

Psychometric Properties of the Persian Version of the Multidimensional Mentalizing Questionnaire (MMQ) in a Sample of Iranian University Students

Authors

Sayed Amirhossein Navabi¹, Changiz Rahimi^{2*}

1. PhD Candidate of Clinical Psychology, International Campus, Shiraz University, Shiraz, Iran
hossein.navabi59@gmail.com
<https://orcid.org/0009-0009-6301-5975>

2. Professor of Clinical Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran.
(Corresponding Author)
<https://orcid.org/0000-0002-7180-364X>

Abstract

Receive Date:
00/00/0000

Accept Date:
00/00/0000



Introduction: Although contemporary approaches conceptualize mentalizing as a multidimensional construct, many available instruments assess only a limited range of its facets. The Multidimensional Mentalizing Questionnaire (MMQ) was developed to simultaneously capture both adaptive and maladaptive dimensions of mentalizing. However, critical reviews have highlighted that the conceptual distinction between the capacity/process of mentalizing and the outcomes of impaired mentalizing is not clearly articulated in the original MMQ structure. The present study aimed to evaluate the psychometric properties of the Persian version of the MMQ in a sample of Iranian university students and to revise its factor structure in order to achieve a clearer differentiation between mentalizing dimensions.

Method: In this descriptive–correlational study, 248 students from universities in Isfahan were selected using convenience sampling. The Persian version of the MMQ was prepared through a forward–backward translation procedure. Face and content validity were examined using quantitative indices and qualitative feedback from expert reviewers. Three competing models—including the original six-factor model, a five-factor model, and a second-order two-factor model—were tested via confirmatory factor analysis using the diagonally weighted least squares (DWLS). Convergent validity was assessed through correlations with the Reflective Functioning Questionnaire, the Toronto Alexithymia Scale, and the Satisfaction With Life Scale, and discriminant validity was evaluated using the heterotrait–monotrait ratio of correlations (HTMT). Internal consistency of the subscales was estimated using appropriate reliability indices.

Results: Based on expert feedback, several items were revised and some were identified as potential candidates for removal. Nonetheless, in the first step, all items were tested within a six-factor confirmatory model, which showed poor fit and suboptimal performance of the “Distrust” factor and several items. In the next step, integrating the evidence from the previous phases, nine items were removed and a five-factor, 24-item model was tested, followed by a second-order two-factor structure comprising “Mentalizing Propensity” and “Impaired Mentalizing.” Although both models demonstrated acceptable fit, the evidence specifically supported the the second-order two-factor model for the Persian version of the MMQ. Indices of validity and reliability were also found to be satisfactory.

Discussion and conclusion: The suboptimal statistical performance of the “Mistrust” factor, which effectively removed it from the nomological network of mentalizing, may indicate a misalignment between the original MMQ formulation and patterns of trust in the predominantly collectivistic Iranian cultural context. In contrast, reverse-scoring the “Ego Strength” factor and reallocating it to the

“Mentalizing Impairment” cluster yielded a clearer differentiation between “mentalizing capacity/processes” and the outcomes of its failure. Overall, the initial evidence supports acceptable validity and reliability of the 24-item Persian version of the MMQ in the present sample.

Keywords Mentalization, Alexithymia, Satisfaction with life, Psychometric Properties, Factor Analysis .

**Corresponding
Author's E-mail**

crahi2016@hotmail.com

روزانه ویدئوهای آموزشی

Extended Abstract

Introduction

Mentalizing refers to the capacity to understand and reflect on one's own and others' internal states. Impairments in mentalizing are associated with lower resilience and poorer psychological adjustment, and have been described as a transdiagnostic marker across anxiety, depressive, psychotic, and personality disorders. Contemporary models conceptualize mentalizing as a multidimensional construct. Fonagy and Luyten propose four bipolar dimensions (self–other, cognitive–affective, internal–external, automatic–controlled), in which healthy functioning reflects flexible integration and psychopathology is characterized by rigid dominance or imbalance. Consequently, assessment instruments should capture specific dimensions and patterns of imbalance rather than only a single global index

Despite notable advances, widely used measures such as the Reflective Functioning Questionnaire (RFQ) cover only a restricted subset of dimensions. The Multidimensional Mentalizing Questionnaire (MMQ) was developed to provide a more comprehensive framework by assessing both adaptive and maladaptive dimensions of mentalizing at individual and interpersonal levels. However, recent critical reviews have noted that, despite its multidimensional structure, the conceptual boundary between items tapping mentalizing capacity/processes and those reflecting downstream outcomes or consequences of impaired mentalizing remains somewhat blurred, which may complicate interpretation of its subscales. Initial psychometric evidence in Western samples supports its six-factor structure and reliability. However, almost all available data derive from Western cultural contexts, despite the fact that cultural factors are known to shape social cognition and mentalizing.. The present study aimed to evaluate the psychometric properties of the Persian version of the MMQ in a sample of Iranian university students and to re-examine its factor structure to achieve a clearer differentiation between mentalizing capacities/processes and *outcomes of its failure*.

Method

This study employed a descriptive–correlational design to examine the psychometric properties of the Persian version of the MMQ in a non-clinical sample. The target population comprised university students in Isfahan during the second semester of the 2024–2025 academic year. Using convenience sampling, 248 students aged 18–48 years were recruited. Inclusion criteria were current enrollment at a university in Isfahan and willingness to participate; withdrawal of consent constituted the exclusion criterion. The MMQ was translated into Persian using a forward–backward procedure. For face and content validity, the Persian MMQ was reviewed by eight clinical psychology experts. Based on their feedback, minor linguistic and conceptual revisions were made. For convergent validity, a subsample of 140 participants additionally completed the RFQ-8, the 20-item Toronto Alexithymia Scale (TAS-20), and the Satisfaction With Life Scale (SWLS). Data were collected anonymously after obtaining informed consent. Construct validity was examined through a three-step confirmatory factor analysis (CFA) strategy, testing the original six-factor model, a theoretically and empirically refined five-factor model, and a second-order model with two higher-order factors. Discriminant validity was evaluated using correlations and HTMT-based indices. Reliability indices (ordinal alpha, McDonald's omega, and composite reliability) were computed. All analyses were conducted using R (version 4.3.3) and SPSS (version 27).

Results

The final sample comprised 248 university students, with a mean age of 21.5 years ($SD = 7.17$, range = 18–48), recruited from several universities in Isfahan across different degree levels and fields. Kolmogorov–Smirnov and Mardia's indices indicated non-normal distributions; therefore, confirmatory factor analyses were conducted using diagonally weighted least squares. For face and content validity, the 33-item Persian MMQ was evaluated by eight psychology faculty members. Item essentiality was rated using Lawshe's method and relevance, clarity, and simplicity were rated to compute item-level CVI. Borderline items for clarity/simplicity were revised at the wording level, drawing on specialized psychological dictionaries, and their CVR/CVI values subsequently reached acceptable thresholds. In contrast, a subset of items (1, 6, 18, 21, 32) showed subthreshold CVR and low relevance CVI, together with qualitative concerns about their conceptual fit with mentalizing, and were therefore flagged as candidates for deletion. However, none of the items was removed at this stage; all 33 items were retained so that final decisions regarding item retention or deletion could be based on CFA and the overall pattern of psychometric findings. Construct validity was examined through three CFA models. The original six-factor, 33 item model by Gori et al. showed suboptimal fit ($\chi^2/df = 3/395$, RMSEA = 0/098, SRMR = 0/099). Several items (1, 6, 19, 21) had loadings below 0/35, and the Distrust factor showed

weak and mostly non-significant correlations with other dimensions, suggesting poor integration into the mentalizing network. Based on these findings and content validity evidence, a five-factor, 24-item first-order model was tested after removing nine items (1, 6, 13, 18, 19, 20, 21, 29, 32). This model showed substantially improved fit ($\chi^2/df = 1.639$, RMSEA = 0.051, SRMR = 0.065). A *second-order model* with two higher-order factors—Mentalizing Propensity (Reflexivity, Relational Attunement) and Mentalizing Impairment (Ego Weakness, Relational Discomfort, Emotional Dyscontrol)—also demonstrated good fit ($\chi^2/df = 1.862$, RMSEA = 0.059, SRMR = 0.071) and a *high target coefficient* (\cdot/\wedge) indicating an adequate higher-order structure. Discriminant validity was supported by the correlation matrix and HTMT. Convergent validity was confirmed using the RFQ-8, TAS-20, and SWLS: Mentalizing Propensity correlated positively with certainty and life satisfaction and negatively with alexithymia, whereas Mentalizing Impairment showed the opposite pattern. Internal consistency, assessed via ordinal alpha, McDonald's omega, and composite reliability, was acceptable, with coefficients across the five subscales ranging from about 0.62 to 0.89, supporting the reliability of the 24-item Persian MMQ.

Conclusion

The study showed that the original six-factor MMQ did not fit the Iranian student data well and that Distrust and several items functioned weakly. A revised five-factor, 24-item structure emerged, which was best captured by a second-order two-factor model: Mentalizing Propensity (Reflexivity, Relational Attunement) and Mentalizing Impairment (Ego Weakness, Relational Discomfort, Emotional Dyscontrol). The Persian MMQ-24 demonstrated acceptable reliability and convergent and discriminant validity. Beyond these results, the pattern suggests that self-reported mentalizing in this context is organized less around many separate micro-skills and more around two broader configurations: a reflective, other-attuned propensity versus a syndrome of fragility and dysregulation when this propensity collapses. We reversed the scoring of Ego Strength and placed it under the Ego Weakness factor precisely to align with existing critiques of the MMQ, and to more clearly disentangle and sharpen the distinction between mentalizing capacity and its downstream consequences. The removal of Distrust is also conceptually important: in a collectivistic context, cautiousness and selective trust may serve adaptive social and protective functions, and thus do not reliably indicate impaired mentalizing. This highlights that what is coded as “mentalizing impairment” carries cultural meaning and may not generalize across settings. Practically, the MMQ-24 offers a brief tool to distinguish “how much one tends to mentalize” from “how costly its failure becomes. However, the convenience student sample, exclusive reliance on self-report, and modest reliability of some external scales limit generalizability. Future studies should use broader and clinical samples, multiple methods (e.g., behavioral tasks, test-retest), and cross-cultural comparisons to further test and refine this two-factor architecture.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines: Participant confidentiality was strictly maintained, and informed consent was obtained in accordance with ethical principles.

Funding: This study was conducted without financial support from any institution or organization.

Conflict of interest: : The authors declare that they have no conflicts of interest related to this study.

Authors' contribution: The first author conducted data collection and prepared the initial draft of the manuscript. The second author oversaw the data-gathering procedures and performed substantive revisions and editing. Both authors collaborated equally on the translation and back-translation of the Multidimensional Mentalization Questionnaire.

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی (MMQ) در نمونه‌ای از دانشجویان ایرانی

نویسندگان

سیدامیرحسین نوابی^۱، چنگیز رحیمی^{۲*}

۱. کاندیدای دکتری روانشناسی بالینی، پردیس بین‌الملل، دانشگاه شیراز، ایران. ایمیل:

hossein.navabi59@gmail.com

<https://orcid.org/0009-0009-6301-5975>

۲. استاد روانشناسی بالینی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شیراز، ایران. (نویسنده مسئول)

<https://orcid.org/0000-0002-7180-364X>

چکیده

مقدمه: اگرچه رویکردهای معاصر، ذهنی‌سازی را به‌عنوان سازه‌ای چندبعدی مفهوم‌سازی می‌کنند، بسیاری از ابزارهای موجود تنها دامنه‌ی محدودی از وجوه آن را مورد سنجش قرار می‌دهند. پرسش‌نامه‌ی چندبعدی ذهنی‌سازی (MMQ) با هدف پوشش هم‌زمان ابعاد سازگارانه و ناسازگارانه ذهنی‌سازی تدوین شده است. با این حال، مرورهای انتقادی نشان می‌دهند که مرز مفهومی میان «ظرفیت/فرایند ذهنی‌سازی» و «پیامدهای نقص در ذهنی‌سازی» در ساختار MMQ به‌روشنی تبیین نشده است. مطالعه‌ی حاضر با هدف ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه‌ی فارسی MMQ در نمونه‌ای از دانشجویان ایرانی و بازبینی ساختار عاملی آن به‌منظور دستیابی به تمایز روشن‌تر میان ابعاد ذهنی‌سازی انجام شد.

روش: این مطالعه‌ی توصیفی-همبستگی بر روی ۲۴۸ دانشجوی دانشگاه‌های اصفهان که به‌روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شده بودند، انجام شد. نسخه‌ی فارسی MMQ با استفاده از فرایند ترجمه‌ی مستقیم و بازترجمه تهیه گردید. روایی صوری و محتوایی از طریق شاخص‌های کمی و بازخورد کیفی خبرگان ارزیابی شد. برای آزمون سه مدل رقیب شامل مدل شش‌عاملی اولیه، مدل پنج‌عاملی و مدل دو‌عاملی مرتبه‌ی دوم، تحلیل عاملی تأییدی با روش برآورد کمترین مربعات وزنی مرکب انجام گرفت. روایی همگرا از طریق بررسی همبستگی با پرسش‌نامه‌ی عملکرد انعکاسی، مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو و مقیاس رضایت از زندگی و روایی واگرا با محاسبه شاخص نسبت همبستگی‌های صفات ناهمگون-همگون (HTMT) ارزیابی شد. همسانی درونی خرده‌مقیاس‌ها نیز با بهره‌گیری از شاخص‌های پایایی مناسب برآورد گردید.

نتایج: بر اساس بازخورد خبرگان، تعدادی از گویه‌ها مورد بازبینی قرار گرفت و برخی از آن‌ها به‌عنوان گزینه‌های بالقوه برای حذف شناسایی شد. با این حال، در گام نخست، تمامی گویه‌ها در قالب یک مدل تأییدی شش‌عاملی آزمون شدند.

تاریخ دریافت:

....//..//..

تاریخ پذیرش:

....//..//..



که نتایج بیانگر برآزش ضعیف مدل و عملکرد نامطلوب عامل «بی‌اعتمادی» و چند گویه دیگر بودند. در گام بعد، با ادغام شواهد حاصل از مراحل پیشین، ۹ گویه حذف شدند و یک مدل پنج‌عاملی ۲۴ گویه‌ای و هم‌چنین یک ساختار دو‌عاملی مرتبه‌ی دوم شامل «گرایش به ذهنی‌سازی» و «آسیب ذهنی‌سازی» آزمون شدند. هرچند هر دو مدل از برآزش مناسبی برخوردار بودند، شواهد از برتری نسبی مدل دو‌عاملی مرتبه‌ی دوم در نسخه‌ی فارسی MMQ حمایت کردند. شاخص‌های روایی و پایایی نیز مطلوب گزارش شدند.

