (۳) تعریف درمان مبتنی بر پذیرش و پای‌بندی از ارزشمند زیستن را بدون ابهام منعکس کند (۲۰). پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها ۲ خرده‌مقیاس دارد: پیشرفت (برای مثال، «حتی اگر انگیزه‌ای نداشتم، برای رسیدن به هدف‌هایم تلاش کردم») و ممانعت (برای مثال، «به‌جای پرداختن به فعالیت‌هایی که برای من مهم بود، زمان زیادی به گذشته یا آینده فکر کردم»). نمرهٔ بیشتر در خرده‌مقیاس پیشرفت نمودار پیشرفت در جهت زندگیِ ارزشمندتر است و نمرهٔ بیشتر در خرده‌مقیاس ممانعت نمودار ممانعتِ بیشتر برای ارزشمند زیستن است. گویه‌ها بر مبنای مقیاس ۷ درجه‌ای از ۰ (اصلاً این‌طور نشد) تا ۶ (همیشه این‌طور شد) نمره‌گذاری می‌شوند.

مقیاس شفقت به خود[2] (SCS): این مقیاس ۲۶ گویه دارد که شفقت به خود را در شش خرده‌مقیاس می‌سنجد: مهربانی با خود[3]، قضاوت منفی دربارهٔ خود[4]، مشترک در انسان‌ها[5]، انزوا[6]، لحظه‌آگاهی[7] و همانندسازی بیش از حد[8]. هر گویه بر اساس مقیاس ۵ درجه‌ای از ۱ (تقریباً هرگز) تا ۵ (تقریباً همیشه) نمره‌گذاری می‌شود. نمرهٔ بالاتر در این مقیاس نمودار شفقت بیشتر به خود است. در پژوهش نف (۲۷)، نتایج نشان داد که مقیاس شفقت به خود از همسانی درونیِ خوبی برخوردار است (آلفای کرونباخ مهربانی با خود، قضاوت منفی دربارهٔ خود، مشترک در انسان‌ها، انزوا، لحظه‌آگاهی، و همانندسازی بیش از حد، به‌ترتیب، ۰/۷۸، ۰/۷۷، ۰/۸۰، ۰/۷۹، ۰/۷۵، و ۰/۸۱ بود). همچنین، نشان داد روایی همگرا و واگرای مناسبی دارد. در این پژوهش، از نسخهٔ فارسیِ مقیاس شفقت به خود که روایی و پایایی مناسبی دارد (۲۸) استفاده شد. در پژوهش حاضر، آلفای کرونباخ این مقیاس ۰/۹۳ به‌دست آمد که حاکی از همسانی درونی عالیِ آن بود.

به‌منظور بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها و بر اساس رهنمودهای کمیسیون بین‌المللی آزمون[9] (ITC) (۲۹)، از تکنیک ترجمهٔ مضاعف و توافق[10] استفاده شد. از همین رو، دو دانشجوی دکتریِ روان‌شناسی سلامت، که به هر دو زبان فارسی و انگلیسی مسلط بودند و در حوزهٔ کاهش وزن تجربهٔ پژوهشی و بالینی داشتند، پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها را، به فارسی، ترجمه کردند. سپس اختلافات بین ترجمه‌ها، در بحث گروهی، شناسایی و رفع شد و نسخهٔ واحدی آماده گردید. در بحث گروهی، سه تن از اعضای هیئت علمی گروه روان‌شناسی بالینیِ دانشگاه خوارزمیِ تهران، سه دانشجوی دکتریِ روان‌شناسی سلامت از دانشگاه خوارزمی تهران و دانشگاه تهران، یک کارشناس ارشد زبان و ادبیات فارسی، یک کارشناس ارشد زبان و ادبیات انگلیسی، یک متخصص تغذیه، و یک مربی بدنسازی حضور داشتند. سپس یک متخصص زبان و

[1] Body Mass Index
[2] self-Compassion Scale
[3] self-kindness
[4] self-Judgment
[5] common humanity
[6] isolation
[7] mindfulness
[8] over-identification
[9] International Test Commission
[10] double-translation and reconciliation technique

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]
[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

ادبیات انگلیسی، که هیچ اطلاعی دربارهٔ پرسش‌نامهٔ اصلی نداشت، گویه‌ها را مجدداً به انگلیسی برگرداند. پس از مطابقت نسخهٔ ترجمه‌شده و نسخهٔ اصلی، اشکالات موجود رفع و پرسش‌نامه برای بررسی مقدماتی آماده شد.

در بررسی مقدماتی، نسخهٔ فارسیِ اصلاح‌شده در ۳۰ نفر که مشغول کاهش وزن یا حفظ وزنِ کاهش‌یافته بودند و به روش نمونه‌گیری متوالی انتخاب شده بودند اجرا شد. هدف از این پژوهش بررسی همسانی درونیِ اوّلیهٔ گویه‌ها و گرفتن بازخورد از پاسخ‌دهندگان در خصوص دستورالعمل، فهم محتوای گویه‌ها، و دلیل پاسخگویی و در نهایت، اصلاح مسائل احتمالیِ گویه‌ها بود. این پژوهش نیز منجر به اصلاحات زبانیِ چند گویه شد. سرانجام، نسخهٔ فارسیِ نهاییِ پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها، برای اجرای اصلی، آماده شد.

