Journal of Clinical Psychology & Personality(Not edited)

Research Article

Assessing the Psychometric Properties of the Persian Form of Self-Construal Scale (SCS) in University Students

Authors

Bahar Shamsalam[1], Maryam Abbasi Sooreshjani [2*], Hojjatollah Farahani [3]

1. MSc, *Department Of Psychology, Faculty Of Psychology And Education, University Of Tehran, Tehran, Iran.* b.shamsalam@ut.ac.ir *0009-0009-3544-4*
   377
2. *Assistant Professor, Department Of Psychology, Faculty Of Psychology And Education, University Of Tehran, Tehran, Iran. (Corresponding Author)* maryam.abbasi@ut.ac.ir *0000-0002-1288-3221*
3. *Associate Professor, Department of Psychology, Faculty of Humanities, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.* h.farahani@modares.ac.ir *0000-0002-9799-7008*

Abstract

Receive Date:
00/00/0000

Accept Date:
00/00/0000

Introduction: The concept of self-construal, defined as an individual's perception of the self in relation to others, represents a fundamental construct in cultural psychology. The Self-Construal Scale (SCS), comprising two subscales of independence and interdependence, assesses different dimensions of this construct. Given the central role of self-construal in psychology and the limited availability of validated Persian instruments for its assessment, the present study aimed to examine the psychometric properties of the Persian version of the SCS among university students.

Method: A total of 507 students from the University of Tehran were selected through convenience sampling and completed the Persian version of the Self-Construal Scale (SCS), along with the Tendency for Interpersonal Victimhood Scale (TIV) and the International Trauma Questionnaire (ITQ). Data were analyzed using SPSS version 27 and R version 4.5.1.

Results: The findings supported the two-factor model proposed by Markus and Kitayama, with fit indices indicating an acceptable model fit. Three items were removed due to low factor loadings, resulting in a 21-item Persian version of the scale. The average variance extracted and composite reliability values demonstrated acceptable convergent validity. Correlations between the SCS, the International Trauma Questionnaire (ITQ), and the Tendency for Interpersonal Victimhood Scale (TIV) provided evidence for concurrent validity. The Cronbach's alpha coefficient for the total scale was 0.703, confirming the reliability and suitability of the Persian version of the SCS for use in Iranian samples.

Discussion and conclusion: The Persian version of the Self-Construal Scale demonstrated a clear two-factor structure and satisfactory psychometric properties within the Iranian context, supporting its applicability in both cultural and clinical research.

Keywords

Confirmatory Factor Analysis, Self Construal, Validity, Reliability, Self.

Corresponding Author's E-mail

maryam.abbasi@ut.ac.ir

Extended Abstract

Introduction

Self-construal, a fundamental construct in psychology, refers to how individuals define and perceive themselves in relation to others. It encompasses two primary dimensions: independent and interdependent self-construal. The independent self-construal characterizes the self as a distinct, stable, and autonomous entity, emphasizing personal abilities, self-expression, and the pursuit of internal goals through direct communication. In contrast, the interdependent self-construal defines the self in terms of social roles, relationships, and connectedness, highlighting group harmony, social conformity, and indirect communication. These dimensions, shaped by cultural values and individual experiences, influence cognition, emotion, and motivation across cultural contexts.

The Self-Construal Scale (SCS), developed by Singelis, is widely used to assess these dimensions; however, it has not been comprehensively validated in Persian. Most Iranian studies have employed the original 30-item version, despite evidence suggesting that some items exhibit low factor loadings and conceptual overlap. The revised 24-item version demonstrates greater factorial stability and model fit across cultures, yet its structure has not been confirmed in Iranian samples using confirmatory factor analysis (CFA).

The present study aimed to fill this gap by examining the psychometric properties of the Persian version of the SCS among Iranian university students. Establishing a valid and reliable measure of self-construal in Iran can contribute to the advancement of cultural and psychological research, supporting the development of culturally sensitive interventions. Given the prominence of interdependent values in Iranian culture, validating this instrument is essential to ensure its conceptual and cultural relevance within the local context.

Method

This psychometric validation study examined the construct validity, reliability, and cultural adequacy of the Persian version of the Self-Construal Scale (SCS). The study population comprised students of the University of Tehran during the 2024–2025 academic year. Based on established sample size recommendations (5–15 participants per item), a total of 507 students were recruited through non-random convenience sampling using social media advertisements and QR code links. Participants completed online questionnaires including a demographic form, the 24-item SCS (7-point Likert scale), the Persian International Trauma Questionnaire (ITQ), and the Tendency for Interpersonal Victimhood Scale (TIV). The translation of the SCS followed a forward–backward procedure conducted by bilingual experts to ensure conceptual and linguistic accuracy. Ethical approval was obtained from the University of Tehran's Ethics Committee. Data were analyzed using SPSS-27 and R 4.5.1. Confirmatory factor analysis (CFA) assessed construct validity, Pearson correlations examined convergent and divergent validity, and Cronbach's alpha and McDonald's omega were calculated for reliability.

Result

No missing data were observed, and no multivariate outliers were detected. Participants (N = 507, 80.5% female, M = 23.7 ± 3.97 years) completed all measures. Items 18, 20, and 24 showed low item–total correlations (< 0/30) and were excluded, leaving 21 items. Confirmatory factor analysis (CFA) using the WLSMV estimator supported the two-factor model of independence and interdependence proposed by Markus and Kitayama (Table 1).

Table 1: Fit indicators of the research model

Measure	Threshold	Accepted value
CMIN	455.782	-
df	185	-
CIMN/df	2.46	<3
p-value	0.0001	
RMSEA	0.054	<0.1
CFI	0.885	>0.8
GFI	0.94	>0.8
NFI	0.822	>0.8
NNFI	0.869	>0.8
AGFI	0.94	>0.8

Cronbach's alpha values were 0.77 for interdependence, 0.67 for independence, and 0/70 for the total scale, with acceptable McDonald's omega coefficients. Composite reliability (0.84) and significant correlations with related constructs further supported validity. Specifically, interdependence correlated positively with CPTSD (r = 0.17) and interpersonal victimhood (r = 0/33, p < 0/001), whereas independence correlated negatively with CPTSD (r = –0.24, p < 0.001) and was unrelated to the tendency for interpersonal victimhood (r = 0.06). These results confirm the Persian SCS's two-factor structure and satisfactory psychometric properties.

Conclusion

The present study validated the Persian version of the Self-Construal Scale (SCS) among Iranian university students and confirmed a 21-item, two-factor structure with acceptable fit and reliability. The removal of items 18, 20, and 24 may reflect cultural incompatibility within Iran's collectivistic context, where self-reliance, assertiveness, or direct communication (e.g., addressing others by first name) are less emphasized. The positive correlations of interdependence with complex post-traumatic stress disorder (r = 0.17) and interpersonal victimhood (r = 0.33), along with the negative correlation between independence and CPTSD (r = –0.24), are consistent with theoretical expectations, suggesting that interdependence may heighten vulnerability in

highly relational contexts. In contrast, independence may act as a protective factor. These findings underscore the significant impact of cultural norms on how individuals perceive and understand themselves.

Overall, the Persian SCS demonstrated satisfactory psychometric properties, supporting its applicability for assessing self-construal dimensions within Iranian populations. This instrument can facilitate cross-cultural comparisons and inform culturally adapted psychological assessment and intervention; nevertheless, the non-random, student-based sample limits generalizability. Future studies are encouraged to include broader age groups, diverse cultural subgroups, and clinical populations to examine measurement stability and cultural sensitivity further.

Ethical consideration

Compliance with Ethical Guidelines:

Ethical approval was obtained from the University of Tehran's Ethics Committee (IR.UT.PSYEDU.REC.1404.063).

Funding:

No funding was received for this research.

Acknowledgments: The authors would like to express their sincere appreciation to the students who participated in this research and contributed to its successful completion. Their time, openness, and cooperation were invaluable to the advancement of this study.