بحث و نتیجه‌گیری: عملکرد آماری نامطلوب عامل «بی‌اعتمادی» که بیانگر خروج آن از شبکه مفهومی ذهنی‌سازی بود را می‌توان نشانگر عدم هم‌خوانی صورت‌بندی اولیه‌ی MMQ با الگوهای اعتماد در بافت فرهنگی جمع‌گرای ایرانی دانست. معکوس‌سازی نمرات عامل «قدرت ایگو» و الحاق آن به خوشه‌ی «آسیب ذهنی‌سازی» به بازنمایی شفاف‌تر تمایز میان «ظرفیت/فرایند ذهنی‌سازی» و «پیامدهای نقص در آن» انجامید. در مجموع، شواهد اولیه از روایی و پایایی قابل قبول نسخه‌ی ۲۴ سؤالی فارسی MMQ در نمونه‌ی حاضر حمایت می‌کند.

کلیدواژه‌ها

کلید واژه‌ها: ذهنی‌سازی، ناگویی هیجانی، رضایت از زندگی، ویژگی‌های روان‌سنجی، تحلیل عاملی.

پست الکترونیکی
نویسنده مسئول

crahimi2016@hotmail.com

اندیشه‌پردازان
پایه‌های علمی
نشریه

مقدمه

ذهنی‌سازی^۱ به‌عنوان توانایی درک و تأمل بر وضعیت‌های درونی خود و دیگران شامل افکار، احساسات، انگیزه‌ها، نگرش‌ها و اهداف تعریف شده است [۱]. این مهارت به فرد اجازه می‌دهد رفتارها را فراتر از کنش‌های ظاهری ببیند، آن‌ها را بازتابی از وضعیت ذهنی درونی تفسیر کند و در مواجهه با موقعیت‌های پیچیده بین‌فردی، سازگاری خوبی نشان دهد [۲]. تحقیقات نشان می‌دهند نقص در ذهنی‌سازی با سطوح پایین‌تر تاب‌آوری^۲ و به‌طور کلی سطوح پایین‌تر سلامت روان همراه است [۳]. هم‌چنین دشواری در ذهنی‌سازی ویژگی مشترک بسیاری از اختلالات روانی از جمله اختلالات اضطرابی، افسردگی و اختلالات مرتبط با آن، اختلالات روان‌پریشانه^۳ و اختلالات شخصیت^۴ شمرده شده است [۴،۵].

ذهنی‌سازی عموماً به‌عنوان سازه‌ای چند بعدی، در نظر گرفته می‌شود [۳]. فونایگی^۴ و لیوتن^۵ [۴] ذهنی‌سازی را در امتداد چهار محور دوقطبی صورت‌بندی می‌کنند: خود در برابر دیگری، شناختی در برابر عاطفی، درونی در برابر بیرونی و خودکار در برابر کنترل‌شده. بر اساس این مدل، کارکرد سالم ذهنی‌سازی نه در غلبه یکی از قطب‌ها، بلکه در توانایی فرد برای حفظ تعادل و جابه‌جایی انعطاف‌پذیر میان آن‌ها تجلی می‌یابد؛ در مقابل، آسیب‌شناسی روانی غالباً با الگوهای پایدار عدم تعادل و استیلای افراطی یک قطب همراه است [۲،۶].

بنابراین سنجش ذهنی‌سازی، اگر قرار است با مدل چندبعدی هم‌خوان باشد، نیازمند ابزارهایی است که ابعاد

متمایز و الگوهای عدم تعادل را به‌طور کافی بازتابی کرده و صرفاً به یک شاخص کلی اکتفا نکنند. با این وجود و علی‌رغم رشد چشمگیر ادبیات ذهنی‌سازی در دو دهه اخیر، ابزارهای موجود مانند مصاحبه شکست ذهنی‌سازی^۶ میلرود^۷ و همکاران [۷]، پرسشنامه ذهنی‌سازی^۸ هاوسبرگ^۹ و همکاران [۸]، پرسشنامه عملکرد انعکاسی^{۱۰} فونایگی و همکاران [۱] و مقیاس ذهنی‌سازی^{۱۱} لامیتروویچ^{۱۱} و همکاران [۹] اگرچه هرکدام سهم قابل توجهی در عملیاتی‌سازی سازه ذهنی‌سازی داشته‌اند، اما اغلب تنها بخشی محدود از ابعاد آن را پوشش می‌دهند. برای نمونه، پرسشنامه عملکرد انعکاسی [۱]، عمدتاً میزان اطمینان^{۱۲} و عدم اطمینان^{۱۳} نسبت به حالات ذهنی را می‌سنجد؛ این ابزار هرچند با اهداف نظری سازندگان آن هم‌خوان است، ممکن است اطلاعات نسبتاً محدودتری درباره برخی ابعاد دیگر ذهنی‌سازی فراهم کند [۱۰،۱۱]. ساختار چند عاملی پیشنهادی پرسشنامه ذهنی‌سازی^{۱۴} هاوسبرگ و همکاران [۸] و مقیاس ذهنی‌سازی^{۱۵} لامیتروویچ و همکاران [۹] نیز در تحلیل‌های عاملی تأییدی مستقل به‌سختی پایدار می‌ماند و این دو ابزار در عمل بیشتر به‌صورت تک‌بعدی عمل می‌کنند [۱۰،۱۲]. این در حالی است که از منظر بالینی تشخیص این‌که فرد در کدام ابعاد ذهنی‌سازی به‌طور نسبی کارآمدتر است و در کدام ابعاد اختلال نشان می‌دهد، برای فرمول‌بندی موردی و طراحی مداخله اهمیت زیادی دارد [۴،۱۳].

در این راستا، پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی^{۱۵} [۱۱] با هدف ارائه چارچوبی جامع‌تر برای سنجش ذهنی‌سازی

^۶ mentalization breakdown interview

^۷ Milrod, B.,

^۸ mentalization questionnaire

^۹ Hausberg, M. C.,

^{۱۰} reflective functioning questionnaire^۰

^{۱۱} The Mentalization Scale

^{۱۲} Dimitrijević, A

^{۱۳} certainty

^{۱۴} uncertainty

^{۱۵} Multidimensional Mentalizing Questionnaire(MMQ)

^۱ mentalization

^۲ resilience

^۳ psychotic disorders

^۴ Fonagy, P.

^۵ Luyten, P.

مفهومی میان جنبه‌های ظرفیت/فرایند و پیامدهای اختلال در ذهنی‌سازی نیز در ساختار به‌دست‌آمده بازتاب یابد.

توسعه یافته است. این ابزار با در نظر گرفتن چندین بعد از ذهنی‌سازی، تلاش می‌کند شاخص‌های مثبت که بیانگر جنبه‌های سازگارانۀ ذهنی‌سازی هستند را در کنار شاخص‌های منفی که بیانگر شکست در ذهنی‌سازی هستند در یک ابزار واحد ارائه دهد [۱۰، ۱۱]. اگرچه در پژوهش‌های انجام‌شده در شیلی و ایالات متحده، ساختار شش‌عاملی پیشنهادی سازندگان پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی پس از اعمال اصلاحات مدل و حذف برخی گویه‌ها به برآزش قابل قبول رسیده [۱۵، ۱۶]. با این حال، تحلیل انتقادی رومئو [۱۰] نشان می‌دهد در MMQ، مرز میان «ظرفیت/فرایند ذهنی‌سازی» و «پیامدهای» فردی و بین‌فردی ناشی از دشواری در ذهنی‌سازی روشن نیست [۱۰]. این ابهام مفهومی، تفسیر نمره‌های پرسشنامه و نسبت آن‌ها با مدل‌های نظری چندبعدی ذهنی‌سازی را پیچیده می‌کند و ضرورت بررسی مجدد ساختار عاملی مقیاس و کارکرد آیت‌ها را نمایان می‌سازد. علاوه بر آنچه گذشت تقریباً تمام داده‌های موجود درباره پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی در بافت‌های فرهنگی غربی به‌دست آمده است [۱۵، ۱۶] و اطلاعات اندکی درباره کارکرد ساختار عاملی آن در فرهنگ‌های غیرغربی در دسترس است. این در حالی است که پژوهش‌های اخیر در حوزه عصب‌فرهنگ‌شناسی نشان می‌دهند تفاوت‌های فرهنگی می‌توانند بر الگوهای فعالیت عصبی مرتبط با شناخت اجتماعی، پردازش هیجانات و به‌ویژه فرآیند ذهنی‌سازی تأثیر معناداری بگذارند [۱۷، ۱۸]. در این چارچوب و با توجه به اهمیت سنجش ذهنی‌سازی در قالب ابعاد متمایز، هدف پژوهش حاضر ترجمه و اعتباریابی نسخه فارسی پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی در نمونه‌ای از دانشجویان ایرانی بود؛ به‌نحوی که تا حد امکان تمایز

¹ capacity

² process

³ cultural neuroscience

روش

پژوهش حاضر از نوع توصیفی-همبستگی بوده و جامعه آماری این پژوهش شامل دانشجویان شاغل به تحصیل در دانشگاه‌های شهر اصفهان در نیمسال دوم سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بودند. برای تعیین کفایت حجم نمونه، علاوه بر اتکا به توصیه‌های سرانگشتی متداول در ادبیات تحلیل عاملی، از یک تحلیل توان پیشینی مدل محور^۱ نیز استفاده شد.

بر اساس معیارهای رایج، بنتلر^۲ [۱۹] نسبت ۵ تا ۱۵ شرکت‌کننده به ازای هر گویه را پیشنهاد کرده است. مک کومو^۳ همکاران [۲۰] نیز معتقدند در بسیاری از شرایط، حجم نمونه‌ای در حدود ۲۰۰ نفر برای انجام تحلیل عاملی کفایت می‌کند. همچنین، نوسام^۴ [۲۱] گزارش کرده است که در صورت استفاده از روش‌های برآورد مقاوم، حجم نمونه‌ای در حدود ۲۰۰ نفر برای تحلیل عاملی تأییدی می‌تواند کافی باشد. بنابراین، حجم نمونه این پژوهش ($N=248$) با توصیه‌های مذکور هم خوان بود.

با وجود این، اتکا به قواعد سرانگشتی به‌تنهایی برای توجیه حجم نمونه در پژوهش‌های مبتنی بر مدل‌یابی معادلات ساختاری کافی نیست؛ زیرا کفایت حجم نمونه در این چارچوب به ویژگی‌های مدل، کیفیت برآورد پارامترها، برازش کلی مدل، و توان آماری برای تشخیص تفاوت میان مدل‌های رقیب وابسته است [۲۲]. افزون بر این، در ادبیات مدل‌یابی کوواریانس تأکید شده است که تعیین حجم نمونه را می‌توان بر اساس تحلیل توان و با توجه به درجه خطای برازش مدل، از جمله ریشه میانگین مربعات خطای

تقریب (RMSEA) انجام داد؛ رویکردی که برآوردی مدل محورتر از کفایت نمونه فراهم می‌کند [۲۳]. بر همین اساس، در پژوهش حاضر تحلیل توان آماری در چارچوب مدل‌یابی معادلات ساختاری با استفاده از بسته semPower در محیط R انجام شد. این رویکرد، به‌ویژه در زمینه تحلیل عاملی تأییدی و مقایسه مدل‌های اندازه‌گیری رقیب، امکان ارزیابی کفایت حجم نمونه را بر مبنای ویژگی‌های واقعی مدل و حساسیت آزمون نسبت به تفاوت‌های برازش فراهم می‌سازد [۲۴]. نتایج نشان داد که با در نظر گرفتن سطح معناداری $\alpha=0/05$ و درجات آزادی مربوط به مدل ($df > 240$) توان آماری برای رد فرض صفر برازش ضعیف در تمامی مدل‌های رقیب فراتر از ۰/۹۹ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که حجم نمونه حاضر نه‌تنها با توصیه‌های متداول این حوزه همخوان است، بلکه بر پایه یک ارزیابی تحلیلی و مدل محور نیز برای آزمون مدل‌های پیشنهادی و مقایسه آن‌ها کفایت دارد.

براین اساس نمونه‌ای به حجم ۲۴۸ نفر در رده سنی ۱۸ تا ۴۸ سال با روش نمونه‌گیری در دسترس از بین جامعه آماری انتخاب شدند. معیارهای ورود به پژوهش اشتغال به تحصیل در یکی از دانشگاه‌های شهر اصفهان در نیمسال دوم سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ و تمایل به مشارکت در پژوهش و معیار خروج عدم تمایل به ادامه مشارکت در پژوهش بود. به آزمودنی‌ها اطمینان خاطر داده شد که اطلاعات آن‌ها نزد پژوهشگر محرمانه بوده و گزارش پژوهش به نحوی خواهد بود که شناسایی شرکت‌کنندگان امکان‌پذیر نباشد.

¹ A priori model-based power analysis

² Bentler PM.

³ MacCallum, R. C.,

⁴ Newsom JT.

فردی. ۶. مهارت‌گسیختگی هیجانی^۸ (سؤالات ۲۳، ۲۷، ۳۰): مشکلات در مهارت‌های هیجانی و بروز رفتارهای تکانشی [۱۱].

پرسشنامه چندبعدی ذهنی سازی (MMQ)

گوری و همکاران [۱۱] در پژوهش خود روایی همگرایی^۹ پرسشنامه چندبعدی ذهنی سازی را با محاسبه همبستگی آن با مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو [۲۵]، مقیاس سبک دلبستگی [۲۶]، مقیاس تکانشگری بارت [۲۷]، مقیاس عزت نفس روزنبرگ [۲۸]، مقیاس خودکارآمدی عمومی [۲۹]، مقیاس ده گویه ای شخصیت [۳۰] و مقیاس جهت یابی بینش [۳۱] واریسی کردند که نتایج حاکی از روایی همگرایی مطلوب مقیاس چندبعدی ذهنی سازی بود. هم چنین ضریب آلفای کرونباخ را برای عامل اول ۰/۸۹، عامل دوم ۰/۸۱، عامل سوم ۰/۸۲، عامل چهارم ۰/۷۶، عامل پنجم ۰/۷۴ و عامل ششم ۰/۷۲ و برای کل مقیاس ۰/۷۵ گزارش کردند [۱۱]. در پژوهش حاضر نیز شاخص های همسانی درونی برای نسخه ۳۳ سؤالی پرسشنامه چندبعدی ذهنی سازی بدین صورت محاسبه شد: آلفای ترتیبی برای عامل اول تا ششم به ترتیب ۰/۸۰، ۰/۸۹، ۰/۷۴، ۰/۶۵، ۰/۷۳، ۰/۷۱؛ و ضریب امگای مک دونالد^{۱۰} به ترتیب ۰/۷۶، ۰/۸۴، ۰/۷۳، ۰/۶۳، ۰/۷۰، ۰/۷۰.