پژوهشگران نسخهٔ نهایی را همراه با مقیاس شفقت به خود وارد اپلیکیشین Google Docs کردند و لینک آماده‌شدهٔ اپلیکیشین را در شبکه‌های اجتماعی منتشر نمودند. نسخهٔ اینترنتی به گونه‌ای طراحی شده بود که صرفاً افرادِ درگیر با کاهش وزن می‌توانستند به گویه‌ها پاسخ دهند. به‌علاوه، قبل از گویه‌ها قسمتی برای رضایت آگاهانه جهت شرکت در پژوهش تهیه شده بود که شرکت‌کنندگان در صورت موافقت با مفاد آن می‌توانستند به گویه‌ها پاسخ دهند. ملاحظات اخلاقی بر اساس مجوز کمیتهٔ اخلاقِ دانشگاه خوارزمی تهران (شناسهٔ IR.KHU.REC.1399.006) رعایت شد.

برای محاسبهٔ همسانی درونی از آلفای کرونباخ استفاده شد. به اعتقاد هانزلی و مش (۳۰)، $۰/۷ < \alpha < ۰/۷۹$، $۰/۸ < \alpha < ۰/۸۹$، و $\alpha \geq ۰/۹$، به‌ترتیب، نمودار همسانی درونی مناسب، خوب، و عالی است.

به‌منظور سنجش کفایت داده‌ها برای تحلیل‌های عاملی، از آزمون کفایت نمونه‌برداری کیسر/ می‌یر/ الکین[1] (KMO) و آزمون کرویت بارتلت[2] استفاده شد. KMO بالای ۰/۶ نمودار کفایت داده‌ها برای عامل شدن گویه‌هاست (۳۱). با توجه به زیربنای نظری پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها، ساختار عاملی، مقادیر ارزش‌های ویژه، درصد تبیین واریانس، و بررسی برون‌دادهای شیوه‌های مختلفِ تحلیل عاملی اکتشافی، از تحلیل عاملی اکتشافی به‌روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی[3] با چرخش واریمکس استفاده شد. برای تحلیل عاملی تأییدی، از روش حداکثر درست‌نمایی در سطح ماتریس واریانس کواریانس استفاده شد. در تحلیل عاملی تأییدی، برای تعیین برازش مدل از چند شاخص استفاده شد: آزمون مجذور خی[4] (χ^2)، ریشهٔ استاندارد باقیماندهٔ مجذور میانگین[5] (SRMR)، ریشهٔ خطای میانگین مجذورات تقریب[6] (RMSEA)، شاخص هنجارنشدهٔ برازندگی[7] (NNFI)، و شاخص برازندگی تطبیقی[8] (CFI). به‌دلیل آنکه χ^2 تحت تأثیر حجم نمونه و نقض فرض نرمال بودنِ چندمتغیری قرار می‌گیرد، نسبت مجذور خی به درجهٔ آزادی (χ^2/df)، SRMR، RMSEA، NNFI، و CFI نیز محاسبه شد (۳۲). به اعتقاد اسکرمله-انگل[9] و همکاران (۳۲)، $۰ \leq \chi^2/df \leq ۲$، $۰ \leq SRMR \leq ۰/۵$، $۰ \leq RMSEA \leq ۰/۵$، $۰/۹۷ \leq NNFI \leq ۱$، و $۰/۹۷ \leq CFI \leq ۱$ حاکی از برازش خوب و $۲ < \chi^2/df \leq ۳$، $۰/۵ < SRMR \leq ۱$، $۰/۵ < RMSEA \leq ۰/۸$، $۰/۹۵ \leq NNFI < ۰/۹۷$، و $۰/۹۵ \leq CFI < ۰/۹۷$ حاکی از برازش قابل قبول است.

به‌منظور بررسی روایی همگرا، از همبستگی‌های پیرسون استفاده شد تا ارتباط بین خرده‌مقیاس‌های پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها با شاخص تودهٔ بدنی، همچنین، نمرهٔ کلی مقیاس شفقت به خود و خرده‌مقیاس‌های آن بررسی شود. علت انتخاب مقیاس شفقت به خود ارتباط معنادار شفقت به خود با ارزش‌ها (۲۱)، رفتارهای سلامت‌افزا (۳۳)، و خودتنظیمی (۳۴) بود. در این بررسی، از داده‌های کل نمونه (۴۲۰ نفر) استفاده شد. به اعتقاد کوهن(۳۵)، ضریب همبستگی ۰/۱ و بالاتر نمودار اندازهٔ اثر کم، ۰/۳ و بالاتر نمودار اندازهٔ اثر متوسط، و ۰/۵ و بالاتر نمودار اندازهٔ اثر زیاد است.

[1] Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy
[2] Bartlett's Test of Sphericity
[3] principal component analysis
[4] chi-square test
[5] standardized root mean square residual
[6] root mean square error of approximation
[7] Non-Normed Fit Index
[8] Comparative Fit Index
[9] Schermelleh-Engel

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]
[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

برای بررسی همسانی درونی، تحلیل عاملی اکتشافی، و روایی همگرا، از نسخهٔ ۲۵ نرم‌افزار SPSS و برای تحلیل عاملی تأییدی، از نسخهٔ ۸/۵۴ نرم‌افزار LISREL استفاده شد.

یافته‌ها

مقدار KMO ۰/۸۶ به‌دست آمد که نشان می‌دهد ماتریس همبستگیِ مرتبهٔ صفر عناصری به‌مراتب بزرگ‌تر از ماتریس همبستگیِ تفکیکی دارد و می‌توان از ماتریسْ عامل‌ها را استخراج کرد. آزمون کرویت بارتلت نیز در سطح p=۰/۰۰۱ معنادار بود و آزمونِ χ^2 ۷۶۱/۸۲۲ به‌دست آمد که نشان می‌دهد ماتریس همبستگی داده‌ها در جامعه صفر نیست و بنا بر این، عامل‌یابی قابل توجیه است. در نتیجهٔ تحلیل عاملی اکتشافیِ نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها، با توجه به نمودار شیب دامنهٔ عوامل (اسکری پلات) (شکل ۱)، همچنین، ارزش‌های ویژه و درصد واریانسِ تبیین‌شده توسط هر عامل (جدول ۱)، دو عامل استخراج شد.