زودآیند ویرایش نشده

دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت» (زودآیند ویرایش نشده)

مقاله پژوهشی

بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی فرم فارسی مقیاس تفسیر خویشتن (SCS) در دانشجویان

نویسندگان

بهار شمس عالم[۱]،مریم عباسی سورشجانی[۲*]،حجت‌اله فراهانی[۳]

۱. کارشناس ارشد روان‌شناسی بالینی، گروه روان‌شناسی، دانشکدهٔ علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. b.shamsalam@ut.ac.ir *0009-0009-3544-4377*

۲. استادیار، گروه روان‌شناسی، دانشکده‌ی روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) maryam.abbasi@ut.ac.ir 0000-0002-1288-3221

۳. دانشیار، گروه روان‌شناسی، دانشکده‌ی علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. h.farahani@modares.ac.ir 0000-0002-9799-7008

چکیده

مقدمه: مفهوم تفسیر خویشتن به عنوان نحوه ادراک فرد از خود در ارتباط با دیگران، از سازه‌های بنیادین در روان‌شناسی فرهنگی است. مقیاس تفسیر خویشتن با دو خرده مقیاس استقلال و وابستگی متقابل، ابعاد مختلف این سازه را ارزیابی می‌کند. نظر به اینکه با وجود اهمیت خویشتن و محوری بودن آن در روان‌شناسی، مقیاس‌های محدودی برای سنجش آن به زبان فارسی وجود دارد، هدف پژوهش حاضر سنجش ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس در دانشجویان بود.

روش: ۵۰۷ دانشجوی دانشگاه تهران به روش در دسترس انتخاب و نسخه فارسی مقیاس تفسیر خویشتن (SCS) همراه با پرسشنامه تمایل به قربانی بودن بین‌فردی (TIV) و پرسشنامه بین‌المللی تروما (ITQ) را تکمیل کردند. تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS-27 و R.4.5.1 صورت گرفت.

نتایج: یافته‌ها از مدل دو عاملی مارکوس و کیتایاما حمایت کردند و شاخص‌ها حاکی از برازش قابل قبول مدل بودند. سه گویه به دلیل بار عاملی پایین حذف شدند و نسخه‌ی فارسی این مقیاس دربرگیرنده‌ی ۲۱ گویه بود. شاخص‌های میانگین واریانس استخراج‌شده و پایایی ترکیبی مرکب نیز بیانگر روایی همگرای قابل قبول این مقیاس بودند. همبستگی این مقیاس با پرسشنامه‌های بین‌المللی تروما و تمایل به قربانی بودن بین‌فردی حاکی از روایی ملاکی همزمان این مقیاس بود. آلفای کرونباخ کل مقیاس ۰/۷۰۳ بود که حاکی از اعتبار این مقیاس در جامعه‌ی ایرانی است.

بحث و نتیجه‌گیری: نسخه فارسی مقیاس تفسیر خویشتن از ساختار دو عاملی و ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوب در جامعه ایرانی برخوردار است و می‌تواند در پژوهش‌های فرهنگی و بالینی استفاده شود.

تاریخ دریافت: ۰۰۰۰/۰۰/۰۰

تاریخ پذیرش: ۰۰۰۰/۰۰/۰۰

کلیدواژه‌ها

تحلیل عاملی تأییدی، تفسیر خویشتن، روایی، پایایی، خویشتن

پست الکترونیکی نویسنده مسئول

maryam.abbasi@ut.ac.ir

اگر مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی نویسنده‌ی اول است.

زودآیند ویرایش نشده

مقدمه

یکی از سازه‌های محوری در روان‌شناسی اجتماعی و فرهنگی، شیوه‌ای است که فرد خود را در ارتباط با دیگران تعریف و تجربه می‌کند که از آن با عنوان تفسیر خویشتن[1] یاد می‌شود [۱, ۲]. تفسیر خویشتن به مجموعه‌ای از افکار، احساسات و الگوهای رفتاری گفته می‌شود که در دل روابط شکل گرفته و نشان می‌دهند تا چه اندازه فرد خودش را موجودی مستقل و متمایز می‌داند، یا هویت و معنای خود را در پیوند و وابستگی متقابل به دیگران تعریف می‌کند. این سازه، در برگیرنده‌ی دو بعد خویشتن مستقل[2] و تفسیر وابسته‌ی متقابل[3] است [۱, ۳].

در تفسیر خویشتن مستقل، خویشتن به‌عنوان هویتی یگانه، پایدار و نسبتاً جدا از بافت اجتماعی در نظر گرفته می‌شود. در این حالت، ویژگی‌های درونی مانند توانایی‌ها، افکار و احساسات شخصی برجسته‌تر هستند، ابراز خود و منحصربه‌فرد بودن ارزش بیشتری پیدا می‌کند، اهداف فردی در مرکز تصمیم‌گیری قرار می‌گیرد و ارتباط مستقیم و صریح ترجیح داده می‌شود [۱, ۳]. در نتیجه، تنظیم رفتار در این افراد بیشتر از مسیر صفات و اهداف شخصی انجام می‌شود و غالباً عزت‌نفس با تجربه کارآمدی فردی و تأیید ویژگی‌های درونی پیوند می‌خورد [۱, ۴].

در مقابل، در تفسیر خویشتن وابسته متقابل، خویشتن پدیده‌ای انعطاف‌پذیر و زمینه‌مند است که نقش‌ها، موقعیت‌ها و روابط اجتماعی در تعریف آن سهم تعیین‌کننده‌ای دارند [۱, ۵]. در این چارچوب، تعلق داشتن و هماهنگی با جمع، قرار گرفتن در جایگاه مناسب و عمل کردن مطابق با انتظارات نقش و حساسیت به نشانه‌های بین‌فردی و ارتباط غیرمستقیم پررنگ‌تر می‌شوند [۱]. بنابراین، منبع عزت نفس در این افراد روابط میان‌فردی هماهنگ و توانایی سازگاری با موقعیت‌های مختلف است. از این رو، موقعیت‌ها و دیگران به صورت فعال و پیوسته در فرد ادغام می‌شوند [۱, ۶].

هرچند هر دو شکل تفسیر خویشتن می‌تواند در هر فرد حضور داشته باشد، شدت بروز آن‌ها به تجربه‌های شخصی، شرایط موقعیتی و زمینه فرهنگی وابسته است [۳, ۶].

پژوهش‌های بین‌فرهنگی نشان داده‌اند که فرهنگ‌های فردگرا و جمع‌گرا، الگوهای متفاوتی از درک و ابراز خویشتن را پرورش می‌دهند [۴, ۷]. به عبارتی دیگر، تنوع فرهنگی باعث می‌شود تفسیر خویشتن بتواند جنبه‌های گوناگون تجربه روان‌شناختی، از جمله نحوه پردازش اطلاعات اجتماعی، تجربه هیجان‌های خودمحور و دیگرمحور، و جهت‌گیری‌های انگیزشی مانند تمایل به تمایز یا هماهنگی، را تحت تأثیر قرار دهد [۴].

با وجود این جایگاه نظری، بخش مهمی از ابزارهای سنجش تفسیر خویشتن در بافت‌های فرهنگی غربی ساخته و اعتباریابی شده‌اند. برای نمونه، سینگلیس[4] [۳] ضمن مروری بر مفهوم‌پردازی‌های تفسیر خویشتن، مقیاسی برای سنجش ابعاد مستقل و وابستگی متقابل معرفی کرد و شواهد روایی و پایایی آن را در نمونه‌ای چندقومیتی بررسی نمود اما مشارکت‌کننده‌ای از فرهنگ ایرانی در این مطالعه حضور نداشت. افزون بر این، در روان‌سنجی بین‌فرهنگی، ترجمه زبانی به‌تنهایی برای تضمین هم‌ارزی مفهومی و همسانی اندازه‌گیری کفایت نمی‌کند و لازم است فرایند تطبیق، همراه با شواهدی درباره تناسب فرهنگی گویه‌ها، کیفیت ترجمه و عملکرد روان‌سنجی ابزار در جامعه مقصد گزارش می‌شود [۸]. از این رو، اعتباریابی ابزارهای مرتبط با تفسیر خویشتن در جامعه ایرانی، برای غنای پژوهش‌های فرهنگی، روان‌شناختی و تطبیقی ضروری است و می‌تواند پشتوانه‌ای قابل اتکا برای پژوهش‌ها و مداخلات حساس به فرهنگ فراهم کند.

مرور پژوهش‌های داخلی نشان می‌دهد بیشتر مطالعات موجود [۹-۱۲] از نسخه‌ی ۳۰ گویه‌ای اولیه‌ی این مقیاس استفاده کرده‌اند. شواهد پژوهشی درباره‌ی ساختار این نسخه نشان می‌دهد برخی گویه‌های این مدل اولیه بار عاملی ضعیف یا هم‌پوشانی مفهومی دارند. همین موضوع، به پیشنهاد حذف یا بازنگری گویه‌ها انجامیده است [۵, ۱۳]. نسخه‌ی ۲۴ گویه‌ای این مقیاس که در مطالعات بعدی به کار رفته است، بار عاملی پایدارتر و برازش بهتری در جوامع مختلف دارد [۵] و استفاده از این نسخه‌ی کوتاه‌تر علاوه بر حفظ روایی سازه، موجب کاهش خستگی پاسخ‌دهندگان و افزایش دقت داده‌ها می‌شود.