پرسشنامه عملکرد انعکاسی (RFQ-۸)

پرسشنامه عملکرد انعکاسی توسط فوناگی و همکاران [۱] طراحی شده است. این پرسشنامه ۸ سؤالی ابزاری کوتاه و

پرسشنامه چندبعدی ذهنی سازی یک ابزار خودگزارشی ۳۳ سؤالی است که توسط گوری و همکاران [۱۱] و به منظور ارزیابی جامع ابعاد ذهنی سازی تدوین شده و پاسخ‌دهی به آن در طیف لیکرت ۵ درجه ای (از ۱ = کاملاً مخالف تا ۵ = کاملاً موافق) انجام می‌شود. پرسشنامه چندبعدی ذهنی سازی شامل شش خرده مقیاس است. سه خرده مقیاس اول بیانگر جنبه های سازگاره ذهنی سازی هستند و سه خرده مقیاس دیگر بیانگر شکست در ذهنی سازی هستند. نمره کل ذهنی سازی پس از وارونه سازی نمرات سؤالات مربوط به سه خرده مقیاس آخر و جمع نمرات کلیه سؤالات با هم بدست می آید [۱۱]. خرده مقیاس های پرسشنامه مذکور عبارتند از: ۱. انعکاس پذیری (سؤالات ۱، ۳، ۳۱، ۳۲، ۳۳): جستجوی معنای اتفاقات زندگی، نظارت و بازبینی^{۱۱} حالات درونی خود. ۲. قدرت ایگو^{۱۲} (سؤالات ۲، ۳، ۲۶، ۲۷، ۲۸، ۲۹، ۳۰): ادراک خود به عنوان فردی توانمند در حل مشکلات روزمره که تاب آوری هیجانی خوبی دارد. ۳. هم نوایی ارتباطی^{۱۳} (سؤالات ۴، ۵، ۱۴، ۲۱، ۲۸): توانایی پی بردن به حالت هیجانی و شناختی دیگران. ۴. دشواری ارتباطی^{۱۴} (سؤالات ۶، ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۱۹، ۲۰، ۲۱، ۲۲، ۲۳، ۲۴، ۲۵، ۲۶، ۲۷، ۲۸، ۲۹، ۳۰): ادراک دیگران به عنوان افرادی که توانایی فهم و درک شخص را ندارند و میخواهند به او آسیب بزنند. ۵. بی اعتمادی^{۱۵} (سؤالات ۲۹، ۳۰، ۳۱، ۳۲، ۳۳): انعطاف ناپذیری و بی اعتمادی در روابط بین

^۸ emotional dyscontrol

^۹ Convergent validity

^۱ Toronto alexithymia scale (TAS-20)

^۱ Attachment Styles Scale

^۱ barratt impulsiveness scale (BIS-11)^۲

^۱ barratt impulsiveness scale (BIS-11)^۳

^۱ general self-efficacy scale (GSE)^۴

^۱ ten Item Personality Inventory (TIPI)^۵

^۱ ten Item Personality Inventory (TIPI)^۶

^۱ McDonald's Omega^۷

^۱ Gori A

^۲ reflexivity

^۳ monitoring

^۴ ego-strength

^۵ relational attunement

^۶ relational discomfort

^۷ distrust

پرسشنامه عملکرد انعکاسی به چندین زبان ترجمه شده و ساختار دو عاملی پیشنهاد شده توسط فوناگی و همکاران [۱] در نمونه هایی از یونان [۳۲]، ایتالیا [۳۳] و ایران [۳۴] مورد تأیید واقع شده است. با این حال، نتایج پژوهش های انجام شده در لهستان [۳۵] و اسپانیا [۳۶] از ساختار تک عاملی این پرسشنامه حمایت کرده اند.

پایایی پرسشنامه عملکرد انعکاسی نیز مطلوب گزارش شده است. فوناگی و همکاران [۱]، ضریب آلفای کرونباخ را برای عامل اطمینان ۰/۶۷ و برای عامل و عدم اطمینان ۰/۶۳ گزارش کرده اند و ضریب همبستگی باز آزمون (با فاصله سه هفته) را برای مؤلفه مؤلفه اطمینان، ۰/۷۵ و برای عامل عدم اطمینان، ۰/۸۴ به دست آورده اند. در ایران نیز عرب علی دوست و همکاران [۳۴] نسخه فارسی پرسشنامه عملکرد انعکاسی را بر روی ۵۷۰ نفر از دانشجویان دانشگاه های پیام نور آذربایجان غربی اجرا کرده و آلفای کرونباخ را برای عامل اطمینان ۰/۷۸ و عامل عدم اطمینان ۰/۷۶ گزارش کرده اند، هم چنین شاخص پایایی ترکیبی را برای عامل اطمینان ۰/۸۸ و برای عامل عدم اطمینان ۰/۸۶ گزارش کرده اند.

مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو (TAS-۲۰)

مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو در دهه ۱۹۸۰ و به منظور سنجش مشکلات در شناسایی و توصیف احساسات طراحی یافت. نسخه اولیه این مقیاس شامل ۲۶ سؤال بود اما نسخه کوتاه تر این مقیاس یعنی TAS-۲۰ در سال ۱۹۹۴ معرفی گردید که مشتمل بر ۲۰ سؤال و سه خرده مقیاس است: ۱. مشکل در شناسایی احساسات (سؤالات ۱، ۳، ۶، ۷، ۹، ۱۳، ۱۴) ۲. مشکل در توصیف احساسات (سؤالات ۱۷، ۱۲، ۱۱، ۴، ۲) و ۳. تفکر عینی (سؤالات ۲۰، ۱۹، ۱۸، ۱۶، ۱۵، ۱۰، ۸، ۵). قبل از

معتبر برای سنجش ظرفیت ذهنی سازی محسوب می شود و بر پایه یک پیوستار هفت درجه ای از «۱ = کاملاً مخالفم» تا «۷ = کاملاً موافقم» نمره گذاری می شود. پرسشنامه عملکرد انعکاسی دارای دو خرده مقیاس اطمینان و عدم اطمینان است. در خرده مقیاس اطمینان که پرسش های ۱ تا ۶ را شامل می شود، نمرات پایین تر نشان دهنده بیش ذهنی سازی^۱ هستند. افرادی که در این خرده مقیاس نمرات پایینی می گیرند، گرایش دارند در غیاب شواهد کافی مدل های پیچیده ای از حالات ذهنی خود و دیگران در نظر بگیرند. خرده مقیاس عدم اطمینان نیز گویه های ۲، ۴، ۵، ۶، ۷ و ۸ را در برمی گیرد. نمرات بالاتر در خرده مقیاس عدم اطمینان نمایانگر ذهنی سازی ناکافی است. به عبارتی افرادی که در این خرده مقیاس نمرات بالایی می گیرند، در درک حالات ذهنی پیچیده خود و دیگران دچار ضعف هستند. سازندگان پرسشنامه عملکرد انعکاسی، یک سیستم کدگذاری مجدد را برای بهبود ویژگی های روان سنجی این مقیاس پیشنهاد کرده اند. به نحوی که در سؤالات مربوط به خرده مقیاس اطمینان پاسخ «۱ = کاملاً مخالفم» معادل ۳، «۲ = کمی مخالفم» معادل ۲، «۳ = مخالفم» معادل ۱ و تمامی پاسخ های ۴ تا ۷ معادل صفر در نظر گرفته می شوند. در خرده مقیاس عدم اطمینان (به جز سؤال ۷) نیز پاسخ «۷ = کاملاً موافقم» معادل ۳، «۶ = موافقم» معادل ۲، «۵ = کمی موافقم» معادل ۱ و پاسخ های ۱ تا ۴ معادل صفر محسوب می شوند. نمره گذاری سؤال ۷ در خرده مقیاس عدم اطمینان بدین صورت است: پاسخ «۱ = کاملاً مخالفم» معادل ۳، «۲ = کمی مخالفم» معادل ۲، «۳ = مخالفم» معادل ۱ و تمامی پاسخ های ۴ تا ۷ معادل صفر. در نهایت با جمع زدن نمرات باز نمره گذاری شده در هر زیرمقیاس، می توان نمره هر خرده مقیاس را به دست آورد.

³ reliability

⁴ composite reliability

⁵ externally oriented thinking

¹ hypermentalization

² hypomentalization

و همکاران [۴۲] نیز ضریب آلفای کرونباخ را برای این مقیاس ۰/۸۴ به دست آورده‌اند.

در ایران نیز، معروفی‌زاده و همکاران [۴۳] ویژگی‌های روانسنجی مقیاس رضایت از زندگی را در نمونه ۱۲۵ نفری از زنان نابارور ایرانی بررسی کرده‌اند. نتایج بیانگر ساختار تک عاملی این مقیاس بوده است. هم چنین همبستگی منفی رضایت از زندگی با مؤلفه‌های اضطراب و افسردگی از مقیاس اضطراب و افسردگی بیمارستانی^۵ [۴۴] و ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۹ نیز دال بر روایی و پایایی مطلوب نسخه فارسی مقیاس رضایت از زندگی بوده‌اند [۴۳]. در پژوهش حاضر ضریب آلفای کرونباخ برای مقیاس رضایت از زندگی، ۰/۸۲ به دست آمد.

فرایند اجرای پژوهش

پس از اخذ رضایت از سازندگان پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی، این ابزار توسط دو متخصص زبان انگلیسی به فارسی ترجمه شد. سپس ترجمه‌های انجام‌شده توسط نویسنده اول با یکدیگر مقایسه و بر اساس آن‌ها یک نسخه واحد تدوین شد. در ادامه، نسخه فارسی توسط یک مترجم مستقل مجدداً به زبان انگلیسی بازترجمه شد و نویسنده دوم آن را با نسخه اصلی تطبیق داد. در این مرحله، هم‌ارزی مفهومی و زبانی نسخه بازترجمه‌شده با نسخه اصلی بررسی و اصلاحات لازم اعمال شد.

در گام بعد، نسخه فارسی پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی در اختیار هشت تن از اعضای هیأت علمی گروه روانشناسی بالینی و تربیتی دانشگاه شیراز قرار گرفت تا از نظر وضوح، تناسب مفهومی و انطباق فرهنگی گویه‌ها ارزیابی شود. بر اساس دیدگاه‌های ارائه‌شده، اصلاحات ادبیاتی و مفهومی

محاسبه مجموع نمرات، لازم است نمره سوالات ۴،۵،۱۰،۱۸،۱۹ معکوس شده (۵=۱،۲=۴،۳=۳،۴=۲،۵=۱) و سپس نمره سوالات مربوط به هر خرده مقیاس با هم جمع گردد. نمره کلی ناگویی هیجانی نیز از مجموع نمرات سه خرده مقیاس محاسبه میشود [۲۵].

افتخار افضلی و ایزدی [۳۷] در پژوهش خود بر روی نمونه‌ای از دختران دارای نشانگان ضربه عشق ضریب آلفای کرونباخ را برای نمره کل ناگویی هیجانی از نسخه فارسی مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو ۰/۹۴ گزارش کردند؛ آقا یوسفی و همکاران [۳۸] نیز در پژوهش خود بر روی نمونه ۳۵۰ نفری از دانشجویان پیام نور مرکز بناب و تبریز، شاخص مذکور را ۰/۷۹ به دست آوردند. شاهی و زاده محمدی [۳۹] نیز مقدار آلفای کرونباخ را در نمونه‌ای از دانشجویان برای نمره کل مقیاس ۰/۸۹ به دست آوردند. در پژوهش حاضر نیز، آلفای کرونباخ برای عوامل اول تا سوم به ترتیب ۰/۸۶، ۰/۶۲، ۰/۳ به دست آمد. مطلوب نبودن آلفای کرونباخ برای عامل سوم، در بخش بحث و نتیجه‌گیری تبیین خواهد شد.

مقیاس رضایت از زندگی (SVZS)

مقیاس رضایت از زندگی، در سال ۱۹۸۵ و با هدف سنجش میزان رضایت افراد از زندگی طراحی شد [۴۰]. این مقیاس شامل ۵ گویه است و بر اساس یک طیف لیکرت ۷ درجه‌ای نمره‌گذاری می‌شود. پژوهش‌ها از ساختار یک عاملی این مقیاس حمایت کرده‌اند و شواهد قانع‌کننده‌ای در جهت روایی و پایایی مطلوب این مقیاس ارائه نموده‌اند [۴۱، ۴۲]. اسپژو^۲ و همکاران [۴۱] ضریب آلفای کرونباخ را برای این مقیاس ۰/۸۴، ضریب پایایی ترکیبی را ۰/۸۵ و میانگین واریانس استخراج شده را ۰/۵۴ گزارش کرده‌اند. گالاناکیز^۴

¹ satisfaction with Life scale

² Espejo, B.,

³ average variance extracted

⁴ Galanakis, M.,

⁵ hospital anxiety and depression Scale(HADS).

لازم در گویه‌ها اعمال شد و نسخه نهایی برای اجرای پژوهش آماده گردید.

پس از نهایی‌سازی نسخه فارسی، پرسشنامه در نمونه مورد نظر ($N=248$) اجرا شد. به منظور ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی ابزار، مجموعه‌ای از تحلیل‌های آماری انجام گرفت. ابتدا، روایی سازه از طریق تحلیل عاملی تأییدی و با رویکردی سه‌مرحله‌ای بررسی شد. در مرحله نخست، مدل اصلی شش عاملی پیشنهادی گوری و همکاران [1] آزمون شد. در مرحله دوم، یک مدل پنج‌عاملی مبتنی بر ملاحظات نظری، محتوایی و تجربی مورد بررسی قرار گرفت. در مرحله سوم نیز برازش یک مدل مرتبه دوم ارزیابی شد. در نهایت، شاخص‌های برازش مدل‌های رقیب با یکدیگر مقایسه شدند تا مناسب‌ترین ساختار عاملی برای نسخه فارسی ابزار تعیین شود.

همچنین، به منظور بررسی روایی همگرا، یک زیرنمونه ۱۴۰ نفری، علاوه بر پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی، مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو، پرسشنامه عملکرد انعکاسی و مقیاس رضایت از زندگی را نیز تکمیل کردند. روایی واگرا^۱ نیز بر مبنای تحلیل ماتریکس همبستگی‌های اصلاح شده و هم‌چنین بر مبنای شاخص نسبت صفات ناهمگون به همگون^۲ ارزیابی شد. در نهایت، پایایی ابزار از طریق شاخص‌های همسانی درونی، شامل آلفای ترتیبی، امگای مک‌دونالد و پایایی ترکیبی برای هر یک از زیرمقیاس‌ها محاسبه شد. تمامی تحلیل‌های عاملی و روان‌سنجی با استفاده از نرم‌افزارهای R (نسخه ۴,۳,۳) و SPSS (نسخه ۲۷) انجام شد.