جدول ۱- ارزش ویژه و درصد واریانس تبیین‌شده توسط هر عامل بعد از چرخش واریمکس

عامل	ارزش ویژه	درصد تبیین‌کنندگی واریانس	درصد تجمعی واریانس
۱	۳/۲۲۷	۳۲/۲۶۸	۳۲/۲۶۸
۲	۲/۳۴۴	۲۳/۴۳۹	۵۵/۷۰۷

دو عاملِ استخراج‌شده، در مجموع، ۵۵/۷۰۷ درصد از واریانس کل را تبیین کردند که بیشتر از حداقلِ تعیین‌شده برای واریانسِ کلی است که عواملِ استخراج‌شده تبیین می‌کنند (۵۰% ≤ ۳۶). ماتریس بارهای عاملی نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها بعد از چرخش واریمکس در جدول ۲ مشاهده می‌شود. بر اساس این جدول، گویه‌های ۱، ۶، ۸، و ۱۰ تحت پوشش یک عامل و گویه‌های ۲، ۳، ۴، ۵، ۷، و ۹ تحت پوشش عامل دیگر قرار دارند و همهٔ گویه‌ها از بار عاملی قابل قبول (۳۲ ≤ ۳۷) برخوردارند. بررسی محتوای گویه‌ها در دو عاملِ به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که عامل نخستْ پیشرفت و عامل دوم ممانعت را دربر می‌گیرد. با این حال، گویهٔ ۲ در عامل نخست، از نظر محتوایی، با سایر گویه‌ها همخوانی ندارد. به عبارت دیگر، گویهٔ ۲ در عاملی قرار گرفته است که فعالیت در مسیر ارزش‌های شخصی و پیشرفت در این خصوص را بررسی می‌کند، در حالی که محتوای این گویه عکس آن است و در نسخهٔ اصلیِ پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها در عامل ممانعت قرار دارد. از این رو، گویهٔ ۲ نامناسب تشخیص داده و حذف شد. بر این اساس، نسخهٔ به‌دست‌آمده از تحلیل عاملی اکتشافی نسخهٔ ۹ گویه‌ای است، که ۵ گویه در عامل نخست (پیشرفت) و ۴ گویه در عامل دوم (ممانعت) قرار می‌گیرند.

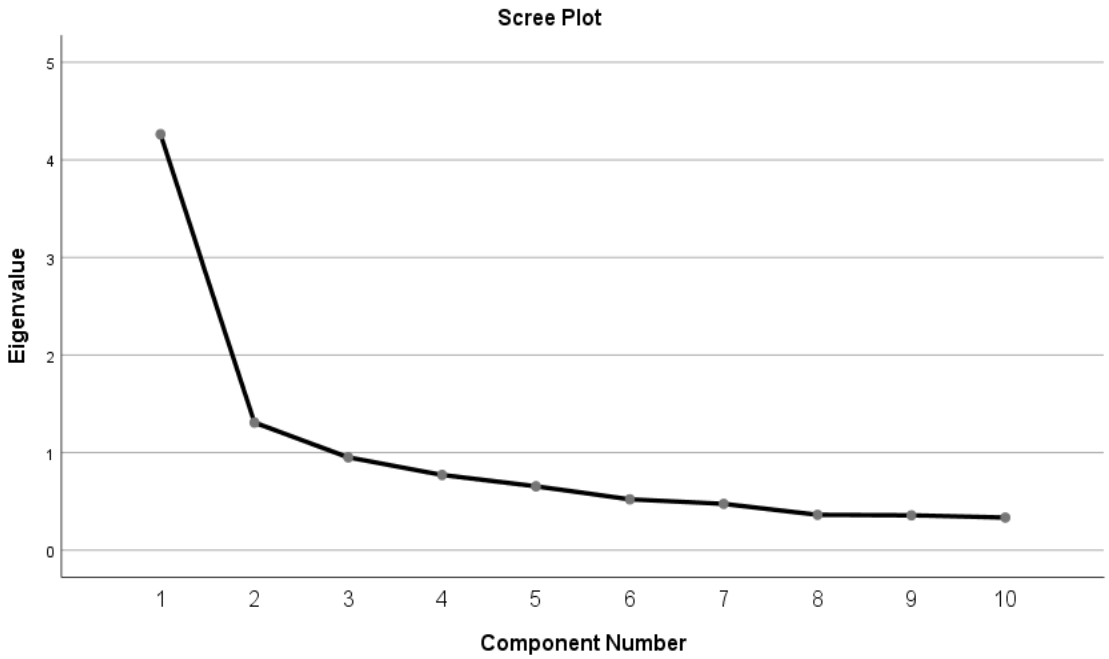
جدول ۲- ماتریس بارهای عاملی نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها بعد از چرخش واریمکس