با این حال، در تنها پژوهش داخلی که از نسخه‌ی ۲۴ سوالی این مقیاس استفاده شده است [۱۴]، به تحلیل

[1] Self-construal.
[2] Independent self-construal.
[3] Interdependent Self-Construal.
[4] Singelis.

عاملی اکتشافی بسنده شده و ساختار عاملی آن با استفاده از روش تحلیل عاملی تأییدی بررسی نشده است. از آنجا که مدل نظری این پرسشنامه از پیش مشخص است [۱]، اتکا به رویکرد اکتشافی به‌تنهایی کفایت ندارد و تحلیل عاملی تأییدی، به‌عنوان رویکردی مبتنی بر نظریه، امکان آزمون کمی برازش مدل و روابط میان سازه‌های نهفته و شاخص‌های مشاهده‌شده را فراهم می‌کند [۱۵, ۱۶]. بر این اساس، پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه ۲۴گویه‌ای مقیاس تفسیر خویشتن در جامعه ایرانی و آزمون ساختار عاملی آن با رویکرد تأییدی انجام می‌شود.

روش :

نوع پژوهش

این پژوهش، توصیفی و با هدف اعتباریابی مقیاس بود.

نمونه‌ی پژوهش

جامعه‌ی این پژوهش شامل تمام دانشجویان دانشگاه تهران که در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ مشغول به تحصیل بودند، بود. به منظور برآورد حجم نمونه، از چند قاعده‌ی متداول استفاده شد. بر اساس پیشنهاد بنتلر و چو[5] [۱۷] به ازای هر گویه ۵ تا ۱۵ شرکت‌کننده مورد نیاز است. با توجه به اینکه مقیاس تفسیر خویشتن دربرگیرنده‌ی ۲۴ مقیاس است، حداقل حجم نمونه‌ی قابل قبول برای این مطالعه در بازه‌ی ۱۲۰ تا ۳۶۰ نفر قرار داشت. همچنین مطابق دیدگاه کومری و لی[6] [۱۸]، حجم نمونه‌ی بالاتر از ۵۰۰ نفر «بسیار خوب» تلقی می‌شود. به این ترتیب، ۵۰۷ دانشجو در این پژوهش شرکت کردند. شرکت‌کنندگان این پژوهش به صورت غیرتصادفی در دسترس و از طریق ارسال لینک در شبکه‌های اجتماعی مانند تلگرام و پخش رمزینه پاسخ سریع (QR code)[7] در دانشکده‌های دانشگاه تهران انتخاب شده و به پرسشنامه‌های مربوطه به صورت آنلاین پاسخ دادند.

اطلاعات توصیفی جمعیت‌شناختی نمونه‌ی حاضر در جدول ۱ گزارش شده است. دامنه‌ی سنی افراد شرکت‌کننده در پژوهش ۱۸ تا ۴۰ سال با میانگین سنی ۲۳,۷ و انحراف استاندارد ۳,۹۷ بود. بر اساس جدول ۱، بیش‌تر شرکت‌کنندگان زن (۸۰/۵٪)، در بازه‌ی سنی ۱۸ تا ۲۳ سال (۵۳/۷٪)، مجرد (۶۷/۵٪)، دانشجوی مقطع کارشناسی ارشد (۴۵/۴٪) و فاقد شغل (۷۶/۹٪) بودند.

جدول ۱. ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه‌ی پژوهش

ویژگی‌های جمعیت‌شناختی		فراوانی	درصد
جنس	زن	۴۰۸	۸۰/۵
	مرد	۹۵	۱۸/۷
	سایر	۴	۰/۸
دامنه‌ی سنی	۱۸ تا ۲۳ سال	۲۷۳	۵۳/۷
	۲۴ تا ۲۹ سال	۱۹۵	۳۸/۵
	۳۰ تا ۳۵ سال	۲۶	۴/۶
	۳۶ تا ۴۰ سال	۱۲	۲/۶
وضعیت تأهل	مجرد	۳۴۲	۶۷/۵
	متأهل	۴۴	۸/۷
	طلاق گرفته	۱	۰/۲
	همسر فوت‌شده	۱	۲/۰
	در رابطه‌ی عاطفی	۱۱۹	۲۳/۵
آخرین مدرک تحصیلی	دیپلم	۱۹۲	۳۷/۹
	کارشناسی	۲۳۰	۴۵/۴
	کارشناسی ارشد	۷۴	۱۴/۶
	دکتری	۱۱	۲/۲
وضعیت شغلی	کارمند دولتی	۲۱	۲/۴
	کارمند غیردولتی	۵۲	۱۰/۳
	خویش‌فرما	۲۷	۵/۳
	کارآموز/داوطلب بدون حقوق	۲۶	۵/۱
	دانشجو	۳۹۰	۷۶/۹

ابزار سنجش

مقیاس تفسیر خویشتن[8] (SCS): این مقیاس، یک پرسشنامه‌ی خودگزارشی ۲۴ سوالی برای ارزیابی تفسیر خویشتن است که اولین بار توسط سینگلیس [۳] ساخته شده است. این پرسشنامه، خویشتن را در دو بعد استقلال (۱۲ سوال) و وابستگی متقابل (۱۲ سوال) با طیف لیکرت ۷ گزینه‌ای (کاملاً مخالفم = ۱، کاملاً موافقم = ۷) مورد ارزیابی قرار می‌دهد. نمره‌ی بالاتر در هر یک از این دو بعد

[5] Bentler & Chou.
[6] Comrey & Lee.
[7] Quick Response Code.
[8] Self Construal Scale.

زودآیند ویرایش نشده

پرسشنامه، نشان‌دهنده‌ی میزان رشد و غالب بودن آن نوع خاص از تفسیر خویشتن در فرد است. به عبارتی دیگر، نمره‌ی بالاتر در بعد استقلال، نشان‌دهنده‌ی گرایش قوی‌تر فرد به تفسیر خودش به عنوان یک موجود مستقل، جدا از دیگران و زمینه‌های اجتماعی است. در حالی که، نمره‌ی بالاتر در بعد وابستگی متقابل، نشان‌دهنده‌ی گرایش قوی فرد به تفسیر خودش در ارتباط با دیگران و زمینه‌های اجتماعی است. این مقیاس را سینگلیس [۳] با به‌کارگیری تحلیل عاملی اکتشافی و سپس تأییدی، در دو نمونه‌ی دانشجویی آمریکایی ارزیابی کرد. نتایج ساختار دوعاملی آن را تأیید کرد و نشان داد مدل دوعاملی نسبت به مدل تک‌عاملی برازش بهتری دارد. در این دو پژوهش، ضرایب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های استقلال و وابستگی متقابل به‌ترتیب در مطالعه‌ی اول ۰/۶۹ و ۰/۷۳ و در مطالعه‌ی دوم، ۰/۷۰ و ۰/۷۴ گزارش شده‌اند که از پایایی درونی قابل‌قبول حکایت دارد.

نسخه‌ی فارسی پرسشنامه‌ی بین‌المللی تروما[9] (ITQ): یک مقیاس خودگزارشی ۱۸ سوالی به منظور سنجش اختلال استرس پس از سانحه (PTSD) و اختلال استرس پس از سانحه‌ی پیچیده (CPTSD) بر پایه‌ی ICD-11 است که اولین بار توسط کلواتر و همکاران ساخته شد و در سال ۲۰۱۸ مورد بازنگری قرار گرفت [۱۹]. در این مقیاس ابتدا به رویداد آسیب‌زا و مدت زمان گذشته از آن پرداخته می‌شود. سپس ۹ گویه برای سنجش اختلال استرس پس از سانحه و ۹ گویه به منظور سنجش اختلال در سازمان خویشتن در قالب طیف لیکرت پنج گزینه‌ای ارائه می‌شود (هرگز = ۰، همیشه = ۴). روایی سازه این پرسشنامه با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی در نمونه‌ی جامعه‌شناختی و بالینی بررسی شده است. میزان آلفای کرونباخ در نمونه‌ی جامعه‌نگر، برای تمام خرده‌مقیاس‌ها بالاتر از ۰/۶۷ و در نمونه‌ی بالینی بزرگ‌تر از ۰/۷۹ بود [۱۹]. این مقیاس در ایران توسط نریمان و همکاران [۲۰] ترجمه و به کمک تحلیل عاملی تأییدی هنجاریابی شده است. آلفای کرونباخ این مقیاس در نسخه‌ی فارسی، ۰/۹۴ به دست آمده است. آلفای کرونباخ این مقیاس در پژوهش حاضر نیز ۰/۹۳۶ بود. از این مقیاس به منظور بررسی روایی ملاکی همزمان مقیاس تفسیر خویشتن استفاده شد.