نتایج

۲۴۸ دانشجوی شامل ۱۴۵ زن (۵۸/۵ درصد) و ۱۰۳ مرد (۴۱/۵ درصد) در این پژوهش حضور داشتند که از بین آن‌ها ۲۰۶ نفر (۸۳ درصد) مجرد و ۴۲ نفر (۱۷ درصد) متأهل بودند. میانگین سنی آزمودنی‌ها ۲۱/۴۰ با دامنه سنی ۱۸ تا ۴۸ و انحراف استاندارد ۳/۷۶ به دست آمد. از بین کل شرکت‌کنندگان در پژوهش، ۱۰۹ نفر (۴۳/۹ درصد) در دانشگاه اصفهان، ۶۶ نفر (۲۶/۶ درصد) در دانشگاه فرهنگیان اصفهان، ۴۱ نفر (۱۶/۵ درصد) در دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، ۱۵ نفر (۶ درصد) در دانشگاه صنعتی اصفهان، ۸ نفر (۳/۲ درصد) در دانشگاه آزاد خوراسگان و ۹ نفر (۳/۶ درصد) در دانشگاه‌های دیگر شهر اصفهان مشغول به تحصیل بودند. هم‌چنین ۱۷۵ نفر (۷۰/۶ درصد) در مقطع کارشناسی و ۴۱ نفر (۱۶/۵ درصد) در مقطع کارشناسی ارشد، ۱۲ نفر (۴/۹ درصد) در مقطع دکتری تخصصی، ۲۰ نفر (۸ درصد) در مقطع دکتری حرفه‌ای پزشکی، مشغول به تحصیل بودند و توزیع گروه تحصیلی شرکت‌کنندگان نیز بدین صورت بود: ۱۵۳ نفر (۶۱/۷ درصد) علوم انسانی، ۴۴ نفر (۱۷/۷ درصد) فنی مهندسی، ۴۲ نفر (۱۷ درصد) علوم پزشکی، ۹ نفر (۳/۶ درصد) علوم پایه.

آزمون کایزر-مایر-اولکین^۳ و آزمون کرویت بارتلت^۴ به منظور ارزیابی کفایت نمونه‌گیری برای تحلیل عاملی به کار می‌روند. عموماً مقدار قابل قبول برای شاخص کایزر-مایر-اولکین برابر با ۰/۷۰ در نظر گرفته می‌شود [۴۵]. در پژوهش حاضر، مقدار شاخص کایزر-مایر-اولکین برابر با ۰/۷۷ به دست آمد که نشان‌دهنده کفایت مناسب نمونه‌گیری است. هم‌چنین، آزمون کرویت بارتلت نیز معنادار به دست آمد ($\chi^2=20/2143$ و $P < 0/001$) که دلالت بر مناسب بودن ماتریس همبستگی برای انجام تحلیل عاملی دارد. پیش از انجام تحلیل عاملی تأییدی، پیش‌فرض‌های به‌نجاری تک‌متغیری و چندمتغیری با استفاده از آزمون کولمگروف

¹ discriminant validity

² adjusted correlation matrix Analysis

³ heterotrait-monotrait ratio (HTMT)

⁴ Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)

⁵ bartlett's test of sphericity

اسمیرنوف^۱ و شاخص مردیا^۲ نیز مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج آزمون کولمگروف اسمیرنوف بیانگر توزیع ناهنجار تک متغیری ($P < 0.001$) و نتایج آزمون مردیا (آماره چولگی مردیا= $7203/491$ ، آماره کشیدگی مردیا= $30/786$ و $p =$ بر توزیع نابهنجار چندمتغیری نمرات گویه‌ها دلالت داشت. باتوجه به نتایج فوق جهت تحلیل عاملی، از روش برآورد کمترین مربعات وزنی مرکب^۳ استفاده شد زیرا این روش برای داده‌هایی که نرمال نیستند مناسب بوده و نسبت به سایر روش‌ها به خصوص روش بیشینه درست نمایی^۴ به نتایج دقیقتری منجر میشود.

روایی صوری و محتوایی

به منظور بررسی روایی صوری و محتوایی نسخه فارسی پرسشنامه چندبعدی ذهنی سازی، نسخه ترجمه شده پرسشنامه مذکور در اختیار هشت تن از اعضای هیأت علمی گروه روان‌شناسی بالینی و تربیتی دانشگاه شیراز قرار گرفت. در این مرحله «ضرورت» گویه‌ها با استفاده از مقیاس سه‌درجی پیشنهادی لاوشه^۵ [۴۷] نمره‌گذاری و بر این اساس نسبت روایی محتوا^۶ (CVR) محاسبه شد. با توجه به حضور هشت ارزیاب، حداقل مقدار قابل قبول CVR مطابق جدول لاوشه برابر با $0/75$ در نظر گرفته شد [۴۷]. همچنین، «تناسب»، «وضوح» و «سادگی/قابلیت فهم» هر گویه بر مقیاس چهاردرجه‌ای ارزیابی شد و بر مبنای آن شاخص روایی محتوا (CVI) برای هر گویه به دست آمد. براساس توصیه‌های رایج مقادیر $0/78$ و بالاتر در شاخص CVI به عنوان سطح مطلوب؛ مقادیر بین $0/70$ تا $0/78$ در محدوده مرزی و مقادیر کمتر از $0/70$ نامطلوب در نظر

گرفته می‌شوند [۴۸،۴۹]. هم‌زمان، نظرات و پیشنهادهای کیفی خبرگان نیز گردآوری شد. نتایج نشان داد تعدادی از گویه‌ها از منظر «وضوح» و «سادگی/قابلیت فهم» در محدوده مرزی قرار دارند. بر همین اساس و با اتکا به بازخوردهای کیفی، اصلاحات در سطح نگارشی این گویه‌ها اعمال شد تا وضوح و دقت مفهومی این گویه‌ها افزایش یابد. این اصلاحات با اتکا به منابع تخصصی زبان و اصطلاح‌شناسی روان‌شناختی، از جمله دیکشنری روان‌شناسی انجمن روان‌شناسی آمریکا [۵۰]، نسخه‌ی آنلاین دیکشنری آکسفورد [۵۱] و دیکشنری کمبریج [۵۲] انجام شد. برای نمونه، در گویه‌ی ۲۳ «گاهی دچار نوسان خلق می‌شوم»، توضیح کوتاهی برای تبیین روشن‌تر مفهوم «نوسان خلق» افزوده شد. نتایج بازاریابی مجدد خبرگان، حکایت از آن داشت که مقادیر CVI و CVR برای گویه‌های اصلاح شده به سطح قابل قبول رسیده است. در مقابل، ترکیب شواهد کمی و کیفی برای برخی دیگر از گویه‌ها، آن‌ها را به عنوان کاندیدای حذف برجسته کرد. به‌طور مشخص، مجموعه‌ای از گویه‌ها به دلیل کسب نمرات پایین‌تر از حد آستانه در شاخص CVR و نیز دریافت نمره‌ی نامطلوب (کمتر از $0/70$) در مؤلفه‌ی «تناسب» از شاخص CVI، به عنوان گویه‌هایی شناسایی شدند که باید کنار گذاشته شوند؛ چرا که حتی در صورت اعمال اصلاحات واژگانی، تناسب محتوایی آن‌ها با سازه‌ی هدف کافی نبود. برای مثال، به نظر می‌رسید گویه‌ی ۱ «اغلب تلاش می‌کنم آنچه برایم اتفاق می‌افتد را توضیح بدهم» بیش از آن که بر ذهنی‌سازی دلالت کند، ناظر بر گرایش کلی به توصیف یا تبیین رویدادها باشد. گویه‌های ۱۸ «اغلب درباره این‌که چرا رخدادها اتفاق می‌افتند فکر می‌کنم» و ۳۲ «مشتاقم بفهمم چرا بعضی اتفاقات برایم رخ می‌دهند» نیز بیشتر به عنوان نوعی کنجکاوی وجودی- فلسفی نسبت به رویدادها قلمداد می‌شدند تا بازنمایی مستقیم ذهنی‌سازی. علاوه بر این،

¹ kolmogorov-smirnov

² mardia

³ diagonally weighted least squares (DWLS)

⁴ maximum likelihood

گویه‌ی ۲۱ «در برابر آنچه برای دیگران اتفاق می‌افتد حساس هستیم» نیز در سه محور با محدودیت مواجه بود. نخست اینکه واژه «حساس» واجد ابهام معنایی بوده و دوپهلوی به نظر می‌رسید زیرا می‌توانست به شکل‌های متنوعی (همدلی، زودرنجی و واکنش تکانشی) تفسیر شود. دوم، اینکه گویه ۲۱ از نظر «ضرورت» برای سنجش بعد مربوطه، امتیاز نسبتاً پایینی کسب کرد و خبرگان حذف آن را فاقد پیامد جدی برای پوشش مفهومی سازه ارزیابی کردند. سوم، صرف نظر از ابهام واژه «حساس» و از منظر تناسب محتوایی، تمرکز گویه ۲۱ بیش از آن که بر الگوهای تعاملی که محور ذهنی سازی و به طور خاص زیرمقیاس هم‌نواپی ارتباطی است باشد، بر گرایش کلی فرد در قبال رویدادهایی بود که برای دیگران رخ می‌دهد در نتیجه، هم‌خوانی محدودی با بعد ارتباط‌محور سازه ذهنی سازی نشان می‌داد. بر این اساس، گویه ۲۱ نیز به‌عنوان کاندید حذف در نظر گرفته شد. با این حال، در این مرحله، هیچ‌یک از گویه‌ها به‌طور قطعی حذف نشد. رویکرد پژوهش حاضر مبتنی بر آن بود که گویه‌هایی که بر اساس شاخص‌های کمی (CVR و CVI) و شواهد کیفی، کاندیدای حذف تلقی می‌شوند، در نسخه‌ی کامل ۳۳ گویه‌ای حفظ شوند تا تصمیم نهایی درباره‌ی حذف یا نگه‌داشتن آن‌ها در پرتو نتایج تحلیل عاملی تأییدی و سایر شاخص‌های روان‌سنجی اتخاذ شود.

روایی سازه

به منظور ارزیابی روایی سازه نسخه فارسی پرسشنامه چندبعدی ذهنی سازی، از روش تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. در این راستا، سه مدل رقیب مورد آزمون و مقایسه قرار گرفتند.

۱. مدل شش عاملی (مدل اصلی گوری و همکاران، ۲۰۲۱)

در گام نخست، به منظور بررسی انطباق ساختار عاملی نسخه فارسی پرسشنامه چندبعدی ذهنی سازی با مدل اصلی معرفی شده توسط سازندگان آن، مدل شش عاملی با حفظ همه ۳۳ گویه آزمون شد. با توجه به اینکه شاخص «مجذور خی» مبتنی بر فرض نرمال بودن چندمتغیری بوده و در نمونه‌هایی با حجم بیشتر از ۲۰۰ نفر از دقت خوبی برخوردار نیست [۵۳، ۵۴]، در این پژوهش شاخص جایگزین «مجذور خی به درجه آزادی» محاسبه گردید. همان‌طور که در جدول شماره ۱ مشاهده می‌شود، اگرچه برخی شاخص‌های برازش در دامنه قابل قبول قرار داشتند، اما مقادیر (RMSEA=۰/۰۹۸) و (SRMR=۰/۰۹۹) خارج از آستانه قابل قبول بودند.

علاوه بر شاخص‌های برازش، بررسی بارهای عاملی نیز نشان داد که برخی گویه‌ها از قدرت تبیینی مطلوبی برخوردار نیستند. به‌طور مشخص، گویه‌های ۱، ۶، ۱۹، ۲۱ و ۲۱ بارهای عاملی کمتر از ۰/۳۵ بر عامل‌های مربوطه نشان دادند. افزون بر این، بررسی ماتریس همبستگی میان عوامل نشان داد که

عامل «بی‌اعتمادی» که مشتمل بر سؤالات ۱۳، ۱۹، ۲۰، ۲۹ است، با بیشتر ابعاد ذهنی سازی همبستگی ضعیف و غیرمعناداری نشان می‌دهد. همبستگی عامل بی‌اعتمادی با انعکاس‌پذیری ($r = -0/136$)، قدرت ایگو ($r = -0/093$)، هم‌نوایی ارتباطی ($r = -0/095$)، و مهارت‌گسیختگی هیجانی ($r = 0/127$)، به دست آمد. این الگو نشان می‌دهد که عامل بی‌اعتمادی از همگرایی کافی با سایر ابعاد سازه ذهنی سازی برخوردار نیست. در واقع، همبستگی‌های بسیار پایین میان خرده‌مقیاس‌های یک ابزار نشان‌دهنده فقدان انسجام و خروج آن عامل از شبکه مفهومی سازه اصلی است و حذف آن را موجه می‌سازد [۵۵، ۵۶].

در مجموع، این یافته‌ها، در کنار ملاحظات حاصل از مرحله ارزیابی روایی محتوایی، بیانگر آن است که برخی گویه‌ها و به‌طور خاص عامل بی‌اعتمادی، همسویی مفهومی و ساختاری کافی با سازه ذهنی سازی در بافت فرهنگی مورد مطالعه را ندارند. از این‌رو، در گام بعدی مدل جایگزینی مورد بررسی قرار گرفت که در آن، با انکاء به ترکیب شواهد تجربی (بارهای عاملی، الگوی همبستگی‌ها و شاخص‌های برازش) و ملاحظات نظری و محتوایی، عامل بی‌اعتمادی (شامل گویه‌های ۱، ۶، ۱۸، ۲۱ و ۳۲ کنار گذاشته شدند. تبیین تفصیلی‌تر ملاحظات نظری و فرهنگی مرتبط با حذف عامل بی‌اعتمادی در بخش بحث و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. مدل پنج عاملی

با توجه به عدم برازش کامل مدل اصلی، در گام دوم پس از حذف تعداد ۹ گویه (گویه‌های ۱، ۶، ۱۳، ۱۸، ۱۹، ۲۰، ۲۱، ۲۹، ۳۲) مدل پنج‌عاملی مرتبه اول مورد بررسی قرار گرفت. نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد که حذف این گویه‌ها به بهبود چشمگیر شاخص‌های برازش منجر شده است (SRMR = ۰/۰۶۵ و RMSEA = ۰/۰۵۱). این الگو حاکی از برازش مطلوب مدل پنج‌عاملی مرتبه اول با داده‌هاست.

۳. مدل دو عاملی مرتبه دوم (مدل گرایش به ذهنی سازی-آسیب ذهنی سازی)

در گام نهایی، مدل دو عاملی مرتبه دوم آزمون شد. در این مدل خرده‌مقیاس‌های انعکاس‌پذیری و هم‌نوایی ارتباطی بر عامل مرتبه دوم «گرایش به ذهنی‌سازی» و خرده‌مقیاس‌های «دشواری ارتباطی»، «مهارت‌گسیختگی هیجانی» و خرده‌مقیاس «قدرت ایگو» پس از نمره‌گذاری معکوس، به‌عنوان نشانگر ضعف ایگو در عامل «آسیب ذهنی‌سازی» بارگذاری شدند. همان‌گونه که در جدول ۱ مشخص است، مدل مرتبه دوم همچنان از برازش مطلوبی با داده‌ها برخوردار است (RMSEA = ۰/۰۵۹ و SRMR = ۰/۰۷۱). افزون بر این، به منظور ارزیابی کفایت مدل مرتبه دوم، شاخص «ضریب هدف» [۵۷] نیز محاسبه شد. مقدار این ضریب برابر با ۰/۸۸ و بالاتر از آستانه قابل قبول (۰/۸) به دست آمد که نشان می‌دهد مدل مرتبه دوم توانسته بخش قابل توجهی از کوواریانس میان عوامل مرتبه اول را تبیین کند [۵۷]. در مجموع، یافته‌ها از کفایت برازش مدل دو عاملی مرتبه دوم در نسخه فارسی پرسشنامه حمایت می‌کنند.