گویه	عامل ۱	عامل ۲
۱) به جای پرداختن به فعالیت‌هایی که برای من مهم بودند، زمان زیادی به گذشته یا آینده فکر کردم.		۰/۷۲
۲) کارها را اتوماتیک‌وار انجام می‌دادم.	۰/۴۰	
۳) حتی اگر انگیزه‌ای نداشتم، برای رسیدن به هدف‌هایم تلاش کردم.	۰/۶۷	
۴) به سبک زندگی‌ام افتخار کردم.	۰/۷۷	
۵) در حوزه‌هایی از زندگی‌ام که بیشترین اهمیت را برایم دارند، پیشرفت کردم.	۰/۸۰	

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]

[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

۶) افکار، احساسات، یا خاطراتِ دشوار مانعِ اجرای فعالیت‌هایی شدند که واقعاً می‌خواستم انجام دهم.		۰/۶۹
۷) در تبدیل شدن به کسی که می‌خواهم باشم، بهتر و بهتر شدم.	۰/۸۰	
۸) هرگاه کارها آن‌طور که می‌خواستم نشد، آنها را به‌راحتی ول کردم.		۰/۶۲
۹) احساس کردم در زندگی هدف دارم.	۰/۷۳	
۱۰) موقع اجرای کارهایی که برای من مهم بودند، حواسم جای دیگری بود و انگار آنها را فقط «برای رفع تکلیف» انجام می‌دادم.		۰/۸۲



شکل ۱- شیب دامنهٔ عوامل نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها

برای بررسی پایایی عوامل استخراج‌شده از نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها، ضریب آلفای کرونباخ برای عامل نخست، یک بار، و برای عامل دوم، یک بار با حذف گویهٔ ۲ و یک بار بدون حذف گویهٔ ۲، محاسبه شد (جدول ۳).

جدول ۳- ضریب پایایی عوامل نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها

عامل	تعداد گویه	ضریب آلفای کرونباخ
عامل ۱	۵	۰/۸۵
عامل ۲ بدون حذف گویهٔ ۲	۵	۰/۵۶
عامل ۲ با حذف گویهٔ ۲	۴	۰/۷۳

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]

[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که عامل نخست (پیشرفت) از همسانی درونی خوبی برخوردار است. با این حال، عامل دوم (ممانعت)، وقتی گویهٔ ۲ وجود دارد، همسانی درونی نامناسبی دارد، اما، در صورت حذف گویهٔ ۲، همسانی درونی مناسبی پیدا می‌کند. از همین رو، ضریب آلفای کرونباخ نیز نشان می‌دهد که گویهٔ ۲ برای عامل ممانعت مناسب نیست و باید حذف شود.

در ادامهٔ بررسی روایی سازه، تحلیل عاملی تأییدیِ نسخهٔ فارسیِ پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها بررسی شد. در این بخش، بررسی شد که آیا ساختار عاملیِ به‌دست‌آمده در تحلیل عاملی اکتشافی در تحلیل عاملی تأییدی برازش دارد یا خیر. همچنین، از آنجا که ساختار عاملیِ به‌دست‌آمده در تحلیل عاملی اکتشافی با ساختار عاملی نسخهٔ اصلی متفاوت است، به‌منظور پاسخ به این سؤال که کدام مدل برازش بهتری دارد، مدل ساختاریِ نسخهٔ اصلی نیز در تحلیل عاملی تأییدی بررسی و با مدل حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی مقایسه شد. به همین منظور، از شاخص‌های برازش نسبیِ[1] ملاک اطلاعات اکایک[2](AIC) و شاخص وارسی روایی مورد انتظار[3](ECVI) نیز استفاده شد. به‌زعم فنچ، فرنچ، و امکس[4](۳۸)، مدلی برازش بهتری دارد که مقدار AIC و ECVI در آن کوچک‌تر باشد. شاخص‌های برازش دو مدل در جدول ۴ و ضرایب استانداردشده (بارهای عاملی) و شاخص T آنها در جدول ۵ مشاهده می‌شود.

[1] relative fit indices
[2] Akaike Information Criterion
[3] Expected Cross-Validation Index
[4] Finch, French, & Immekus

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]

[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

جدول ۴- شاخص‌های برازش در مدل اصلی و مدل به‌دست‌آمده از تحلیل عاملی اکتشافی نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها

	ساختار عاملی	χ^2	f	χ^2/df	REMSEA	SRMR	NNFI	CFI	AIC	ECVI
مدل اصلی	عامل ۱: گویه‌های ۳، ۴، ۵، ۷، ۹ عامل ۲: گویه‌های ۲، ۳، ۶، ۸، ۱۰	۷ ۵۴/۷	۴	۶ ۱/۱	۰/۰۵	۰۶ ۰/	۹ ۰/۸	۹ ۰/۸	۱۲۲۱/۹۲	۰/۴۹
مدل به‌دست‌آمده از تحلیل عاملی اکتشافی	عامل ۱: گویه‌های ۳، ۴، ۵، ۷، ۹ عامل ۲: گویه‌های ۳، ۶، ۸، ۱۰	۴ ۳۷/۱	۶	۴ ۱/۳	۰/۰۴	۰۴ ۰/	۹ ۰/۹	۹ ۰/۹	۱۱۷۰/۳۲	۰/۳۸