نسخه‌ی فارسی مقیاس تمایل به قربانی بودن بین‌فردی[1] (TIV): این مقیاس که اولین بار توسط گابای[11] و همکاران [۲۱] ساخته شده است، حاوی ۲۲ گویه به منظورسنجش تمایل به قربانی بودن بین‌فردی است. این پرسشنامه تمایل به قربانی بودن را در ۴ بعد نیاز به تصدیق، برتری‌جویی اخلاقی، فقدان همدلی و نشخوار فکری در طیف لیکرت ۷ گزینه‌ای (کاملاً مخالفم = ۱، کاملاً موافقم = ۷) مورد سنجش قرار می‌دهد. روایی این مقیاس به کمک تحلیل عاملی اکتشافی در نمونه ۲۴۹ نفره و تحلیل عاملی تأییدی در نمونه ۶۱۰ نفره در جمعیت غیربالینی بررسی شد. در همین مجموعه مطالعات، آلفای کرونباخ کل ۰/۹۰ و برای ابعاد به ترتیب ۰/۸۷، ۰/۸۵، ۰/۸۵ و ۰/۹۰ گزارش شد و پایایی بازآزمایی سه هفته ای در نمونه ۲۰۲ نفره برابر با ۰/۷۷ به دست آمد. نمره‌ی بالاتر در این مقیاس بیانگر تمایل بیشتر به قربانی بودن بین‌فردی است. در ایران، این مقیاس توسط شمس عالم و همکاران [۲۲] ترجمه و به مدد تحلیل عاملی تأییدی هنجاریابی شده است. آلفای کرونباخ نسخه‌ی ترجمه‌شده‌ی این مقیاس، ۰/۹۱۴ به دست آمده است. با هدف بررسی روایی ملاکی همزمان مقیاس تفسیر خویشتن، از این مقیاس استفاده شد و آلفای کرونباخ آن، ۰/۹۱ به دست آمد.

شیوه‌ی اجرا

در ابتدا، مقیاس توسط محقق و با نظارت یکی از اعضای هیئت علمی دانشگاه تهران، مسلط به زبان انگلیسی و دارای تجربه‌ی پژوهش در حیطه‌ی موضوع مقیاس، به دقت از انگلیسی به فارسی ترجمه شد. سپس، نسخه‌ی ترجمه‌شده توسط فردی دیگر که مسلط به زبان انگلیسی بود، از فارسی به انگلیسی بازگردان ترجمه شد. نسخه‌های ترجمه شده و بازگردانی‌شده مورد مقایسه قرار گرفتند و اصلاحات لازم در خصوص ترجمه صورت گرفت.

سپس از دانشکده‌ی روان‌شناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران کداخلاق دریافت شد و سوالات از طریق لینک و رمزینه‌ی سریع پاسخ در اختیار دانشجویانی که تمایل به شرکت در پژوهش داشتند، قرار گرفت و در ابتدای

[1] tendency for interpersonal victimhood.
[11] Gabay.
[9] International Trauma Questionnaire- Persian Version.

پرسشنامه‌ها، موازین اخلاقی از قبیل محرمانگی داده‌ها و تحلیل تجمیعی آن‌ها به شرکت‌کنندگان اطلاع داده شد.

همگی شرکت‌کنندگان در پژوهش مقیاس تفسیر خویشتن، نسخه‌ی فارسی پرسشنامه‌ی بین‌المللی تروما و تمایل به قربانی بودن بین‌فردی را تکمیل کردند.

شیوه‌ی تحلیل داده‌ها

به منظور سنجش روایی این سازه، از تحلیل عاملی تأییدی استفاده و برای بررسی برازش مدل به دست آمده نیز شاخص‌های نیکویی برازش به کار برده شد. همچنین، روایی ملاکی همزمان به مدد همبستگی پیرسون مورد سنجش قرار گرفت. به منظور سنجش همسانی درونی این مقیاس نیز از ضرایب آلفای کرونباخ و امگا استفاده شد. برای تحلیل داده‌ها SPSS-27 و R.4.5.1 به کار برده شد.

نتایج

از آنجا که پاسخ ندادن به یک سؤال مانع از ادامه به سؤال بعدی می‌شد، هیچ داده‌ی حاصل نشده‌ای وجود نداشت. برای شناسایی داده‌های پرت نیز از روش فاصله ماهالانوبیس استفاده شد که نشان‌دهنده نبود داده دورافتاده بود.

به کمک شاخص همبستگی نمره‌ی هر گویه با نمره‌ی کل تصحیح شده[2] مناسب بودن گویه‌های آزمون برای تحلیل عاملی مورد بررسی قرار گرفت. طبق جدول ۲ که میزان همبستگی گویه‌ها با نمره‌ی کل تصحیح‌شده نشان می‌دهد، جز گویه‌های ۱۸، ۲۰ و ۲۴ که به دلیل همبستگی پایین با نمره‌ی کل حذف شدند، باقی گویه‌های مقیاس از همبستگی بیش از ۰/۳ برخوردارند.

مادامی که محقق به مدد دانش نظری، پژوهش‌های تجربی یا ترکیبی از هر دو به ساختار یک مقیاس دست می‌یابد، تحلیل عاملی تأییدی اجازه می‌دهد که این فرضیه را که آیا متغیرهای مشاهده‌شده (گویه‌ها) با ساختارهای پنهان (عامل‌ها و خرده مقیاس‌ها) همبستگی دارند یا خیر، بررسی شود. در مقابل، تحلیل عاملی اکتشافی بدون نیاز به تأیید یا رد ساختار موجود، به کاوش ساختارهای عاملی ممکن در مجموعه‌ای از متغیرها می‌پردازد. با توجه به اینکه ساختار ۲ عاملی این مقیاس برگرفته از نظریه‌ی مارکوس و کیتایاما [۱] مبنی بر تمایز میان خودپنداره‌ی مستقل و وابسته‌ی متقابل است و در پژوهش سینگلیس [۳] بر روی جمعیت بزرگسال با ملیت‌های مختلف مورد تأیید قرار گرفته است، در وهله‌ی نخست، به منظور بررسی روایی سازه در این پژوهش از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد.

در تحلیل عاملی، انتخاب روش‌برآورد نقش کلیدی‌ای دارد [۲۳]. از جمله مفروضه‌های کلیدی روش بیشینه درست‌نمایی[3] نرمال بودن تک متغیری گویه‌ها و نرمال بودن چند متغیری است که به ترتیب با آزمون‌های اندرسن-دارلینگ[4] و مردیا بررسی می‌شوند [۲۴]. در این پژوهش، نتایج آزمون مردیا (P<۰/۰۰۱) و اندرسن-دارلینگ (P<۰/۰۰۱) نشان‌دهنده‌ی عدم توزیع نرمال بود. بنابراین، از روش برآورد کم‌ترین مربعات وزنی مرکب استفاده شد. مادامی که توزیع داده‌ها نرمال نباشد، روش برآورد حداقل مربعات وزنی مرکب دقیق‌تر است و نتایج حاصل از آن، استحکام بالاتری دارد [۲۳]. این ساختار، شامل وابستگی متقابل (سوالات ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۱ و ۱۲) و استقلال (سوالات ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۹، ۲۱، ۲۲ و ۲۳) بود. تمامی سوالات متناسب با ساختار عاملی مطرح‌شده وارد تحلیل شد اما با توجه به اینکه بار عاملی سوالات ۱۸، ۲۰ و ۲۴ معنادار نشد، این سوالات حذف شدند.