¹ Target Coefficient

جدول ۱. شاخص‌های برازش قابل قبول و شاخص‌های مشاهده شده برای تحلیل عاملی

<i>RFI</i>	<i>NNFI</i>	<i>NFI</i>	<i>CFI</i>	<i>GFI</i>	<i>SRMR</i>	<i>RMSEA</i>	χ^2/df	
>۰/۹	>۰/۹	>۰/۹	>۰/۹	>۰/۹	<۰/۰۸	<۰/۰۸	<۳	قابل قبول
0/857	0/895	0/870	0/904	0/935	0/099	0/098	3/395	شش عاملی مرتبه اول
۰/۹۵۶	۰/۹۸۲	۰/۹۶۲	۰/۹۸۵	۰/۹۷۹	۰/۰۶۵	۰/۰۵۱	۱/۶۳۹	پنج عاملی مرتبه اول
۰/۹۵۰	۰/۹۷۶	۰/۹۵۶	۰/۹۷۹	۰/۹۷۶	۰/۰۷۱	۰/۰۵۹	۱/۸۶۲	دو عاملی مرتبه دوم

جدول ۲. بارهای عاملی مدل دو عاملی مرتبه دوم

<i>P</i>	<i>z</i>	خطای استاندارد	بار عاملی استاندارد	بار عاملی غیراستاندارد	عامل/گویه
					گرایش به ذهنی سازی
-	-	-	۰/۸۷۵	۱/۰۰۰	انعکاس پذیری
<۰/۰۰۱	۴/۴۷۴	۰/۱۰۰	۰/۵۵۹	۰/۴۴۹	هم‌نوایی ارتباطی
					آسیب ذهنی سازی
-	-	-	۰/۸۱۶	۱/۰۰۰	ضعف ایگو
<۰/۰۰۱	۹/۰۳۵	۰/۰۹۴	۰/۷۰۲	۰/۸۴۹	دشواری ارتباطی
<۰/۰۰۱	۷/۵۱۶	۰/۱۱۴	۰/۷۶۳	۰/۸۵۸	مهارت‌گسیختگی هیجانی
					انعکاس پذیری
-	-	-	0/847	1/000	۸
<۰/۰۰۱	8/425	0/077	0/546	0/645	۱۰
<۰/۰۰۱	13/155	0/062	0/692	0/817	۱۶
<۰/۰۰۱	7/336	0/073	0/456	0/539	۱۷
<۰/۰۰۱	13/337	0/060	0/678	0/800	۳۱
					هم‌نوایی ارتباطی
-	-	-	0/596	1/000	۴
<۰/۰۰۱	8/663	0/110	0/568	0/952	۵
<۰/۰۰۱	5/248	0/199	0/623	1/045	۱۴

<0/001	4620	0218	0600	1006	28
ضعف ایگو					
-	-	-	0665	1000	11
<0/001	12769	0069	0582	0875	22
<0/001	17237	0075	0861	1294	24
<0/001	17005	0073	0829	1246	25
<0/001	15288	0074	0749	1126	26
<0/001	17382	0076	0878	1320	30
دشواری ارتباطی					
-	-	-	0657	1000	9
<0/001	7021	0126	0583	0888	12
<0/001	6997	0104	0480	0730	15
<0/001	7153	0110	0516	0786	27
<0/001	4298	0130	0367	0558	33
مهارت گسیختگی هیجانی					
-	-	-	0610	1000	2
<0/001	9427	0132	0756	1240	3
<0/001	8835	0133	0716	1174	7
<0/001	5229	0111	0354	0581	23

آزمون مدل ساختاری

و $(P < 0/001)$ افزون بر این، مقادیر واریانس تبیین شده نشان داد که عامل «گرایش به ذهنی سازی» به تنهایی قادر است ۵۱/۴ درصد از کل واریانس عامل «آسیب ذهنی سازی» را تبیین نماید. این نتایج نشان می‌دهد که «گرایش به ذهنی سازی» سهم قابل توجهی در تبیین «آسیب ذهنی سازی» دارد.

پس از تأیید برازش مطلوب مدل دو عاملی مرتبه دوم، به منظور بررسی روابط ساختاری بین عوامل نهفته، مدل معادلات ساختاری اجرا شد. در این مدل، مسیر اثر از عامل مرتبه دوم «گرایش به ذهنی سازی» به عامل مرتبه دوم «آسیب ذهنی سازی» برآورد شد. نتایج نشان داد که «گرایش به ذهنی سازی» به طور معنادار و در جهت منفی «آسیب ذهنی سازی» را پیش بینی میکند $(\beta = -0/717)$

روایی واگرا

به منظور سنجش روایی واگرای نسخه ۲۴ گویه‌ای پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی، از روش تحلیل ماتریس همبستگی اصلاح شده و محاسبه شاخص نسبت همبستگی صفات ناهمگون به همگون استفاده شد. روش تحلیل ماتریس همبستگی اصلاح شده با استفاده از همبستگی‌های رتبه‌ای مانند اسپیرمن یا تکنیک‌های مقاوم مانند بازنمونه‌گیری، اثر چولگی و نرمال نبودن داده‌ها را کاهش می‌دهد و همبستگی‌های دقیق‌تر و قابل‌اعتمادتر بین متغیرها ارائه می‌کند. در این روش، ضریب همبستگی با آستانه ۰/۷۰ مقایسه می‌شود؛ به طوری که مقادیر بالاتر از این آستانه حاکی از نقض روایی واگرا [۵۸] است. شاخص نسبت همبستگی صفات ناهمگون به همگون نیز با مقایسه میانگین همبستگی‌های بین سازه‌های مختلف^۱ با میانگین همبستگی‌های درون همان سازه، روایی واگرا را مشخص می‌کند به نحوی که اگر مقدار آن کمتر از ۰/۸۵ باشد، روایی واگرا تأیید می‌شود [۵۹]. مطالعات نشان داده‌اند که شاخص نسبت همبستگی صفات ناهمگون به همگون نسبت به شاخص‌های سنتی مانند فورنر لاکر^۴ حساسیت و دقت بالاتری دارد و در داده‌های غیرنرمال یا نمونه‌های کوچک، نتایج قابل‌اطمینان‌تری ارائه می‌دهد [۵۹،۶۰]. همان‌گونه که در جدول ۳ و ۴ دیده می‌شود، تمامی ضرایب همبستگی بین خرده‌مقیاس‌ها کمتر از ۰/۷۰ و مقادیر شاخص HTMT نیز همگی کمتر از ۰/۸۵ دست آمده است که بیانگر روایی واگرای مطلوب پرسشنامه مذکور است.

¹ bootstrap

⁴ fornell-larcker

جدول ۳. ماتریس همبستگی اصلاح شده

مهارت‌گسیختگی هیجانی	دشواری ارتباطی	ضعف ایگو	هم‌نوایی ارتباطی	انعکاس‌پذیری	
				1/000	انعکاس‌پذیری
			1/000	0/488	هم‌نوایی ارتباطی
		1/000	-0/411	-0/514	ضعف ایگو
	1/000	0/579	-0/191	-0/333	دشواری ارتباطی
1/000	0/667	0/573	-0/131	-0/554	مهارت‌گسیختگی هیجانی

جدول ۴. مقادیر مربوط به شاخص نسبت همبستگی صفات ناهمگون به همگون

مهارت‌گسیختگی هیجانی	دشواری ارتباطی	ضعف ایگو	هم‌نوایی ارتباطی	انعکاس‌پذیری	
				1/000	انعکاس‌پذیری
			1/000	0/375	هم‌نوایی ارتباطی
		1/000	0/357	0/510	ضعف ایگو
	1/000	0/589	0/157	0/329	دشواری ارتباطی
1/000	0/653	0/359	0/092	0/533	مهارت‌گسیختگی هیجانی

روایی همگرا

تفکر عینی و نمره کل ناگویی هیجانی همبستگی منفی و معناداری نشان داد. «آسیب ذهنی‌سازی» نیز با عدم اطمینان، مؤلفه‌های ناگویی هیجانی و ناگویی هیجانی کل رابطه مثبت و معنادار و با اطمینان و رضایت از زندگی رابطه منفی و معناداری نشان داد.

به‌منظور بررسی روایی همگرای نسخه ۲۴ سؤالی فارسی پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی، همبستگی آن با مؤلفه‌های پرسشنامه عملکرد انعکاسی، مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو و مقیاس رضایت از زندگی محاسبه شد. همانطور که در جدول ۵ قابل مشاهده است «گرایش به ذهنی‌سازی» با اطمینان و رضایت از زندگی رابطه مثبت و معنادار، و با

جدول ۵. همبستگی ذهنی سازی با اطمینان، عدم اطمینان، ناگویی هیجانی و رضایت از زندگی

رضایت از زندگی	ناگویی هیجانی	تفکر عینی	دشواری در توصیف احساسات	دشواری در شناسایی احساسات	عدم اطمینان	اطمینان	
۰/۲۳۲**	۰/۲۱۰*	۰/۲۴۶**	۰/۰۴۰	۰/۱۷۴*	۰/۱۸۷°	۰/۲۰۷°	انعکاس پذیری
۰/۲۶۰**	۰/۰۸۰	۰/۱۳۲	۰/۱۲۹	۰/۰۴۵	۰/۱۰۲	۰/۱۱۱	هم‌نوایی ارتباطی
۰/۵۰۲**	۰/۳۳۶**	۰/۱۷۱*	۰/۲۶۴**	۰/۳۲۱**	۰/۳۳۲**	۰/۳۷۱°°	ضعف ابگو
۰/۴۰۰**	۰/۷۴۰**	۰/۲۷۰**	۰/۶۲۷**	۰/۶۸۱**	۰/۴۸۵**	۰/۴۵۰°°	دشواری ارتباطی
۰/۳۱۵**	۰/۵۱۳**	۰/۱۸۱*	۰/۲۶۴**	۰/۶۳۴**	۰/۴۳۹**	۰/۴۵۲**	مهارت‌گسیختگی هیجانی
۰/۲۷۲**	۰/۱۹۵*	۰/۲۴۷**	۰/۱۰۹	۰/۱۰۳	۰/۱۶۲	۰/۱۹۶*	گرایش به ذهنی سازی
۰/۵۳۱**	۰/۶۹۸**	۰/۲۶۲**	۰/۵۰۸**	۰/۷۲۲**	۰/۵۳۷**	۰/۵۰۹**	آسیب ذهنی سازی

* $p < 0.05$ ، ** $p < 0.01$

پایایی

محاسبه می‌شود و نشان می‌دهد که آیا سازه‌ای به‌درستی توسط گویه‌ها نمایش داده می‌شود یا خیر [۶۵]. اگرچه مقادیر بالاتر از ۰/۷ در شاخص‌های مذکور عموماً نشانگر پایایی مطلوب هستند [۶۶،۶۷] در مورد خرده‌مقیاس‌های کوتاه، مقادیر بالاتر از ۰/۶ نیز قابل قبول در نظر گرفته می‌شوند [۶۸،۶۹]. نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد که شاخص‌های پایایی متناظر با عوامل انعکاس پذیری، هم‌نوایی ارتباطی، ضعف ابگو بالاتر از آستانه مطلوب (۰/۷) و شاخص‌های پایایی متناظر با عوامل دشواری ارتباطی و مهارت‌گسیختگی هیجانی بالاتر از آستانه قابل قبول (۰/۶) قرار دارند.

روش‌های متنوعی برای سنجش پایایی یک مقیاس معرفی شده است که یکی از مهم‌ترین آنها واریانس همسانی درونی است. شاخص متداول برای سنجش همسانی درونی ضریب آلفای کرونباخ است؛ با این حال آلفای کرونباخ برای داده‌هایی که در مقیاس ترتیبی یا در طیف لیکرت اندازه‌گیری شده‌اند یا از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند چندان مناسب نبوده [۶۱،۶۲] و در این شرایط محاسبه آلفای ترتیبی یا شاخص امگای مک‌دونالد پیشنهاد می‌شود [۶۱،۶۳،۶۴]. یکی دیگر از شاخص‌های جایگزین آلفای کرونباخ، پایایی ترکیبی است. این شاخص که برای داده‌های غیرنرمال و سازه‌های چندبعدی از آلفای کرونباخ مناسب‌تر است براساس بارهای عاملی در تحلیل عاملی تأییدی

جدول ۶. سنجه‌های پایایی

مهارت‌گسیختگی هیجانی	دشواری ارتباطی	ضعف ایگو	هم‌نوایی ارتباطی	انعکاس‌پذیری	
0.707	0.646	0.88۷	0.741	0.774	آلفای ترکیبی
0.693	0.627	0.846	0.736	0.737	امگای مک‌دونالد
0.673	0.617	0.864	0.700	0.729	پایایی ترکیبی

ازودایند ویدایش نشده

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر آزمون انتقادی ساختار شش‌عاملی پرسش‌نامه چندبعدی ذهنی‌سازی [۱۱]، نیز پالایش مفهومی- آماری آن به‌منظور دستیابی به ساختاری منسجم از ابعاد ذهنی‌سازی منطبق با مختصات فرهنگی دانشجویان ایرانی بود. از آنجایی که ذهنی‌سازی در بطن روابط دلبستگی اولیه و تعاملات اجتماعی شکل می‌گیرد [۲،۶]، ارزیابی روایی سنج‌های آن خاصه در فرهنگ‌های متفاوت به بازتولید ساختار اولیه محدود نمی‌ماند؛ بلکه مستلزم بازسورت‌بندی مفهومی سازه در شبکه معنایی فرهنگ مقصد می‌باشد [۷۱، ۷۰]. این ضرورت زمانی برجسته‌تر می‌شود که برخی گویه‌های نسخه اصلی پرسش‌نامه ۳۳‌سؤالی چندبعدی ذهنی‌سازی از حیث محتوایی واجد نوعی کلی‌نگری هستند که لزوماً همپوشانی دقیقی با هسته مرکزی ذهنی‌سازی ندارند [۱۰].

بر این اساس، ارزیابی روایی نسخه فارسی پرسش‌نامه چندبعدی ذهنی‌سازی بر مبنای رویکردی ترکیبی و چندمرحله‌ای طراحی شد که شواهد روایی صوری- محتوایی و روایی سازه را به‌صورت درهم‌تنیده مورد مذاقه قرار می‌داد. در گام نخست، ارزیابی کیفی و کمی پنل خبرگان، گویه‌های پرسش‌نامه را به دو دسته متمایز تفکیک کرد: گروهی که با اصلاحات نگارشی به سطح مطلوب روایی صوری - محتوایی دست یافتند و گروهی دیگر (شامل گویه‌های ۱، ۶، ۱۸، ۲۱ و ۳۲) که به دلیل ضعف بنیادین از منظر «تناسب با سازه ذهنی‌سازی» به‌عنوان کاندیداهای حذف شناسایی شدند. این وجود، در راستای تبعیت از توصیه‌های متداول تحلیل عاملی [۷۲] و به جهت پرهیز از حذف زود هنگام گویه‌ها، مدل کامل ۳۳ گویه‌ای، از طریق تحلیل عاملی تأییدی به‌طور تجربی آزمون شد.