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که نسبت مجذور خی به درجهٔ آزادی (χ^2/df)، در مدل‌های مورد بررسی، کمتر از ۲ و در نتیجه، حاکی از برازش خوبِ هر دو مدل است. با این حال، در مدل حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی کوچک‌تر بوده که حاکی از برازش نسبتاً بهتر مدل دوم است. شاخص SRMR برای مدل اصلی ۰/۰۶ به‌دست آمد که حاکی از برازش قابل قبول است، اما برای مدل حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی ۰/۰۴ به‌دست آمد که نشان از برازش خوبِ مدل دارد. در شاخص RMSEA، که یکی از مفیدترین شاخص‌های نیکویی برازش معرفی شده است (۳۹)، در مدل اصلی ۰/۰۵ و در مدل حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی ۰/۰۴ به‌دست آمد که حاکی از برازش خوبِ هر دو مدل است؛ با این حال، در مدل دوم کوچک‌تر بوده که حاکی از برازش نسبتاً بهتر آن است. شاخص‌های NNFI و CFI در مدل اصلی و مدل حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی، به‌ترتیب، ۰/۹۸ و ۰/۹۹ به‌دست آمد که حکایت از برازش خوب هر دو مدل دارد. شاخص‌های برازش نسبی AIC و ECVI نیز در مدل اصلی، به‌ترتیب، ۱۲۲۱/۹۲ و ۰/۴۹ و در مدل حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی، به‌ترتیب، ۱۱۷۰/۳۲ و ۰/۳۸ به‌دست آمد که چون در مدل حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی کوچک‌تر از مدل اصلی بود، حاکی از برازش بهتر مدل حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی است. در مجموع، می‌توان گفت که مدل حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی از برازش بهتری برخوردار است.

جدول ۵- ضرایب استانداردشده و شاخص T تحلیل عاملی تأییدی نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها

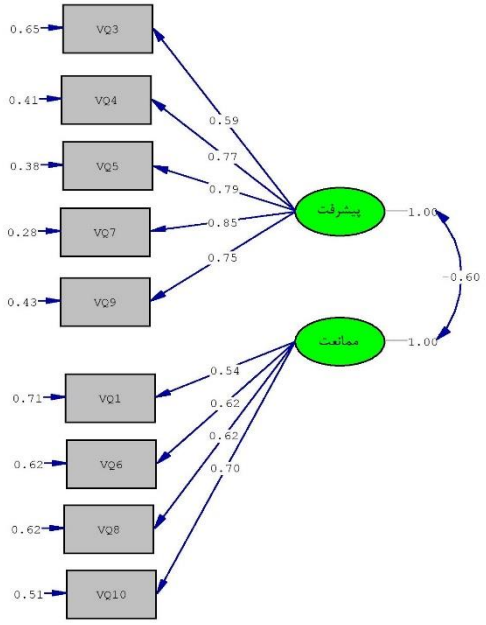
	مدل اصلی			مدل به‌دست‌آمده از تحلیل عاملی اکتشافی	
خرده‌مقیاس	گویه	ضرایب استانداردشده	شاخص T	ضرایب استانداردشده	شاخص T
پیشرفت	۳	۰/۵۹	۸/۷۳	۰/۵۹	۸/۷۲
	۴	۰/۷۷	۱۲/۳۰	۰/۷۷	۱۲/۳۰
	۵	۰/۷۹	۱۲/۶۷	۰/۷۹	۱۲/۶۷
	۷	۰/۸۵	۱۴/۱۲	۰/۸۵	۱۴/۱۳
	۹	۰/۷۵	۱۱/۹۱	۰/۷۵	۱۱/۹۱
ممانعت	۱	۰/۵۴	۷/۰۷	۰/۵۴	۷/۰۴
	۲	-۰/۱۴	-۱/۶۸	-	-

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]

[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

۶	۰/۶۲	۸/۲۶	۰/۶۲	۸/۲۶
۸	۰/۶۲	۸/۲۵	۰/۶۲	۸/۳۱
۱۰	۰/۷۰	۹/۴۹	۰/۷۰	۹/۵۹

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که شاخص T و بارهای عاملی (ضرایب استانداردشده)، در گویه‌های مدل اصلی، به‌جز گویهٔ ۲، به‌ترتیب، بیشتر از ۱/۹۶ و ۰/۳۲ است که حاکی از رابطهٔ معنادار گویه‌ها با عامل‌هاست (۳۸). از همین رو، تحلیل عاملی تأییدیِ مدل اصلی نیز نشان می‌دهد که گویهٔ ۲ برای عامل ممانعت مناسب نیست و باید حذف شود. مدل ۹ گویه‌ای در شکل ۲ مشاهده می‌شود.



شکل ۲- ساختار عاملی نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]

[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

جدول ۶- ماتریس ضرایب همبستگی نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها و مقیاس شفقت به خود

	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
پیشرفت (۱)	۱									
ممانعت (۲)	-۰/۴۸۶**	۱								
شاخص تودهٔ بدنی (۳)	-۰/۱۰۳*	۰/۰۶۱	۱							
مهربانی با خود (۴)	۰/۵۶۵**	-۰/۴۶۲**	-۰/۰۵۵	۱						
قضاوت منفی دربارهٔ خود (۵)	۰/۴۰۷**	-۰/۵۳۱**	-۰/۰۶۶	۰/۶۲۹**	۱					
مشترک در انسان‌ها (۶)	۰/۳۷۰**	-۰/۲۳۱**	-۰/۰۳۵	۰/۵۴۵**	۰/۲۸۳**	۱				
انزوا (۷)	۰/۴۲۲**	-۰/۵۳۱**	-۰/۰۸۴*	۰/۵۷۷**	۰/۷۹۴**	۰/۲۹۰**	۱			
لحظه‌آگاهی (۸)	۰/۵۰۱**	-۰/۳۷۷**	-۰/۰۵۶	۰/۷۳۲**	۰/۴۶۲**	۰/۶۲۴**	۰/۴۵۸**	۱		
همانندسازی بیش از حد (۹)	۰/۳۸۳**	-۰/۵۴۶**	-۰/۰۵۷	۰/۶۵۹**	۰/۸۲۷**	۰/۲۴۵**	۰/۷۹۰**	۰/۵۰۴**	۱	
کل مقیاس شفقت به خود (۱۰)	۰/۵۴۸**	-۰/۵۶۷**	-۰/۰۷۵	۰/۸۵۵**	۰/۸۵۴**	۰/۵۹۷**	۰/۸۳۹**	۰/۷۷۱**	۰/۸۵۹**	۱