برای بررسی برازش مدل به دست آمده از شاخص‌های مجذور خی، خی دو نسبی (مجذور خی دو به درجه‌ی آزادی)، شاخص برازش هنجارنشده[5] شاخص برازش هنجارشده[6] شاخص برازش تطبیقی[7] شاخص نیکویی برازش[8] ریشه میانگین مربعات خطای برآورد[9] و شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده[10] استفاده شد. شاخص‌های نیکویی‌برازش مدل حاصل از تحلیل عاملی در جدول ۳ نشان داده شده است.

[1] Corrected item total correlation.[2]

[1] Maximum Likelihood.
[1] Anderson–Darling.
[1] Non-normed Fit Index (NNFI).
[1] Normed Fit Index (NFI).
[1] Comparative Fit Index (CFI).
[1] Goodness of Fit Index (GFI).
[1] Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA).
[2] Adjusted Goodness of Fit Index(AGFI).

زودآیند ویرایش نشده

جدول۲. شاخص‌های توصیفی گویه‌ها و همبستگی آن‌ها با نمره‌ی کل تصحیح‌شده

خرده مقیاس	گویه	عبارت	میانگین	انحراف استاندارد	همبستگی با نمره‌ی کل تصحیح‌شده
وابستگی متقابل	۱	برای مراجع قدرتی که با آن‌ها تعامل دارم، احترام قائل هستم.	۴/۸۱	۱/۴۶۵	۰/۳۰۷
	۲	حفظ هماهنگی با گروهی که به آن تعلق دارم برایم مهم است.	۵/۲۶	۱/۳۲۰	۰/۴۲۳
	۳	خوشحالی من به خوشحالی اطرافیانم وابسته است.	۴/۷۴	۱/۴۴۱	۰/۳۷۶
	۴	در اتوبوس صندلی‌ام را به استادم می‌دهم.	۵/۶۶	۱/۴۹۸	۰/۴۳۹
	۵	به افرادی که تواضع دارند، احترام می‌گذارم.	۶/۱۷	۰/۹۷۹	۰/۴۰۸
	۶	منافع شخصی‌ام را فدای منفعت گروهی که به آن تعلق دارم، می‌کنم.	۴/۴۷	۱/۵۸۱	۰/۴۷۱
	۷	اغلب احساس می‌کنم که رابطه‌ام با دیگران مهم‌تر از دستاوردهای خودم است.	۳/۹۵	۱/۶۱۷	۰/۴۴۷
	۸	هنگام برنامه‌ریزی تحصیلی / شغلی، باید توصیه‌های والدینم را در نظر بگیرم.	۴/۲۱	۱/۶۹۳	۰/۴۰۸
	۹	احترام گذاشتن به تصمیمات گروه برای من مهم است.	۵/۱۶	۱/۲۱۰	۰/۶۱۱
	۱۰	حتی اگر از گروه راضی نباشم، باز هم می‌مانم اگر به حضورم نیاز داشته باشند.	۴/۳۰	۱/۶۰۱	۰/۴۷۶
	۱۱	اگر برادر یا خواهرم شکست بخورد، احساس مسئولیت می‌کنم.	۵/۵۵	۱/۴۰۱	۰/۳۹۴
	۱۲	حتی زمانی که با اعضای گروه به شدت مخالف هستم، از بحث و جدل پرهیز می‌کنم.	۴/۰۰	۱/۷۱۴	۰/۳۲۴
استقلال	۱۳	ترجیح می‌دهم صراحتاً " نه" بگویم، تا خطر سوءتفاهم پیش نیاید.	۴/۷۸	۱/۵۵۲	۰/۳۰۶
	۱۴	صحبت کردن در کلاس برایم مشکل نیست.	۴/۳۸	۲/۰۰۵	۰/۴۱۹
	۱۵	داشتن تخیل زنده و پویا برای من مهم است.	۵/۶۹	۱/۲۲۰	۰/۳۰۴
	۱۶	با اینکه برای تقدیر یا پاداش مورد توجه خاص قرار بگیرم، احساس راحتی می‌کنم.	۴/۹۰	۱/۶۲۹	۰/۳۱۰
	۱۷	در محیط درسی/کاری همان شخصیتی را بروز می‌دهم که در خانه هستم.	۳/۷۴	۱/۸۱۲	۰/۴۴۸
	۱۹	فرقی نمی‌کند با چه کسی باشم، رفتارم تغییر نمی‌کند.	۳/۵۰	۱/۷۴۷	۰/۳۳۱
	۲۱	دوست دارم هنگام برخورد با افرادی که تازه ملاقات کرده‌ام، صریح و شفاف باشم.	۴/۳۹	۱/۵۶۸	۰/۳۳۸
	۲۲	از خاص و متفاوت بودن از دیگران در جنبه‌های مختلف لذت می‌برم.	۵/۴۸	۱/۲۴۲	۰/۳۱۸
	۲۳	برای من، هویت فردی‌ام که از دیگران جداست، اهمیت زیادی دارد.	۵/۰۹	۱/۴۹۰	۰/۳۴۴

جدول۳. شاخص‌های نیکویی برازش مقیاس

مجذور خی (X^2)	درجه آزادی (df)	p	خی‌دو نسبی (X^2/df)	ریشه میانگین مربعات خطای برآورد (RMSEA)	شاخص نیکویی برازش (GFI)	شاخص برازش تطبیقی (CFI)	شاخص برازش هنجارشده (NFI)	شاخص برازش هنجارنشده (NNFI)	شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده (AGFI)
۴۵۵/۷۸۲	۱۸۵	۰/۰۰۱	۲/۴۶	۰/۰۵۴	۰/۹۴	۰/۸۸۵	۰/۸۲۲	۰/۸۶۹	۰/۹۴

زودآیند ویرایش نشده

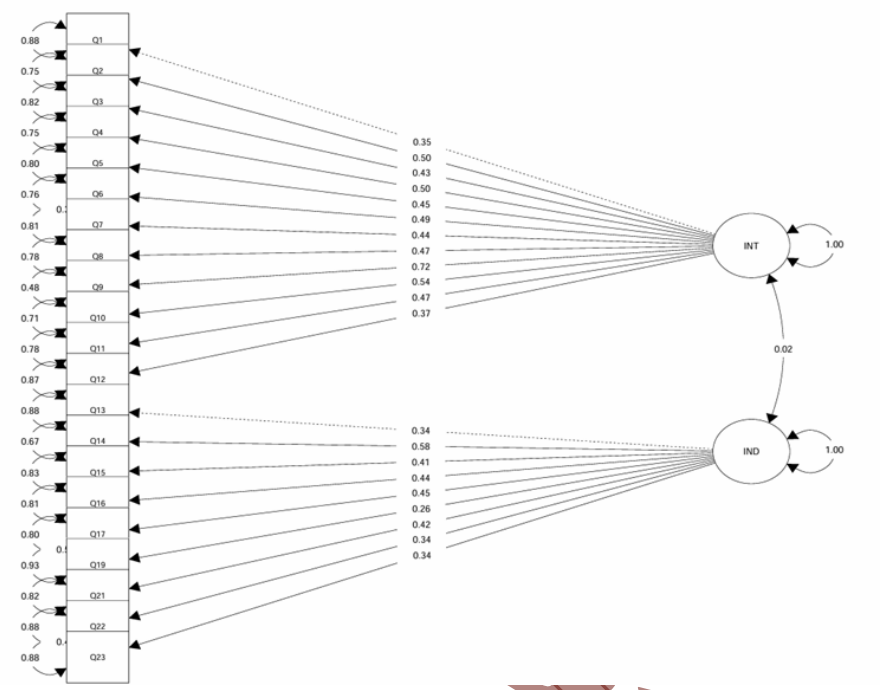
در ارزیابی برازش مدل، شاخص مجذور خی یک معیار سنتی و پرکاربرد است که عدم معناداری آن در سطح ۰/۰۵ نشان‌دهنده برازش مناسب مدل با داده‌ها است [۲۵]. با این وجود، شاخص مجذور خی محدودیت‌های قابل توجهی دارد که مهم‌ترین آن‌ها حساسیت به حجم نمونه است [۲۶]. یعنی آزمون خی‌دو از توان آماری بالایی برخوردار بوده و حتی اگر مدل و داده‌ها از برازش قابل قبولی برخوردار باشند، با افزایش حجم نمونه توان این آزمون نیز افزایش می‌یابد و ممکن است نتیجه‌ی آن از نظر آماری معنادار شود [۲۷]. به عبارتی دیگر، خی‌دو یک آزمون معناداری آماری است که در نمونه‌های بزرگ تقریباً همیشه به رد مدل منجر می‌شود و در نمونه‌های کوچک از توان کافی برخوردار نیست. برای رفع این مشکل و کاهش تأثیر حجم نمونه، شاخص نسبت مجذور خی به درجه آزادی (χ^2/df) معرفی شده است [۲۸]. طبق جدول ۳، میزان خی دو نسبی این مقیاس برابر با ۲/۴۶بود.