یافته‌های تحلیل عاملی حاکی از برآزش نامطلوب مدل اولیه بود و ضرورت اصلاحات ساختاری را مسجل ساخت. در فرایند تقلیل گویه‌ها از اتکای صرف به شاخص‌های اصلاحی که به دلیل خطر «بهره‌برداری تصادفی از داده‌ها» در متون روان‌سنجی به‌طور گسترده نقد شده است [۷۳] پرهیز شد.

در عوض، این فرایند در چارچوب یک رویکرد هدایت شد که همسو با پارادایم‌های کلاسیک روان‌سنجی [۷۴، ۷۵] احراز توأمان «روایی محتوایی» و «روایی سازه» را به‌عنوان شروط لازم و متقابلاً ضروری برای حفظ هر گویه در نظر می‌گرفت. اعمال این چارچوب به اصلاحات نظام‌مند در سطح گویه انجامید. گویه‌های ۱، ۶ و ۲۱ نه از منظر پنل خبرگان دارای تناسب محتوایی بودند و نه در مدل اولیه بارهای عاملی قابل قبولی نشان دادند. در نقطه مقابل، گویه‌های ۱۸ و ۳۲ چالشی متمایز ایجاد کردند. این گویه‌ها علی‌رغم کسب بارهای عاملی مناسب، از منظر خبرگان قابل قبول ارزیابی نشدند. مطابق با پیشنهاد مسیک^۱ [۷۶] حفظ گویه‌های ناهمخوان با هسته سازه، صرفاً بر مبنای عملکرد آماری مطلوب، به تولید «واریانس نامربوط به سازه» انجامیده و کلیت روایی ابزار را مخدوش می‌کند. از این رو این گویه‌ها نیز از پرسشنامه کنار گذاشته شدند. در نهایت، گویه ۱۹ (متعلق به خرده‌مقیاس بی‌اعتمادی) با وجود برخورداری از تناسب نظری اولیه، بار عاملی تجربی بسنده‌ای کسب نکرد که حاکی از گسست آن از ساختار عاملی زیرمقیاس بی‌اعتمادی بود.

فراآیند از سطح گویه، نتایج نشان داد خرده‌مقیاس «بی‌اعتمادی» همبستگی ضعیفی با سایر مؤلفه‌های ذهنی‌سازی داشته و بنابراین واریانس مشترک کافی با ابعاد اصلی سازه را منعکس نمی‌کند. اگرچه در ادبیات نظری ذهنی‌سازی، نقص در فهم حالات ذهنی خود و دیگری با دشواری در شکل‌دهی و حفظ روابط بین‌فردی مبتنی بر اعتماد پیوند داده شده است [۷۷] اما در نمونه حاضر گویه‌های خرده‌مقیاس بی‌اعتمادی، نتوانستند به‌مثابه بخشی منسجم و یکپارچه از ساختار نهفته پرسش‌نامه چندبعدی ذهنی‌سازی عمل کنند. بر اساس ادبیات مدل‌یابی معادلات ساختاری و تحلیل عاملی تأییدی، حفظ عاملی که پیوند ساختاری ضعیفی با سایر ابعاد دارد، می‌تواند به تصریح نادرست مدل، کاهش انسجام عاملی و تضعیف

¹ Messick S.

«انعکاس‌پذیری» و «هم‌نوایی ارتباطی» تحت عنوان عامل مرتبه بالاتر «گرایش به ذهنی‌سازی» ادغام شده و عوامل «دشواری ارتباطی»، «مهارت‌گسیختگی هیجانی» و «ضعف ایگو» (حاصل معکوس‌سازی قدرت ایگو) تحت عنوان عامل مرتبه بالاتر «آسیب ذهنی‌سازی» جای می‌گیرند.

اگرچه گوری و همکاران [۱۱] در مطالعه‌ی خود ساختار پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی را در قالب یک مدل مرتبه دوم آزمون نکرده‌اند، اما از منظر مفهومی، شش خرده‌مقیاس این ابزار را در دو خوشه دسته‌بندی می‌کنند: خرده‌مقیاس‌های «انعکاس‌پذیری»، «هم‌نوایی ارتباطی» و «قدرت ایگو» را بازتاب‌دهنده‌ی جنبه‌های سازگار و اصطلاحاً «ذهنی‌سازی خوب» در نظر می‌گیرند و متقابلاً، خرده‌مقیاس‌های «دشواری ارتباطی»، «بی‌اعتمادی» و «مهارت‌گسیختگی هیجانی» را تحت عنوان «ذهنی‌سازی بد» و نشان‌گر نقص در ذهنی‌سازی مفهوم‌سازی می‌نمایند. در پژوهش حاضر معکوس‌سازی نمرات و قرار دادن عامل «قدرت ایگو» در کنار عوامل «دشواری ارتباطی» و «مهارت‌گسیختگی هیجانی» بر این مبنا صورت گرفت که مرورهای انتقادی نشان می‌دادند ساختار اولیه MMQ در عمل نتوانسته است مرکز روشنی میان «ظرفیت/فرایند» ذهنی‌سازی و «پیامد» تضعیف آن برقرار کند؛ به‌گونه‌ای که سه خرده‌مقیاس «ذهنی‌سازی خوب» و سه خرده‌مقیاس «ذهنی‌سازی بد» به‌جای آنکه دو قطب متقارن یک پیوستار واحد باشند، دو خوشه ناهمگن از شاخص‌های «فرایندی» و «پیامدی» ذهنی‌سازی را در خود ادغام کرده‌اند [۱۰]. از طرفی در ادبیات روان‌پویشی و ذهنی‌سازی، قدرت ایگو محصول و خروجی ذهنی‌سازی در نظر گرفته می‌شوند نه معادل آن [۸۳]. از همین رو، در پژوهش حاضر با بازتخصیص خرده‌مقیاس «قدرت ایگو» (پس از معکوس‌سازی نمرات) به خوشه «آسیب

تفسیرپذیری سازه پنهان کلی منجر شود؛ از این‌رو در چنین شرایطی حذف عامل مزبور می‌تواند اقدامی موجه در جهت بهبود برآزش و انسجام ساختاری مدل به حساب بیاید [۷۸،۷۹] و برهمین اساس خرده‌مقیاس «بی‌اعتمادی» از پرسشنامه کنار گذاشته شد.

در تبیین همبستگی پایین عامل «بی‌اعتمادی» با سایر ابعاد ذهنی‌سازی، می‌توان به تفاوت‌های فرهنگی در مفهوم‌پردازی اعتماد و بی‌اعتمادی اشاره کرد. در جوامع جمع‌گرا از جمله ایران، اعتماد غالباً ماهیتی زمینه‌مند، رابطه‌محور و درون‌گروهی دارد؛ به این معنا که احتیاط نسبت به افراد خارج از دایره نزدیک اجتماعی می‌تواند بخشی از منطق هنجاری تعاملات بین‌فردی تلقی شود [۸۰،۸۱]. افزون بر این، مفهوم «بی‌اعتمادی فرهنگی» نیز بر این نکته تأکید می‌کند که برخی جلوه‌های بی‌اعتمادی الزاماً شاخص آسیب روان‌شناختی نیستند، بلکه ممکن است کارکردی واقع‌بینانه، محافظتی و انطباقی در تنظیم روابط اجتماعی داشته باشند [۸۲]. بنابراین، می‌توان این‌طور فرض کرد که تضعیف جایگاه این خرده‌مقیاس در نسخه فارسی نشانه‌ای از ناهمخوانی نسبی آن با صورت‌بندی فرهنگی سازه ذهنی‌سازی در جامعه ایرانی است که باعث می‌شود خرده‌مقیاس مذکور بیشتر از آن‌که نشانگر ذهنی‌سازی باشد، باورهای مبتنی بر فرهنگ را منعکس کند. با این حال، این فرضیه باید محتاطانه تلقی شود و نیازمند بررسی دقیق‌تر در پژوهش‌های آینده، به‌ویژه مطالعات میان‌فرهنگی و کیفی است.

حاصل فرآیند پالایش مذکور، دستیابی به مدل پنج‌عاملی ۲۴‌گویه‌ای بود. مقایسه مدل‌های رقیب نشان داد که مدل پنج‌عاملی نسبت به ساختار اولیه وضعیت مناسب‌تری دارد، با این حال بهترین تبیین داده‌ها در قالب یک مدل دو‌عاملی مرتبه دوم به دست آمد؛ مدلی که در آن عوامل

محافظ در برابر برانگیختگی بیش از حد سیستم دلبستگی طی تنش‌های میان‌فردی عمل کند. در صورت نقص در گرایش انعکاسی، با عبور استرس از آستانه‌ای مشخص، پردازش کنترل‌شده در قشر پیش‌پیشانی تضعیف و سیستم پردازش خودکار زیرقشری غالب می‌شود [۸۶]. این جابه‌جایی عصبی-شناختی، فرد را به حالت‌های «غیرذهنی‌سازی» از جمله «هم‌ارزی روانی»^۲ سوق می‌دهد [۲،۸۶]؛ وضعیتی که پیامد مستقیم آن می‌تواند واکنش‌های تکانشی و بدفهمی مقاصد دیگران باشد؛ شاخص‌هایی که در MMQ ذیل عامل کلان «آسیب ذهنی‌سازی» به‌خوبی عملیاتی‌سازی شده‌اند.

سازندگان MMQ ساختار شش‌عاملی پیشنهادی خود را ذیل مدل چهاربعدی لیوتن و فوناگی [۴] صورت‌بندی کرده‌اند؛ مدلی که یکی از اثرگذارترین چارچوب‌ها برای مفهوم‌پردازی چندبعدی ذهنی‌سازی به‌شمار می‌رود [۴،۶]. گوری و همکاران [۱۱] استدلال کرده‌اند که ابعاد MMQ تعادل/عدم تعادل در چهار محور «خود/دیگری»، «شناختی/عاطفی»، «درونی/بیرونی» و «خودکار/کنترل‌شده» را بازنمایی می‌کنند. باین‌حال، مرور انتقادی رومئو [۱۰] نشان می‌دهد این انطباق در سطح آیت‌ها و ساختار تجربی پرسش‌نامه تنها به‌طور ناقص محقق شده است؛ برای مثال تعدادی از گویه‌های عامل «انعکاس‌پذیری» بیش از آن‌که جنبه‌های عاطفی و بدن‌مند ذهنی‌سازی را دربرگیرند، بر مؤلفه‌های شناختی آن تأکید می‌کنند [۱۰]. بنابراین، در قالب مدل دوعاملی حاضر نیز اگرچه نمی‌توان ادعا کرد نسخه فارسی MMQ به‌طور مستقیم تعادل فرد را بر محورهای چهارگانه «خود/دیگری»، «شناختی/عاطفی»، «درونی/بیرونی» و

ذهنی‌سازی» که نمایانگر پیامدهای نقص در ذهنی‌سازی است تلاش شد تفکیک میان مؤلفه‌های «فرایندی» و «پیامدی» ذهنی‌سازی شفاف‌تر شود.

نام‌گذاری عامل کلان نخست تحت عنوان «گرایش به ذهنی‌سازی» از این جهت اهمیت دارد که ابزارهای خودگزارشی، اصولاً ظرفیت ذهنی‌سازی را به‌طور مستقیم اندازه‌گیری نمی‌کنند، بلکه عمدتاً بازنمایی فرد از سبک، نگرش و آمادگی خود در توجه به حالات ذهنی را مورد سنجش قرار می‌دهند [۱،۸،۱۰]. لیوتن و همکاران [۸۴] نیز با تفکیک میان «گرایش و کنج‌کاو» برای درک حالات ذهنی و «عملکرد واقعی» در موقعیت‌های میان‌فردی یادآور می‌شوند که فرد می‌تواند در سطح خودگزارشی، گرایش بالایی به تأمل درباره حالات ذهنی گزارش کند، اما در شرایط فشار دلبستگی دچار فروپاشی ذهنی‌سازی شود. بر این اساس، در مدل دوعاملی مرتبه دوم حاضر، خرده‌مقیاس‌های «انعکاس‌پذیری» و «هم‌نوایی ارتباطی» ذیل عامل کلان «گرایش به ذهنی‌سازی» تفسیر شدند؛ برجستگی که نشان می‌دهد آنچه این عامل می‌سنجد بیش از آنکه «ظرفیت عینی» ذهنی‌سازی باشد، برداشت فرد از گرایش پایدار، سبک مواجهه و آمادگی انعکاسی نسبت به حالات ذهنی خود و دیگران است.

اهمیت تمایز میان «گرایش به ذهنی‌سازی» و «آسیب ذهنی‌سازی» با توجه به نتایج مدل ساختاری روشن‌تر می‌شود. یافته‌ها نشان دادند «گرایش به ذهنی‌سازی» به‌طور معناداری «آسیب ذهنی‌سازی» را به‌صورت معکوس پیش‌بینی کرده و بیش از نیمی از واریانس این عامل را تبیین می‌کند. این الگو با مدل «پردازش دوگانه و کلید زیستی-رفتاری»^۱ [۸۵] سازگار است؛ بدین معنا که برخورداری از گرایش انعکاسی می‌تواند به‌مثابه سپری

^۲ Non-mentalizing modes

^۳ psycho-equivalence

^۱ Biobehavioral Switch Model

پردازش‌نشده و فاقدِ برجسب، تنظیم و تعدیل نشده، بلکه عمدتاً از طریق برون‌ریزی^۲ در صحنه‌ی بین‌فردی تخلیه شده و منبع تنش می‌گردند. در چارچوب درمان مبتنی بر ذهنی‌سازی نیز هیجانِ ذهنی‌سازی نشده این قابلیت را دارد که به دیگری فراقکنی شود، به‌نحوی که رفتار دیگران تهدیدآمیز و غیرقابل‌پیش‌بینی تجربه شده و ظرفیت «تنظیم متقابل هیجانی» مختل گردد [۸۵].

در مورد رضایت از زندگی نیز الگوی همبستگی مشاهده شده با نتایج پژوهش اسکوارز و همکاران [۹۰] و سیشلاک و همکاران [۹۱] که ذهنی‌سازی را پیش‌بین معناداری برای رضایت از زندگی گزارش کرده‌اند همسو است. الگوی مذکور بر نقش بالقوه‌ی ذهنی‌سازی در تبیین شاخص‌های بهزیستی ذهنی تأکید دارد.