** P<۰/۰۱ * P<۰/۰۵

نتایج حاصل از بررسی روایی همگرا نشان داد که عامل پیشرفت، برخلاف عامل ممانعت، با شاخص تودهٔ بدنی رابطهٔ معنادار، با اندازهٔ اثر کم، در جهت مورد انتظار دارد. به‌علاوه، نشان داد که عامل پیشرفت و ممانعت با نمرهٔ کلی مقیاس شفقت به خود و خرده‌مقیاس‌های آن همبستگی معناداری، با اندازهٔ اثر کم تا زیاد و در جهت مورد انتظار، دارد (جدول ۶). این نتایج تأییدی بر روایی همگرای نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌هاست.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر بررسی پایایی و روایی نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها در افرادی بود که مشغول کاهش وزن یا حفظ وزنِ کاهش‌یافته بودند. تحلیل عاملی اکتشافیْ ساختار دو عاملی را برای این پرسش‌نامه نشان داد که همسو با نتایج پژوهش اوّلیهٔ اسموت و همکاران (۲۰) است: عامل اوّل پیشرفت و عامل دوم ممانعت. بررسی محتوای گویه‌های عامل‌های حاصل از این پژوهش نیز نشان داد که عامل نخست شامل گویه‌هایی است که نمودار پیشرفت در زندگیِ ارزشمند است و برعکس، عامل دوم شامل گویه‌هایی است که نمودار باز ماندن از زندگی ارزشمند است. با این حال، تفاوتی بین نسخهٔ اصلی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها و نسخهٔ فارسی آن وجود داشت. گویهٔ ۲، «کارها را اتوماتیک‌وار انجام می‌دادم»، که در نسخهٔ اصلی به عامل ممانعت تعلق دارد، در نسخهٔ فارسی در عامل پیشرفت قرار گرفت، در صورتی که از نظر محتوا با این عامل هماهنگی ندارد و به همین دلیل، حذف شد. یک علت احتمالی در تبیین یافتهٔ مذکور این است که به‌نظر می‌رسد در فرهنگ ایرانی، اتوماتیک (خودکار) انجام دادن کارها مزیت تلقی می‌شود و جزء ارزش‌های شخصی افراد قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر، خودکار انجام دادن کارها نشانِ مهارت پیدا کردن در آنها در نظر گرفته می‌شود و برای افراد مهم است که بتوانند در انجام امور به این درجه از قابلیت برسند. در واقع، تفاوتِ یادشده ممکن است ناشی از تفاوت‌های فرهنگی در برداشت پاسخ‌دهندگان باشد. در هر حال، به‌نظر می‌رسد نسخهٔ فارسی ساختار عاملیِ خالص‌تری دارد.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]

[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

در بُعد بررسی پایاییِ نسخهٔ حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی، ضریب آلفای کرونباخِ عامل پیشرفت (۰/۸۳) و عامل ممانعت (۰/۷۳) حاکی از همسانی درونیِ رضایت‌بخش بود. این نتایج با یافته‌های پژوهش اوّلیه (۲۰)، کاروالو و همکاران (۲۱)، ریچاردسون و همکاران (۲۲)، و امیدی و همکاران (۲۳) مطابقت دارد. از سوی دیگر، ضریب آلفای کرونباخِ عامل ممانعت، بدون حذف گویهٔ ۲، (۰/۵۶) یافته‌ای دیگر در تأیید این مدعا بود که گویهٔ ۲ مناسب نیست و باید حذف شود.

نتایج تحلیل عاملی تأییدی از الگوی ۲ عاملیِ نسخهٔ فارسیِ پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها حمایت کرد. این نتایج با نتایج پژوهش اوّلیه (۲۰)، کاروالو و همکاران (۲۱)، ریچاردسون و همکاران (۲۲)، و امیدی و همکاران (۲۳) همسوست. افزون بر این، به دلیل مشاهدهٔ تفاوتِ گویه‌ای در تحلیل عاملی اکتشافی، برازش هر دو مدلِ اصلی و مدل حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی بررسی شد. نتایج این بررسی نشان داد که مدل به‌دست‌آمده از تحلیل عاملی اکتشافی، در مجموع، برازش بهتری دارد.