اگرچه شاخص نسبت مجذور خی به درجه آزادی (χ^2/df) مقدار ثابت مشخصی به‌عنوان معیار قابل قبول ندارد اما هیر[1] و همکاران[2] [۲۹] مقادیر تا ۵ را برای این شاخص قابل قبول می‌دانند. یکی دیگر از معیارهای برازش مدل، شاخص ریشه میانگین مربعات خطای برآورد (RMSEA) است که مقادیر بیش از ۰/۱۰ برای این شاخص غیرقابل قبول تلقی می‌شوند [۲۷]. در این مدل، مقدار RMSEA برابر با ۰/۰۵۴ شد که نشان‌دهنده کنترل مناسب خطای اندازه‌گیری در مدل است.

از طرفی دیگر، در این مدل، شاخص‌های برازش این مدل نیز همگی بیش‌تر از ۰/۸ هستند که نشان‌دهنده‌ی برازش مطلوب و مناسب برای مدل ۲ عاملی سینگلیس [۳] است (شکل ۱، جدول ۴).

زودآیند ویرایش نشده

[1] [2] Hair.



شکل ۱. مدل ۲ عاملی تفسیر خویشتن و ضرایب استاندارد مسیرها

جدول۴. ضرایب غیراستاندارد، استاندارد و t مقیاس تفسیر خویشتن

شماره‌ی گویه	بارعاملی غیر استاندارد (B)	بارعاملی استاندارد (Beta)	t	P-value
۱	**۱**	**۰/۳۵۱**	–	**<۰/۰۰۱**
۲	۱/۲۹۰	۰/۴۹۹	۸/۶۰۵	<۰/۰۰۱
۳	۱/۱۹۷	۰/۴۲۷	۸/۴۴۰	<۰/۰۰۱
۴	۱/۴۵۷	۰/۵۰۰	۸/۷۳۶	<۰/۰۰۱
۵	۰/۸۵۲	۰/۴۴۷	۸/۵۹۶	<۰/۰۰۱
۶	۱/۴۹۵	۰/۴۸۶	۸/۴۹۷	<۰/۰۰۱
۷	۱/۳۸۸	۰/۴۴۱	۸/۳۲۰	<۰/۰۰۱
۸	۱/۵۴۷	۰/۴۷۰	۸/۷۸۳	<۰/۰۰۱
۹	۱/۷۰۵	۰/۷۲۴	۹/۳۰۳	<۰/۰۰۱
۱۰	۱/۶۶۹	۰/۵۳۶	۸/۹۶۵	<۰/۰۰۱
۱۱	۱/۲۷۰	۰/۴۶۶	۸/۵۳۸	<۰/۰۰۱
۱۲	۱/۲۲۰	۰/۳۶۶	۸/۰۷۱	<۰/۰۰۱
۱۳	۱	۰/۳۴۲	–	<۰/۰۰۱
۱۴	۲/۱۸۱	۰/۵۷۷	۶/۵۷۲	<۰/۰۰۱
۱۵	۰/۹۵۲	۰/۴۱۴	۶/۱۳۷	<۰/۰۰۱
۱۶	۱/۳۵۳	۰/۴۴۰	۶/۲۰۴	<۰/۰۰۱
۱۷	۱/۵۲۶	۰/۴۴۷	۶/۱۹۴	<۰/۰۰۱
۱۹	۰/۸۷۳	۰/۲۶۵	۴/۸۶۶	<۰/۰۰۱

۲۱	۱/۲۴۶	۰/۴۲۱	۶/۱۱۴	<۰/۰۰۱
۲۲	۰/۹۶۲	۰/۳۴۲	۵/۴۹۴	<۰/۰۰۱
۲۳	۰/۷۹۷	۰/۳۴۰	۵/۴۹۷	<۰/۰۰۱

برای خرده مقیاس‌های وابستگی متقابل و استقلال مقدار آلفای کرونباخ به ترتیب برابر با ۰/۷۷ و ۰/۶۶۵ و میزان امگا نیز به ترتیب برابر با ۰/۷۵۹ و ۰/۵۹۰ شد. آلفای کل مقیاس نیز برابر با ۰/۷۰۳بود. نظر به اینکه مقدار مطلوب آلفا برای اعتبار یک مقیاس بیش از ۰/۷ است [۳۰]، در این پژوهش، آلفای کل مقیاس نشان‌دهنده‌ی پایایی قابل قبول ابزار است. با این حال، پایایی خرده‌مقیاس استقلال پایین‌تر از حد مطلوب به دست آمده است و نتایج مربوط به این خرده‌مقیاس باید با احتیاط بیشتری تفسیر شود.

میانگین واریانس استخراج‌شده ۰/۲۲۶ به دست آمد که می‌تواند تحت تأثیر تعداد کم گویه‌های هر خرده‌مقیاس باشد. در مقابل میزان پایایی ترکیبی مطلوب برابر با ۰/۸۳۸ است. هنگامی که پایایی ترکیبی بالا باشد، می‌توان میانگین واریانس استخراج‌شده را نیز قابل قبول دانست [۳۱, ۳۲].

افزون بر این، برای بررسی روایی ملاکی همزمان، همبستگی پیرسون مقیاس با نسخه فارسی پرسشنامه بین‌المللی تروما و تمایل به قربانی بودن بین‌فردی محاسبه شد (جدول ۵).

جدول ۵. ضرایب همبستگی پیرسون برای بررسی روایی ملاکی همزمان

خرده مقیاس‌های تفسیر خویشتن	پرسشنامه بین‌المللی تروما	تمایل به قربانی بودن بین‌فردی
وابستگی متقابل	۰/۱۶۹**	۰/۳۲۶**
استقلال	-۰/۲۴۰**	۰/۰۶۲

دو ستاره حاکی از معناداری در سطح ۰/۰۱> است.

مطابق با جدول ۵، وابستگی متقابل با اختلال استرس پس از سانحه‌ی پیچیده و تمایل به قربانی بودن بین فردی همبستگی مثبت معنادار دارد. در مقابل، عامل استقلال با اختلال استرس پس از سانحه‌ی پیچیده همبستگی منفی معنادار و با تمایل به قربانی بودن بین فردیرابطه‌ی معنادار نداشت.

به طور کلی یافته‌ها نشان می‌دهند گویه‌های پرسشنامه از همسانی درونی بالایی برخوردار بوده و به‌خوبی سازه مورد نظر را اندازه‌گیری می‌کنند.

بحث و نتیجه گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس تفسیر خویشتن [۳] در دانشجویان دانشگاه تهران انجام شد. نتایج این پژوهش نشان داد ساختار دو عاملی مقیاس تفسیر خویشتن در نمونه‌ی ایرانی از برازش مناسبی برخوردار است. یافته‌ها با مطالعات پیشین [۱, ۳] همسو بود و بر وجود تفاوت‌های فرهنگی در تفسیر خویشتن تأکید داشت.

در تحلیل عاملی تأییدی نسخه‌ی فارسی از میان ۲۴ گویه‌ی مقیاس اصلی، گویه‌های ۱۸، ۲۰ و ۲۴ به دلیل بار عاملی پایین، حذف شده و این نسخه دارای ۲۱ گویه است. به نظر می‌رسد محتوای این گویه‌ها با شیوه‌ی تفسیر خویشتن در فرهنگ جمع‌گرا و بافت‌محور ایران سازگار نبوده است. به طور خاص، گویه‌های «دغدغه‌ی اصلی من این است که بتوانم از خودم مراقبت کنم»، «بعد از ملاقات

زودآیند ویرایش نشده

با هر کسی، حتی اگر از من خیلی بزرگ‌تر باشد، به راحتی از اسم کوچک او استفاده می‌کنم» و «سلامتی‌ام از هر چیزدیگری مهم‌تر است»، منعکس‌کننده‌ی مفاهیمی هستند که بیش‌تر در فرهنگ‌های فردگرا با تأکید بر استقلال، خوداتکایی و اولویت نیازهای فردی معنا می‌یابند [۱]. به نظر می‌رسد محتوای این گویه‌ها با شیوه‌ی تفسیر خویشتن در فرهنگ جمع‌گرا و بافت‌محور ایران سازگار نباشد. در فرهنگ‌های جمع‌گرا، از جمله فرهنگ ایرانی، روابط میان‌فردی هماهنگ، رعایت احترام متقابل، سلسله مراتب سنی و اجتماعی و در نظر گرفتن نیازها و خواسته‌های دیگران، ارزش‌های محوری تلقی می‌شوند [۳۳]. بر این اساس، ممکن است رفتارهایی مانند استفاده از نام کوچک افراد بزرگ‌تر یا تمرکز افراطی بر خودمراقبتی و سلامت شخصی به عنوان دغدغه‌ی اصلی با هنجارهای فرهنگی که بر فروتنی، احترام و اولویت دادن به دیگران تأکید دارند، در تعارض باشد. از این منظر، یافته‌ها از این ایده پشتیبانی می‌کنند که خویشتن یک مفهوم جهان‌شمول یک‌دست نیست بلکه در هر فرهنگ، با زبان هنجارها و روابط معنا می‌گیرد.