در مقابل، الگوی مشاهده‌شده برای مؤلفه «گرایش به ذهنی‌سازی» مستلزم دقت تفسیری بیشتری است. همبستگی این بُعد با «اطمینان»، هرچند از نظر آماری معنادار، اما نسبتاً پایین بود. این یافته را می‌توان با تمایز مفهومی دو سازه توضیح داد. «اطمینان» عمدتاً به میزان قطعیت فرد در نسبت‌دادن حالات ذهنی اشاره دارد، در حالی که «گرایش به ذهنی‌سازی» بازتاب‌دهنده گرایش کلی و خودگزارش‌شده به کنجکاوی و تأمل درباره حالات ذهنی خود و دیگران است. دیگر نکته آن که در ادبیات نظری ذهنی‌سازی تأکید می‌شود که کارکرد بهینه ذهنی‌سازی لزوماً با اطمینان بالا همراه نیست؛ بلکه تحمل ابهام و پرهیز از نسبت‌دادن یقینی و افراطی حالات ذهنی از مؤلفه‌های ذهنی‌سازی پخته و سازگارانه محسوب می‌شود [۹۲]. از این منظر نمی‌توان انتظار داشت مؤلفه «گرایش به ذهنی‌سازی» با اطمینان، در سطوح بالایی همبستگی نشان بدهد.

نتایج روایی واگرا نیز استقلال مناسب ابعاد نسخه فارسی ۲۴‌گویه ای MMQ را تأیید کرد. قرار گرفتن تمامی ضرایب HTMT زیر آستانه ۰/۸۵ نشان داد که ابعاد مورد سنجش،

«خودکار/کنترل‌شده» بازنمایی می‌کند اما می‌توان گفت تصویری مکمل از ابعاد دیگر ذهنی‌سازی ارائه می‌دهد که بر «گرایش به ذهنی‌سازی» در قالب دو زیرمقیاس و «پیامدهای تضعیف آن» در قالب سه زیرمقیاس متمرکز است.

نتایج این پژوهش در بیشتر ابعاد از روایی نسخه ۲۴‌گویه‌ای فارسی MMQ حمایت می‌کند. همان‌گونه که انتظار می‌رفت، «آسیب ذهنی‌سازی» با نمره‌ی کل «ناگویی هیجانی» و به‌ویژه با مؤلفه‌ی «دشواری در شناسایی احساسات» همبستگی مثبت و معناداری نشان داد. از منظر فونالگی و همکاران [۷۷] در شرایطی که فرد در دوران رشد بازتاب مناسبی از هیجان‌های خود دریافت نکند، در شکل‌دهی «بازنمایی‌های مرتبه‌ی دوم» برای تجربه‌های بدنی با شکست مواجه می‌شود؛ به بیان دیگر ذهن در برجسب‌گذاری شناختی و نمادسازی برانگیختگی‌های فیزیولوژیک ناتوان می‌ماند [۸۳، ۸۷]. این فقدان بازنمایی، به نقص در قطب‌های «صریح» و «معطوف به خود» ذهنی‌سازی منجر می‌شود؛ پدیده‌ای که در سطح درون‌روانی به‌صورت ناتوانی در شناسایی و توصیف احساسات تظاهر می‌یابد [۸۵، ۸۶].

از سوی دیگر، همبستگی بالای ناگویی هیجانی با مؤلفه بین‌فردی «دشواری ارتباطی» نیز قابل انتظار است. در مدل چندبعدی ذهنی‌سازی، قطب‌های «خود» و «دیگری» دارای درهم‌تنیدگی عصب‌زیست‌شناختی و کارکردی عمیقی هستند، به‌گونه‌ای که شبکه‌های عصبی درگیر در بازنمایی خود و دیگری تا حد زیادی همپوشانی دارند و نقص در یکی، دیگری را نیز می‌تواند مختل کند [۴]. شواهد پژوهشی نشان می‌دهند که ظرفیت بازنمایی حالات درونی خود، پیش‌نیازی بنیادین برای رمزگشایی مقاصد و هیجانات دیگران است [۸۷]. از این‌رو، ناگویی هیجانی به‌مثابه ناتوانی در نمادین‌سازی تجربه درونی، به‌طور ساختاری با نقص در همدلی و درک متقابل دیگران پیوند دارد. تیلور و همکاران [۸۸] نشان می‌دهند که برانگیختگی‌های فیزیولوژیک

² Acting out

¹ explicit

ضروری است: نخست، اتکا به نمونه‌گیری در دسترس و محدودیت دموگرافیک نمونه به جامعه دانشجویی، روایی بوم شناختی^۲ و تعمیم‌پذیری نتایج به سایر گروه‌های سنی، طبقات اجتماعی-اقتصادی و جمعیت‌های بالینی را محدود می‌سازد. دوم، حجم نسبتاً محدود نمونه امکان تقسیم داده‌ها به دو زیرنمونه مستقل برای اجرای هم‌زمان تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی را فراهم نساخت؛ از این رو برآورد شاخص‌های برازش ممکن است تا حدی به ویژگی‌های خاص نمونه حساس باشد، این موضوع لزوم تکرار یافته‌ها در نمونه‌های مستقل را برجسته می‌کند. سوم، در این پژوهش از ابزارهای خودگزارشی استفاده شد که می‌تواند پاسخ‌ها را در معرض سوگیری‌هایی نظیر مطلوبیت اجتماعی قرار دهد و بخشی از واریانس نمره‌ها را به عوامل غیرمرتبط با سازه هدف نسبت دهد. چهارم، همسانی درونی پایین مؤلفه «تفکر عینی» از مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو، تفسیر شبکه همبستگی‌ها در بررسی روایی همگرا را مستلزم احتیاط می‌سازد. پنجم، ماهیت مقطعی طرح پژوهش، ارزیابی ثبات زمانی نمرات (پایایی بازآزمایی) را ناممکن ساخت.

با توجه به این محدودیت‌ها، پیشنهاد می‌شود که پژوهش‌های آتی با اتخاذ طرح نمونه‌گیری تصادفی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی را در نمونه بزرگ‌تر و متنوع‌تر (شامل طیف‌های سنی و جمعیت‌های بالینی و غیربالینی) واریسی کنند. علاوه بر این، تشکیل پنل‌های تخصصی متشکل از نظریه‌پردازان بالینی و متخصصان روان‌سنجی جهت تولید گویه‌های حساس به فرهنگی برای بُعد «بی‌اعتمادی»، می‌تواند به بهبود پوشش مفهومی سازه کمک نماید؛ همچنین، تلفیق ابزارهای اجرایی و مبتنی بر عملکرد ذهنی‌سازی به ارزیابی دقیق‌تر و کاهش اثرات محدودیت‌های ابزار خودگزارشی حاضر کمک خواهد کرد. نهایتاً پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آینده ویژگی‌های روان‌سنجی و ساختار عاملی مقیاس ناگویی

علی‌رغم همپوشانی مفهومی از یکدیگر قابل تفکیک هستند. از منظر پایایی نیز نتایج عموماً رضایت‌بخش بود و از همسانی درونی مطلوب پرسش‌نامه حکایت داشت. هرچند شاخص‌های همسانی درونی برای عامل «دشواری ارتباطی» کمتر از آستانه ۰/۷۰ قرار گرفت، با توجه به تعداد محدود گویه‌ها، پایایی این عامل همچنان قابل قبول ارزیابی می‌شود [۷۰]. در کنار یافته‌های مربوط به MMQ، پایین بودن آلفای کرونباخ مؤلفه «تفکر عینی» در مقیاس ناگویی هیجانی نیز قابل توجه بود. یافته مذکور با پژوهش‌های داخلی [۹۳] و نیز مطالعات بین‌المللی که بار عاملی پایین و همسانی درونی ضعیف این خرده‌مقیاس را در برخی فرهنگ‌ها گزارش کرده‌اند همسوس است [۹۴، ۹۵]. پژوهشگران استدلال کرده‌اند که «تفکر عینی» ممکن است در بافت‌های فرهنگی متفاوت بیش‌تر نشانگر ترجیح فرهنگی باشد تا ناگویی هیجانی [۹۶]. بنابراین، یافته حاضر ضمن تأکید بر احتیاط در تفسیر این مؤلفه، ضرورت بازبینی ساختار عاملی ۲۰-TAS در جمعیت ایرانی را نیز برجسته می‌سازد. در مجموع، یافته‌های پژوهش حاضر دلالت بر آن دارد که نسخه تقلیل‌یافته و ۲۴ گویه‌ای پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی، از ویژگی‌های روان‌سنجی نسبتاً قابل قبولی در نمونه حاضر برخوردار است. با این وجود، تغییرات ساختاری بنیادین نسبت به نسخه مرجع، به‌ویژه حذف کامل خرده‌مقیاس «بی‌اعتمادی»، نشانگر آن است که انتقال این ابزار به بستری با مختصات فرهنگی متفاوت، با انقباض مفهومی همراه بوده و نسخه حاضر احتمالاً تنها بخش‌هایی از شبکه پیچیده سازه ذهنی‌سازی را متبلور می‌سازد. بر این اساس، کاربرد این ابزار در مقطع کنونی، صرفاً برای مقاصد پژوهشی و غربالگری‌های اولیه توجیه‌پذیر بوده و اتکا بر آن برای اتخاذ تصمیمات بالینی و تشخیصی، نیازمند احتیاط است.

محدودیت‌ها و پیشنهادها

پژوهش حاضر با محدودیت‌های روش‌شناختی و اجرایی مشخصی همراه بود که تقید یافته‌ها به آن‌ها در مقام تفسیر

² Ecological validity

¹ Conceptual truncation

هیجانی تورنتو را در جمعیت دانشجویان ایرانی مورد واریسی مجدد قرار دهند.

موازن اخلاقی

در این مطالعه، حفظ اسرار شرکت‌کنندگان و اطمینان از رضایت آگاهانه آنها به‌عنوان بخشی از رعایت اصول اخلاقی مورد رعایت شد.

مشارکت نویسندگان

نویسنده اول وظیفه جمع‌آوری داده‌ها و نگارش اولیه متن مقاله و نویسنده دوم وظیفه نظارت بر فرایند جمع‌آوری داده‌ها، اصلاح و بازنویسی متن مقاله را بر عهده داشت. فرایند ترجمه و بازترجمه پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی نیز با همکاری هر دو نویسنده انجام گردید.

تعارض منافع

بنا بر نظر نویسندگان هیچ‌گونه تضاد منافی در مطالعه حاضر گزارش نشده است.

1. Fonagy P, Luyten P, Moulton-Perkins A, Lee YW, Warren F, Howard S, et al. Development and validation of a self-report measure of mentalizing: the Reflective Functioning Questionnaire. *PLoS One*. 2016;11(7):e0158678. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0158678>
2. Luyten P, Campbell C, Allison E, Fonagy P. The mentalizing approach to psychopathology: state of the art and future directions. *Annu Rev Clin Psychol*. 2020;16:297–325. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-071919-015355>
3. Arabadzhev Z, Paunova R. Complexity of mentalization. *Front Psychol*. 2024;15:1353804. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1353804>
4. Luyten P, Fonagy P. The neurobiology of mentalizing. *Pers Disord Theory Res Treat*. 2015;6(4):366–379. <https://doi.org/10.1037/per0000117>
5. Debbané M, Salaminios G, Luyten P, Badoud D, Armando M, Solida-Tozzi A, et al. Attachment, neurobiology, and mentalizing along the psychosis continuum. *Front Hum Neurosci*. 2016;10:406. <https://doi.org/10.3389/fnhum.2016.00406>
6. Fonagy P, Luyten P. A developmental, mentalization-based approach to the understanding and treatment of borderline personality disorder. *Dev Psychopathol*. 2009;21(4):1355–1381. <https://doi.org/10.1017/S095457940999019X>
7. Milrod B, Meehan KB, Falkenström F, Rudden MG. Symptom specific reflective functioning: incorporating psychoanalytic measures into clinical trials. *J Am Psychoanal Assoc*. 2009;57:1473–1478. <https://doi.org/10.1177/00030651090570060804>
8. Hausberg MC, Schulz H, Piegler T, Happach CG, Klöpffer M, Brütt AL, et al. Is a self-rated instrument appropriate to assess mentalization in patients with mental disorders? Development and first validation of the Mentalization Questionnaire (MZQ). *Psychother Res*. 2012;22(6):699–709. <https://doi.org/10.1080/10503307.2012.709325>
9. Dimitrijević A, Hanak N, Altaras Dimitrijević A, Jolić Marjanović Z. The Mentalization Scale (MentS): a self-report measure for the assessment of mentalizing capacity. *J Pers Assess*. 2018;100(3):268–280. <https://doi.org/10.1080/00223891.2017.1310730>
10. Rumeo C. A critical review of measures of mentalization from Peter Fonagy's conceptual framework [master's thesis]. Waterloo (ON): University of Waterloo; 2022. Available from: <http://hdl.handle.net/10012/18544>
11. Gori A, Arcioni A, Topino E, Craparo G, Lauro Grotto R. Development of a new measure for assessing mentalizing: the Multidimensional Mentalizing Questionnaire (MMQ). *J Pers Med*. 2021;11(4):305. doi:10.3390/jpm11040305
12. Richter F, Steinmair D, Löffler-Stastka H. Construct validity of the Mentalization Scale (MentS) within a mixed psychiatric sample. *Front Psychol*. 2021;12:608214. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.608214>
13. Fonagy P, Bateman AW. Introduction. In: Bateman AW, Fonagy P, editors. *Handbook of mentalizing in mental health practice*. 2nd ed. Washington (DC): American Psychiatric Association Publishing; 2019. p. 3–20. Available from: <https://www.worldcat.org/isbn/9781615371464>
14. Gori A, Topino E. Exploring and deepening the facets of mentalizing: the integration of network and factorial analysis approaches to verify the psychometric properties of the Multidimensional Mentalizing Questionnaire (MMQ). *Int J Environ Res Public Health*. 2023;20(6):4744. <https://doi.org/10.3390/ijerph20064744>
15. Vera Cruz G, Rochat L, Liberacka-Dwojak M, Wilkość-Debczyńska M, Khan R, Khazaal Y. Validation of the English version of the Multidimensional Mentalizing Questionnaire (MMQ). *BMC Psychol*. 2024;12(1):344. <https://doi.org/10.1186/s40359-024-01837-z>
16. Aldunate N, López-Silva P, Brotfeld C, Guerra E, Kronmüller E. Spanish version of Multidimensional Mentalizing Questionnaire (MMQ): translation, adaptation and psychometric properties in a Chilean population. *PLoS One*. 2024;19(3):e0296691. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0296691>
17. Adams RB, Rule NO, Franklin RG, Wang E, Stevenson MT, Yoshikawa S, et al. Cross-cultural reading the mind in the eyes: an fMRI investigation. *J Cogn Neurosci*. 2010;22(1):97–108. <https://doi.org/10.1162/jocn.2009.21187>
18. Chiao JY, Iidaka T, Gordon HL, Nogawa J, Bar M, Aminoff E, et al. Cultural specificity in amygdala response to fear faces. *J Cogn Neurosci*. 2008;20(12):2167–2173. <https://doi.org/10.1162/jocn.2008.20151>
19. Bentler PM. On tests and indices for evaluating structural models. *Pers Individ Differ*. 2007;42(5):825–829. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.029>
20. MacCallum RC, Widaman KF, Zhang S, Hong S. Sample size in factor analysis. *Psychol Methods*. 1999;4(1):84–99. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.1.84>
21. Newsom JT. *Practical sample-size guidelines for structural equation modeling with categorical outcomes using WLSMV* [Internet]. Portland (OR): Portland State University; 2018. Available from: <https://upa.pdx.edu/IOA/newsom/semrefs.htm>
22. Wolf EJ, Harrington KM, Clark SL, Miller MW. Sample size requirements for structural equation models: an evaluation of power, bias, and solution propriety. *Educ Psychol Meas*. 2013;73(6):913–934. <https://doi.org/10.1177/0013164413495237>
23. MacCallum RC, Browne MW, Sugawara HM. Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychol Methods*. 1996;1(2):130–149. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130>