تجزیه و تحلیل‌های مربوط به روایی همگرای نسخهٔ فارسیِ پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها نشان داد که عامل پیشرفت ارتباط معنادارِ منفی با شاخص تودهٔ بدنی دارد. این یافته همسو با این فرض است که وصل کردن رفتار سالم‌خوری و فعالیت بدنی به ارزش‌های شخصیِ روشن‌شده، در کاهش وزن و حفظ وزنِ کاهش‌یافته نقش دارد (۴۱). تجزیه و تحلیل‌ها همچنین نشان داد که نسخهٔ فارسیِ پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها با مقیاس شفقت به خود ارتباط معنادارِ مثبتی دارد. این یافته‌ها همسو با نتایج پژوهش مارشال و برکمن (۴۰) و کاروالو و همکاران (۲۱) است که نشان داد خرده‌مقیاس پیشرفت رابطهٔ مثبتِ معناداری با مقیاس شفقت به خود و خرده‌مقیاس ممانعت رابطهٔ منفیِ معناداری با آن دارد. این یافته نشان می‌دهد که پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها ارتباط معناداری با یکی از سازه‌های فرآیندیِ مرتبط با درمان مبتنی بر پذیرش و پای‌بندی دارد (۲۱) و شاهد دیگری برای این پیشنهاد است که شفقت به خود وارد مدل انعطاف‌پذیری روانیِ این درمان بشود (۴۰). شفقت به خود مؤلفه‌ای است که در درمان مبتنی بر پذیرش و پای‌بندی برای چاقی و اضافه‌وزن به‌کار می‌رود تا افراد برای انگیزه‌افزایی جهت کاهش وزن، گرفتارِ تنفر از خود نشوند، چون در کوتاه‌مدت ممکن است مؤثر باشد، اما در درازمدت موجب احساس شرم و تنفرِ بیشتر از خود و ناموفق ارزیابی کردنِ خویش می‌شود و در نتیجه، پرخوری و رها کردن هدف‌های سالم خوردن و فعالیت بدنی را به همراه دارد (۴۱). در همین راستا، نتایج پژوهش‌ها حاکی از ارتباط معنادارِ مثبت بین رفتارهای سلامت‌افزا (مانند سالم‌خوری و فعالیت بدنی) با شفقت به خود است (۳۳, ۴۲)، و شفقت به خود در خودتنظیمیِ افراد برای اجرای این گونه رفتارها نقشِ تعیین‌کننده‌ای دارد (۳۴). دلیل مطلب اخیر آن است که حالت دفاعی، حالت‌های هیجانیِ منفی، و خودسرزنش‌گری را کاهش می‌دهد (۴۳).

به‌طور کلی، بر اساس نتایج پژوهشِ حاضر می‌توان گفت که نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها در جمعیت ایرانی پایایی و روایی مناسبی دارد. بنا بر این، به پژوهشگران و متخصصان بالینیِ رفتاردرمانی‌های مبتنی بر پذیرش، که با افراد درگیر با کاهش وزن کار می‌کنند، پیشنهاد می‌شود از پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها استفاده کنند. البته باید به محدودیت‌های این پژوهش اشاره شود. بخش اعظم نمونهٔ پژوهشِ حاضر زنان بودند که تعمیم‌پذیری نتایج به مردان را با محدودیت مواجه می‌کند. رفع این محدودیت در پژوهش‌های آینده، به‌گونه‌ای که به حفظ تعادلِ جنسیتی در نمونه بینجامد، می‌تواند به گسترش دامنهٔ تعمیم‌پذیریِ یافته‌های پژوهش منجر شود. در این پژوهش، پایایی آزمون-بازآزمون بررسی نشد که پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی بررسی شود. در نهایت، پژوهش حاضر شامل ابزاری نبود که به‌لحاظ نظری متفاوت از مبحث ارزش‌ها در رفتاردرمانی‌های مبتنی بر پذیرش باشد. از همین رو، در این پژوهش، امکان نشان دادن شواهدی در خصوص روایی واگرای نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها وجود نداشت. بنا بر این، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده از سنجه‌هایی برای بررسی روایی واگرای نسخهٔ فارسی پرسش‌نامهٔ پرداختن به ارزش‌ها استفاده شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]

[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

تشکر و قدردانی

نویسندگان این مقاله از تمام شرکت‌کنندگان و کسانی که در اجرای این پژوهش همکاری کردند تشکر می‌کنند.

منابع

Butryn ML, Kerrigan S, Arigo D, Raggio G, Forman EM. Pilot test of an acceptance-based behavioral intervention to promote physical activity during weight loss maintenance. Behavioral Medicine. 2018;44(1):77-87.

Gregg JA, Lillis J, Schmidt EM. A functional contextual approach to obesity and related problems. Current Opinion in Psychology. 2015;2:82-6.

Barlow DH, Durand VM, Hofmann SG. Abnormal psychology: An integrative approach. eight ed: Nelson Education; 2018.

Ogden J. Health Psychology: A Textbook: McGraw-Hill Education (UK); 2012.

Rahimi-Ardabili H, Reynolds R, Vartanian LR, McLeod LVD, Zwar N. A systematic review of the efficacy of interventions that aim to increase self-compassion on nutrition habits, eating behaviours, body weight and body image. Mindfulness. 2018;9(2):388-400.

Organization WH. Data and analysis on overweight and obesity 2019 [Available from: https://www.who.int/gho/ncd/risk_factors/overweight/en/.

Forman EM, Butryn ML, Manasse SM, Bradley LE. Acceptance-based behavioral treatment for weight control: a review and future directions. Current opinion in psychology. 2015;2:87-90.

Lillis J, Kendra KE. Acceptance and Commitment Therapy for weight control: Model, evidence, and future directions. Journal of contextual behavioral science. 2014;3(1):1-7.

Butryn ML, Webb V, Wadden TA. Behavioral treatment of obesity. Psychiatric Clinics. 2011;34(4):841-59.

Forman EM, Butryn ML, Manasse SM, Crosby RD, Goldstein SP, Wyckoff EP, et al. Acceptance-based versus standard behavioral treatment for obesity: Results from the mind your health randomized controlled trial. Obesity. 2016;24(10):2050-6.

Lowe MR. Self-regulation of energy intake in the prevention and treatment of obesity: is it feasible? Obesity research. 2003;11(S10):44S-59S.