همبستگی مولفه‌های این مقیاس با پرسشنامه‌هایی نظیر نسخه‌ی فارسی پرسشنامه‌ی بین المللی تروما و پرسشنامه‌ی تمایل به قربانی بودن بین‌فردی که از لحاظ نظری و مفهومی با آن مرتبط هستند، حاکی از تمایز مفهومی میان این مولفه‌ها و روایی ملاکی آن‌ها است. در چارچوب نظریه‌ای که این مقیاس بر آن بنا شده [۱]، افرادی که تفسیر خویشتن مستقل رشدیافته‌تری دارند، خودشان را به عنوان موجودی متمایز، خودمختار و دارای مرزهای روشن درک می‌کنند؛ در نتیجه در برابر آسیب‌های بین‌فردی، احساس کنترل و انسجام بیشتری دارند، کم‌تر مستعد هیجان‌هایی مانند شرم یا ابتلا به اختلالاتی مانند اختلال استرس پس از سانحه‌ی پیچیده هستند و به دنبال به رسمیت شناخته شدن دردشان توسط دیگران نیستند. در مقابل، افراد با تفسیر خویشتن وابسته‌ی رشدیافته‌تر، هویت آن‌ها به میزان زیادی به روابط نزدیک و پذیرش اجتماعی وابسته است؛ از این رو تجربه‌ی تروما در روابط صمیمی مانند روابط خانوادگی یا عاطفی می‌تواند ساختار هویت و احساس امنیت آن‌ها را به شدت متزلزل سازد. این آسیب‌پذیری در برابر تعارض، طرد یا فقدان روابط حمایتی می‌تواند منجر به بروز علائم شاخص اختلال ترومای پیچیده مانند احساس پوچی، گسست در هویت و شرم پایدار شود [۳۴]. در نتیجه ممکن است این افراد به دنبال ترمیم دردها و به رسمیت شناخته شدناش توسط دیگران باشند. به عبارتی دیگر، هر چه خویشتن فرد وابسته‌تر باشد، احتمال آسیب روانی ناشی از ترومای بین‌فردی و نیاز به به رسمیت شناخته شدن رنج توسط دیگران افزایش می‌یابد، در حالی که خویشتن مستقل می‌تواند نقش محافظتی در برابر چنین آسیب‌هایی ایفا کند.

به طور کلی، نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که مقیاس تفسیر خویشتن [۳] در نمونه‌ی دانشجویان ایرانی که در این پژوهش شرکت کردند، روایی و پایایی مطلوبی دارد و می‌تواند ابزار مناسبی برای بررسی ابعاد مستقل و وابسته‌ی خویشتن در زمینه‌ی فرهنگی ایران باشد. این یافته‌ها اهمیت توجه به بافت فرهنگی در سنجش سازه‌های خود را برجسته می‌سازد و می‌تواند در پژوهش‌های بین‌فرهنگی و نیز طراحی مداخلات روان‌درمانی متناسب با سبک‌های تفسیر خویشتن در فرهنگ ایرانی مورد استفاده قرار گیرد. با این حال، تعمیم نتایج به سایر گروه‌های سنی یا بالینی نیازمند بررسی‌های بیشتر و نمونه‌های متنوع‌تر است.

محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش

از طرفی از جمله محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به استفاده از نمونه‌گیری در دسترس و محدود به دانشجویان دانشگاه تهران اشاره کرد که می‌تواند تعمیم‌پذیری نتایج را با مشکل مواجه سازد. یکی دیگر از محدودیت‌های این پژوهش این است که بخش زیادی از نمونه‌ی آن را زنان تشکیل می‌دادند که می‌تواند تعمیم‌پذیری نتایج به مردان را با مشکل مواجه سازد. پیشنهاد می‌شود به منظور تعمیم‌پذیری بهتر این نتایج، نمونه‌گیری‌های غیر در دسترس و غیر دانشجو یا ساکن در شهرهای دیگر ایران مورد استفاده قرار گرفته و تعداد زنان و مردان در آن متعادل باشد.

محدودیت دیگر به پایایی خرده‌مقیاس استقلال مربوط است. آلفای کرونباخ این خرده مقیاس در نمونه حاضر نسبتاً پایین‌تر از حد مطلوب است. از آن‌جایی که خطای اندازه‌گیری می‌تواند روابط مشاهده‌شده را تضعیف کند، باید نتایج مرتبط با این خرده‌مقیاس با احتیاط تفسیر شوند. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، پایایی این خرده‌مقیاس در نمونه‌های متنوع‌تر بازبینی و علاوه بر آلفا، امگا و عملکرد گویه‌ها نیز بررسی شود.

افزون بر این، از آنجا که ابزارهای ملاکی به‌کاررفته در این پژوهش از نظر محتوایی هم‌سازه مستقیم تفسیر خویشتن نیستند، پیشنهاد می‌شود در مطالعات بعدی روایی

زودآیند ویرایش نشده

همگرا با سنجه‌های نزدیک‌تر به تفسیر خویشتن مانند ابزارهای مرتبط با فردگرایی–جمع‌گرایی و روایی واگرا نیز با سازه‌های نامرتبط به‌طور نظاممند بررسی شود.

ملاحظات اخلاقی

این پژوهش برگرفته از بخشی از پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد روان‌شناسی بالینی نویسنده اول مقاله در دانشگاه تهران است و پیشنهاده‌ی آن با شناسه‌ی IR.UT.PSYEDU.REC.1404.063 در تاریخ ۱۴۰۴/۰۸/۱۰ توسط کمیته‌ی اخلاق دانشکده‌ی روان‌شناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران مورد تأیید قرار گرفته است.

حامی مالی:

این پژوهش بدون دریافت هیچ‌گونه حمایت مالی انجام شده است.

سپاسگزاری

با تشکر از همه‌ی دانشجویانی که در انجام این پژوهش به ما یاری رساندند.

منابع.