Lillis J, Niemeier HM, Thomas JG, Unick J, Ross KM, Leahey TM, et al. A randomized trial of an acceptance-based behavioral intervention for weight loss in people with high internal disinhibition. Obesity. 2016;24(12):2509-14.

Lillis J, Niemeier HM, Ross KM, Thomas JG, Leahey T, Unick J, et al. Weight loss intervention for individuals with high internal disinhibition: design of the Acceptance Based Behavioral Intervention (ABBI) randomized controlled trial. BMC psychology. 2015;3(1):17.

Forman EM, Butryn ML. A new look at the science of weight control: how acceptance and commitment strategies can address the challenge of self-regulation. Appetite. 2015;84:171-80.

Lillis J, Thomas J, Niemeier H, Wing R. Exploring process variables through which acceptance-based behavioral interventions may improve weight loss maintenance. Journal of contextual behavioral science. 2017;6(4):398-403.

Harris R. ACT made simple: An easy-to-read primer on acceptance and commitment therapy: New Harbinger Publications; 2019.

Wilson KG, Sandoz EK, Kitchens J, Roberts M. The Valued Living Questionnaire: Defining and measuring valued action within a behavioral framework. The Psychological Record. 2010;60(2):249-72.

Ciarrochi J, Fisher D, Lane L. The link between value motives, value success, and well-being

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]

[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

among people diagnosed with cancer. Psycho-Oncology. 2011;20(11):1184-92.

Lundgren T, Luoma JB, Dahl J, Strosahl K, Melin L. The bull's-eye values survey: a psychometric evaluation. Cognitive and Behavioral Practice. 2012;19(4):518-26.

Smout M, Davies M, Burns N, Christie A. Development of the valuing questionnaire (VQ). Journal of Contextual Behavioral Science. 2014;3(3):164-72.

Carvalho SA, Palmeira L, Pinto-Gouveia J, Gillanders D, Castilho P. The utility of the valuing questionnaire in chronic pain. Journal of contextual behavioral science. 2018;9:21-9.

Rickardsson J, Zetterqvist V, Kemani MK, Holmström L, Andersson E, Wicksell RK. Assessing values–Psychometric properties of the Swedish version of the Valuing Questionnaire in adults with chronic pain. Journal of Contextual Behavioral Science. 2019;14:40-9.

Omidi A, Ardestani S, Hassanabadi H. Adaptation and Factor Structure of Valuing Questionnaire in Acceptance and Commitment Therapy Approach. Educational Measurement. 2018;8(32):85-101. [Persian].

Brown TA. Confirmatory factor analysis for applied research: Guilford publications; 2015.

Meyers LS, Gamst G, Guarino AJ. Applied multivariate research: Design and interpretation: Sage publications; 2016.

Myers ND, Ahn S, Jin Y. Sample size and power estimates for a confirmatory factor analytic model in exercise and sport: A Monte Carlo approach. Research quarterly for exercise and sport. 2011;82(3):412-23.

Neff KD. The development and validation of a scale to measure self-compassion. Self and identity. 2003;2(3):223-50.

Hasani J, Pasdar K. The Assessment of Confirmatory Factor Structure, Validity, and Reliability of PersianVersion of Self-Compassion Scale (SCS-P) in Ferdosi University of Mashhah in 2013. Journal of Rafsanjan University of Medical Sciences. 2017;16(8):727-42. [Persian].

(ITC) ITC. ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests (Second Edition). International Journal of Testing. 2017;18(2):101-34.

Hunsley J, Mash EJ. Developing criteria for evidence-based assessment: An introduction to assessments that work. A guide to assessments that work. 2008:3-14.

Babakus E, Ferguson Jr CE, Jöreskog KG. The sensitivity of confirmatory maximum likelihood factor analysis to violations of measurement scale and distributional assumptions. Journal of marketing research. 1987;24(2):222-8.

Schermelleh-Engel K, Moosbrugger H, Müller H. Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. Methods of psychological research online. 2003;8(2):23-74.

Gedik Z. Self-compassion and health-promoting lifestyle behaviors in college students. Psychology, health & medicine. 2019;24(1):108-14.

Sirois FM. A self-regulation resource model of self-compassion and health behavior intentions in emerging adults. Preventive medicine reports. 2015;2:218-22.

Cohen J. A power primer. Psychological bulletin. 1992;112(1):155.

Streiner DL. Figuring out factors: the use and misuse of factor analysis. The Canadian Journal of Psychiatry. 1994;39(3):135-40.

Tabachnick BG, Fidell LS. Using multivariate statistics: International edition. Pearson2012. 2013.

Finch H, French BF, Immekus JC. Applied psychometrics using SPSS and AMOS: IAP; 2016.

Diamantopoulos A, Siguaw JA, Siguaw JA. Introducing LISREL: A guide for the uninitiated: Sage; 2000.

Marshall E-J, Brockman RN. The relationships between psychological flexibility, self-

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]

[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]

compassion, and emotional well-being. Journal of Cognitive Psychotherapy. 2016;30(1):60-72.

Lillis J, Dahl J, Weineland SM. The diet trap: Feed your psychological needs and end the weight loss struggle using acceptance and commitment therapy: New Harbinger Publications; 2014.

Sirois FM, Kitner R, Hirsch JK. Self-compassion, affect, and health-promoting behaviors. Health Psychology. 2015;34(6):661.

Terry ML, Leary MR. Self-compassion, self-regulation, and health. Self and Identity. 2011;10(3):352-62.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-28]

[DOI: 10.52547/rph.14.3.1]