1. Markus HR, Kitayama S. Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. College student development and academic life: Routledge; 2014. p. 264-93.https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-295X.98.2.224
2. Leary MR. Motivational and emotional aspects of the self. Annu Rev Psychol. 2007;58:317-44.10.1146/annurev.psych.58.110405.085658
3. Singelis TM. The Measurement of Independent and Interdependent Self-Construals. Personality and Social Psychology Bulletin. 1994;20(5):580-91.https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/0146167294205014
4. Cross SE, Hardin EE, Gercek-Swing B. The What, How, Why, and Where of Self-Construal. Personality and Social Psychology Review. 2011;15(2):142-79.https://doi.org/10.1177/1088868310373752
5. Hardin EE, Leong FTL, Bhagwat AA. Factor Structure of the Self-Construal Scale Revisited:Implications for the Multidimensionality of Self-Construal. Journal of Cross-Cultural Psychology. 2004;35(3):327-45.10.1177/0022022104264125
6. Triandis HC. The self and social behavior in differing cultural contexts. Psychological review. 1989;96(3):506.https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-295X.96.3.506
7. Heine SJ, Ruby MB. Cultural psychology. Wiley Interdisciplinary Reviews: Cognitive Science. 2010;1(2):254-66,
8. Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB. Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. Spine (Phila Pa 1976). 2000;25(24):3186-91.10.1097/00007632-200012150-00014
9. Arabzadeh M, Askari F, Rezvan A, panahi s. The role of self - construal and 3*2 achievement goal in predicting of anxiety statistic in student. Journal of Psychological Science. 2019;18(83):2141-7.http://psychologicalscience.ir/article-1-492-en.html **[In Persian]**
10. Arabzadeh M. The Role of Self-Construl in predicting social problem solving ability Of studentsÂ Sociology of Education. 2022;3(1):169-80.https://iase-jrn.ir/index.php/se/article/view/51 [In Persian]
11. Panahipour S, Arabzadeh M, Alvandi S. Psychometric properties of the self-construable scale: Factor structure, reliability and validity. Sociology of Education. 2022;6(1):41-51, https://www.iase-jrn.ir/index.php/se/article/view/129 **[In Persian]**
12. Mousavian SM, Esrafilian F, Farahani H. The Relationship between Self-construal, Personal Distress, and Empathy. Clinical Psychology and Personality. 2023;21(2):117-28, https://cpap.shahed.ac.ir/article_4122_7770e6c2bbab5f56faf9b57298461efb.pdf **[In Persian]**
13. Gudykunst WB, Matsumoto Y, Ting-Toomey S, Nishida T, Kim K, Heyman S. The influence of cultural individualism-collectivism, self construals, and individual values on communication styles across cultures. Human communication research. 1996;22(4):510-43.https://psycnet.apa.org/doi/10.1111/j.1468-2958.1996.tb00377.x
14. Shokri M. Investigating The Primary Psychometric Proprietors of Levels of Self-Construal Scale (SCS) in non-clinical samples. Tehran: Shahed University; 2016. **[In Persian]**
15. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. 4 ed: The Guilford Press; 2016.
16. Brown TA. Confirmatory factor analysis for applied research: Guilford publications; 2015.
17. BENTLER PM, CHOU C-P. Practical Issues in Structural Modeling. Sociological Methods & Research. 1987;16(1):78-117.https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/0049124187016001004
18. Comrey AL, Lee HB. A first course in factor analysis. 2nd Edition

زودآیند ویرایش نشده

29.https://doi.org/10.1016/j.rasd.2016.09.007
29. Hair JF, Black W, Babin B, Anderson R. Multivariate data analysis: A global perspective. Upper Saddle River: Pearson Education; 2009.
30. Helms JE, Henze KT, Sass TL, Mifsud VA. Treating Cronbach's Alpha Reliability Coefficients as Data in Counseling Research. The Counseling Psychologist. 2006;34(5):630-60.10.1177/0011000006288308
31. Fornell C, Larcker DF. Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. Sage publications Sage CA: Los Angeles, CA; 1981, http://dx.doi.org/10.2307/3150980
32. Farahani H, Roshan Chesli R. Essentials for Developing and Validating Psychological Scales: Guide to Best Practices. Clinical Psychology and Personality. 2020;17(2):197-212, https://cpap.shahed.ac.ir/article_2917_4074e7093428a444c439890332591a73.pdf **[In Persian]**
33. Kagitcibasi C. Autonomy and Relatedness in Cultural Context:Implications for Self and Family. Journal of Cross-Cultural Psychology. 2005;36(4):403-22.10.1177/0022022105275959
34. Cloitre M, Garvert DW, Brewin CR, Bryant RA, Maercker A. Evidence for proposed ICD-11 PTSD and complex PTSD: a latent profile analysis. Eur J Psychotraumatol. 2013;4.10.3402/ejpt.v4i0.20706
ed1992.https://doi.org/10.4324/9781315827506
19. Cloitre M, Shevlin M, Brewin CR, Bisson JI, Roberts NP, Maercker A, et al. The International Trauma Questionnaire: development of a self-report measure of ICD-11 PTSD and complex PTSD. Acta Psychiatr Scand. 2018;138(6):536-46.10.1111/acps.12956
20. Nariman M, Abbasi Sooreshjani M, Shadmehr P. In Press.https://www.traumameasuresglobal.com/_files/ugd/be25b4_e0969134198343deb1ec5d3877ea54c8.pdf
21. Gabay R, Hameiri B, Rubel-Lifschitz T, Nadler A. The tendency for interpersonal victimhood: The personality construct and its consequences. Personality and Individual Differences. 2020;165:110134.https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.110134
22. Shamsalam B, Abbasi Sooreshjani M, Farahani H. Assessing the Psychometric Properties of the Persian Version of Tendency for Interpersonal Victimhood (TIV). In Press,
23. Mindrila D. Maximum likelihood (ML) and diagonally weighted least squares (DWLS) estimation procedures: A comparison of estimation bias with ordinal and multivariate non-normal data. International Journal of Digital Society. 2010;1(1):60-6, https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010
24. Jackson DL, Gillaspy JA, Purc-Stephenson R. Reporting practices in confirmatory factor analysis: an overview and some recommendations. Psychol Methods. 2009;14(1):6-23.10.1037/a0014694
25. Barrett P. Structural equation modelling: Adjudging model fit. Personality and Individual differences. 2007;42(5):815-24, https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.018
26. Alexopoulos D, Kalaitzidis I. Psychometric properties of Eysenck personality questionnaire-revised (EPQ-R) short scale in Greece. Personality and individual Differences. 2004;37(6):1205-20, https://doi.org/10.1016/j.paid.2003.12.005
27. Meyers LS, Gamst G, Guarino AJ. Applied multivariate research: Design and interpretation: Sage publications; 2016.
28. Tsai H-WJ, Cebula K, Fletcher-Watson S. Influences on the psychosocial adjustment of siblings of children with autism spectrum disorder in Taiwan and the United Kingdom. Research in Autism Spectrum Disorders. 2016;32:115-

زودآیند ویرایش نشده

پیوست

مقیاس تفسیر خویشتن

پرسشنامه‌ی زیر، متشکل از مجموعه‌ای از عبارت‌ها است. میزانی که هر یک از این عبارت‌ها توصیف‌کننده و بیانگر ویژگی شما است را با استفاده از مقیاس که روبه‌روی هر عبارت قرار دارد، مشخص کنید. اگر عبارت به طور کامل شما را توصیف می‌کند، عدد ۷ را انتخاب کنید و اگر عبارت اصلاً با شما هم‌خوانی ندارد، عدد ۱ را انتخاب کنید.

	کاملاً مخالفم			نه موافقم نه مخالف			کاملاً موافقم
۱. برای مراجع قدرتی که با آن‌ها تعامل دارم، احترام قائل هستم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۲. حفظ هماهنگی با گروهی که به آن تعلق دارم برایم مهم است.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۳. خوشحالی من به خوشحالی اطرافیانم وابسته است.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۴. در اتوبوس صندلی‌ام را به استادم می‌دهم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۵. به افرادی که تواضع دارند، احترام می‌گذارم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۶. منافع شخصی‌ام را فدای منفعت گروهی که به آن تعلق دارم، می‌کنم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۷. اغلب احساس می‌کنم که رابطه‌ام با دیگران مهم‌تر از دستاوردهای خودم است.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۸. هنگام برنامه‌ریزی تحصیلی / شغلی، باید توصیه‌های والدینم را در نظر بگیرم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۹. احترام گذاشتن به تصمیمات گروه برای من مهم است.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۰. حتی اگر از گروه راضی نباشم، باز هم می‌مانم اگر به حضورم نیاز داشته باشند.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۱. اگر برادر یا خواهرم شکست بخورد، احساس مسئولیت می‌کنم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۲. حتی زمانی که با اعضای گروه به شدت مخالف هستم، از بحث و جدل پرهیز می‌کنم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۳. ترجیح می‌دهم صراحتاً " نه" بگویم، تا خطر سوءتفاهم پیش نیاید.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۴. صحبت کردن در کلاس برایم مشکل نیست.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۵. داشتن تخیل زنده و پویا برای من مهم است.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۶. با اینکه برای تقدیر یا پاداش مورد توجه خاص قرار بگیرم، احساس راحتی می‌کنم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۷. در محیط درسی/کاری همان شخصیتی را بروز می‌دهم که در خانه هستم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱۸. فرقی نمی‌کند با چه کسی باشم، رفتارم تغییر نمی‌کند.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷

زودآیند ویرایش نشده

۱۹. دوست دارم هنگام برخورد با افرادی که تازه ملاقات کرده‌ام، صریح و شفاف باشم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۲۰. از خاص و متفاوت بودن از دیگران در جنبه‌های مختلف لذت می‌برم.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۲۱. برای من، هویت فردی‌ام که از دیگران جداست، اهمیت زیادی دارد.	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷

زودآیند ویرایش نشده