24. Jobst LJ, Bader M, Moshagen M. *semPower: general power analysis for structural equation models*. *Behav Res Methods*. 2023;55:2931–2952. <https://doi.org/10.3758/s13428-022-01937-0>
25. Bagby RM, Parker JDA, Taylor GJ. *The twenty item Toronto Alexithymia Scale—I. Item selection and cross validation of the factor structure*. *J Psychosom Res*. 1994;38(1):23–32. [https://doi.org/10.1016/0022-3999\(94\)90005-1](https://doi.org/10.1016/0022-3999(94)90005-1)
26. Giannini M, Gori A, De Sanctis E, Schulberg D. *Attachment in psychotherapy: psychometric properties of the Psychological Treatment Inventory Attachment Styles Scale (PTI ASS)*. *J Psychother Integr*. 2011;21(4):363–381. <https://doi.org/10.1037/a0025461>
27. Patton JH, Stanford MS, Barratt ES. *Factor structure of the Barratt Impulsiveness Scale*. *J Clin Psychol*. 1995;51(6):768–774. [https://doi.org/10.1002/1097-4679\(199511\)51:6<768::AID-JCLP2270510607>3.0.CO;2-1](https://doi.org/10.1002/1097-4679(199511)51:6<768::AID-JCLP2270510607>3.0.CO;2-1)
28. Rosenberg M. *Rosenberg Self-Esteem Scale (RSE)*. *PsycTESTS Dataset*. 1965. <https://doi.org/10.1037/t01038-000>
29. Schwarzer R, Jerusalem M. *Generalized Self-Efficacy Scale*. In: Weinman J, Wright S, Johnston M, editors. *Measures in health psychology: a user's portfolio of validated questionnaires*. Windsor (UK): NFER-Nelson; 1995. p. 35–37. Available from: https://www.researchgate.net/publication/304930542_Generalized_Self-Efficacy_Scale
30. Di Fabio A, Gori A, Giannini M. *Analizzare le proprietà psicometriche di una misura dei Big Five con un metodo alternativo: l'esempio del Ten Item Personality Inventory (TIPI)*. *Counseling: Giornale Italiano di Ricerca e Applicazioni*. 2016;9(2):1–6. Available from: <https://psycnet.apa.org/record/2016-43118-007>
31. Gori A, Craparo G, Giannini M, Loscalzo Y, Caretti V, La Barbera D, et al. *Development of a new measure for assessing insight: psychometric properties of the Insight Orientation Scale (IOS)*. *Schizophr Res*. 2015;169(1–3):298–302. <https://doi.org/10.1016/j.schres.2015.10.014>
32. Griva F, Pomini V, Gournellis R, Doumos G, Thomakos P, Vaslamatzis G. *Psychometric properties and factor structure of the Greek version of Reflective Functioning Questionnaire*. *Psychiatrike*. 2020;31(3):216–224. <https://doi.org/10.22365/jpsych.2020.313.216>
33. Morandotti N, Brondino N, Merelli A, Boldrini A, De Vidovich GZ, Ricciardo S, et al. *The Italian version of the Reflective Functioning Questionnaire: validity data for adults and its association with severity of borderline personality disorder*. *PLoS One*. 2018;13(11):e0206433. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0206433>
34. Arab Ali Doosti F, Dehghani M, Roshan M, Robat Mili S. *Development and validation of the short form of the Reflective Functioning Questionnaire*. *Psychol Res*. 2023;24(1):71–89. [In Persian]. Available from: <http://www.psychological-research.com/ar/Article/44267/FullText>
35. Woźniak-Prus M, Gambin M, Cudo A, Sharp C. *Investigation of the factor structure of the Reflective Functioning Questionnaire (RFQ-8): one or two dimensions?* *J Pers Assess*. 2022;104(6):736–746. <https://doi.org/10.1080/00223891.2021.2014505>
36. Ruiz-Parra E, Manzano-García G, Mediavilla R, Rodríguez-Vega B, Lahera G, Moreno-Pérez AI, et al. *The Spanish version of the Reflective Functioning Questionnaire: validity data in the general population and individuals with personality disorders*. *PLoS One*. 2023;18(4):e0274378. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0274378>
37. Eftekhari Afzali AR, Izadi F. *The effectiveness of mindfulness-based cognitive therapy on self-compassion, alexithymia, and cognitive distortion of students experiencing love failure*. *Res Cogn Behav Sci*. 2021;11(2):61–72. [In Persian]. <https://doi.org/10.22108/cbs.2022.130356.1564>
38. AghaYousefi A, Jayanmard G, Mohammadi R. *Brain Behavioral Inhibition and Activation Systems (BIS/BAS) and hemispheric dominance in people with and without alexithymia*. *Clin Psychol Pers*. 2020;16(1):141–149. [In Persian]. <https://doi.org/10.22070/cpap.2020.2843>
39. Shahi R, ZadehMohamadi K. *Investigating the effect of effective emotion regulation strategies on alexithymia with the mediation of self-compassion*. *Appl Psychol*. 2024;18(1):180–206. [In Persian]. <https://doi.org/10.48308/apsy.2023.230757.1457>
40. Diener E, Emmons RA, Larsen RJ, Griffin S. *The Satisfaction With Life Scale*. *J Pers Assess*. 1985;49(1):71–75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
41. Espejo B, Martín-Carbonell M, Checa I, Paternina Y, Fernández-Daza M, Higuera JD, et al. *Psychometric properties of the Diener Satisfaction With Life Scale with five response options applied to the Colombian population*. *Front Public Health*. 2022;9:767534. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2021.767534>
42. Galanakis M. *Reliability and validity of the Satisfaction with Life Scale (SWLS) in a Greek sample*. *Int J Humanit Soc Stud*. 2017;5(2). Available from: <https://internationaljournalcorner.com/index.php/theijhss/article/view/125249>
43. Maroufizadeh S, Ghaheri A, Omani Samani R, Ezabadi Z. *Psychometric properties of the Satisfaction with Life Scale (SWLS) in Iranian infertile women*. *Int J Reprod Biomed*. 2016;14(1):57–62. Available from: <https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC4837918/>
44. Zigmond AS, Snaith RP. *The hospital anxiety and depression scale*. *Acta Psychiatr Scand*. 1983;67(6):361–370. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.1983.tb09716.x>
45. Hucheson G, Sofroniou N. *The multivariate social scientist: introductory statistics using generalized linear models*. London (UK): SAGE; 1999. <https://doi.org/10.4135/9780857028075>
46. Li CH. *Confirmatory factor analysis with ordinal data: comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares*. *Behav Res Methods*. 2016;48(3):936–949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>

47. Lawshe CH. A quantitative approach to content validity. *Pers Psychol*. 1975;28(4):563–575. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x>
48. Polit DF, Beck CT. The content validity index: are you sure you know what's being reported? Critique and recommendations. *Res Nurs Health*. 2006;29(5):489–497. <https://doi.org/10.1002/nur.20147>
49. Polit DF, Beck CT, Owen SV. Is the CVI an acceptable indicator of content validity? Appraisal and recommendations. *Res Nurs Health*. 2007;30(4):459–467. <https://doi.org/10.1002/nur.20199>
50. VandenBos GR, editor. *APA dictionary of psychology*. 2nd ed. Washington (DC): American Psychological Association; 2015. <https://doi.org/10.1037/14646-000>
51. Oxford University Press. *Oxford English Dictionary Online* [Internet]. Oxford (UK): Oxford University Press; 2024. Available from: <https://www.oed.com/>
52. Cambridge University Press. *Cambridge Dictionary Online* [Internet]. Cambridge (UK): Cambridge University Press; 2024. Available from: <https://dictionary.cambridge.org/>
53. McNeish D. Should we use F tests for model fit instead of chi-square in overidentified structural equation models? *Organ Res Methods*. 2020;23(3):487–510. <https://doi.org/10.1177/1094428118809495>
54. Farahani H, Roshan Chesli R. Essentials for developing and validating psychological scales: guide to best practices. *Clin Psychol Pers*. 2020;17(2):197–212. [In Persian]. <https://doi.org/10.22070/cpap.2020.2917>
55. Brown TA. *Confirmatory factor analysis for applied research*. 2nd ed. New York (NY): Guilford Press; 2015. Available from: <https://www.worldcat.org/isbn/9781462515363>
56. Clark LA, Watson D. Constructing validity: new developments in creating objective measuring instruments. *Psychol Assess*. 2019;31(12):1412–1427. <https://doi.org/10.1037/pas0000626>
57. Marsh HW, Hocevar D. Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: first- and higher-order factor models and their invariance across groups. *Psychol Bull*. 1985;97(3):562–582. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.97.3.562>
58. Lugauer B, Holtmann J. The impact of non-normality on causal effect estimates in structural equation models with ordered categorical variables. *Struct Equ Model*. 2024;32(3):365–376. <https://doi.org/10.1080/10705511.2024.2414392>
59. Henseler J, Ringle CM, Sarstedt M. A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *J Acad Mark Sci*. 2015;43(1):115–135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
60. Hair JF, Hult GTM, Ringle CM, Sarstedt M. *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)*. 3rd ed. Thousand Oaks (CA): Sage Publications; 2022. Available from: <https://us.sagepub.com/en-us/nam/a-primer-on-partial-least-squares-structural-equation-modeling-pls-sem/book270584>
61. Kumar RV. Cronbach's alpha: genesis, issues and alternatives. *IMIB J Innov Manag*. 2024;2(2). <https://doi.org/10.1177/ijim.241234970>
62. Park CG. Implementing alternative estimation methods to evaluate the reliability of Likert-scale instruments. *Womens Health Nurs*. 2024;30(1):18–25. <https://doi.org/10.4069/whn.2024.03.12>
63. Doval E, Viladrich C, Angulo-Brunet A. Coefficient alpha: the resistance of a classic. *Psicothema*. 2023;35(1):5–20. <https://doi.org/10.7334/psicothema2022.321>
64. Trizano-Hermosilla I, Alvarado JM. Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: congeneric and asymmetrical measurements. *Front Psychol*. 2016;7:769. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>
65. Haji-Othman Y, Yusuff MSS. Assessing reliability and validity of attitude construct using partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM). *Int J Acad Res Bus Soc Sci*. 2022;12(5):378–385. <https://doi.org/10.6007/IJARBSS/v12-i5/13289>
66. Orçan F. Comparison of Cronbach's alpha and McDonald's omega for ordinal data: are they different? *Int J Assess Tools Educ*. 2023;10(4):709–722. <https://doi.org/10.21449/ijate.1271693>
67. Fu Y, Wen Z, Wang Y. A comparison of reliability estimation based on confirmatory factor analysis and exploratory structural equation models. *Educ Psychol Meas*. 2022;82(2):205–224. <https://doi.org/10.1177/00131644211008953>
68. Hair JF, Babin BJ, Anderson RE, Black WC. *Multivariate data analysis*. 8th ed. London (UK): Pearson; 2019. Available from: <https://www.worldcat.org/isbn/9781473756540>
69. Tabachnick BG, Fidell LS. *Using multivariate statistics*. 7th ed. New York (NY): Pearson; 2019. Available from: <https://www.worldcat.org/isbn/9780134790541>
70. Herdman M, Fox-Rushby J, Badia X. A model of equivalence in the cultural adaptation of HRQoL instruments: the universalist approach. *Qual Life Res*. 1998;7(4):323–335. <https://doi.org/10.1023/A:1008846618880>
71. van de Vijver FJR, Tanzer NK. Bias and equivalence in cross-cultural assessment: an overview. *Rev Eur Psychol Appl*. 2004;54(2):119–135. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2003.12.004>
72. Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB. Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*. 2000;25(24):3186–3191. <https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014>
73. MacCallum RC, Roznowski M, Necowitz LB. Model modifications in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*. 1992;111(3):490–504. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.111.3.490>

74. Loevinger J. Objective tests as instruments of psychological theory. *Psychological Reports*. 1957;3(3):635-694. <https://doi.org/10.2466/pr0.1957.3.3.635>
75. Clark LA, Watson D. Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*. 1995;7(3):309-319. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.309>
76. Messick S. Validity of psychological assessment: Validation of inferences from persons' responses and performances as scientific inquiry into score meaning. *American Psychologist*. 1995;50(9):741-749. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.50.9.741>
77. Fonagy P, Gergely G, Jurist EL, Target M. *Affect regulation, mentalization, and the development of the self*. New York (NY): Other Press; 2002. Available from: <https://www.worldcat.org/isbn/9781590510538>
78. Kline RB. *Principles and practice of structural equation modeling*. 5th ed. New York: Guilford Publications; 2023. <https://www.guilford.com/books/Principles-and-Practice-of-Structural-Equation-Modeling/Rex-Kline/9781462551910>
79. Brown TA. *Confirmatory factor analysis for applied research*. 2nd ed. New York: Guilford Publications; 2015. <https://www.guilford.com/books/Confirmatory-Factor-Analysis-for-Applied-Research/Timothy-Brown/9781462515363>
80. Triandis HC. *Individualism & collectivism*. Boulder (CO): Westview Press; 1995. Available from: <https://www.worldcat.org/isbn/9780813315303>
81. Triandis HC. Individualism-collectivism and personality. *J Pers*. 2001;69(6):907-924. <https://doi.org/10.1111/1467-6494.696169>
82. Whaley AL. *Cultural mistrust and mental health services for African Americans: a review and meta-analysis*. *Couns Psychol*. 2001;29(4):513-531. <https://doi.org/10.1177/0011000001294005>
83. Fonagy P, Luyten P. A multilevel perspective on the development of borderline personality disorder. In: Cicchetti D, editor. *Developmental psychopathology*. 3rd ed. Vol. 3. Hoboken (NJ): John Wiley & Sons; 2016. p. 726-792. <https://doi.org/10.1002/9781119125556.devpsy315>
84. Luyten P, Malcorps S, Fonagy P, Ensink K. Assessment of mentalizing. In: Bateman AW, Fonagy P, editors. *Handbook of mentalizing in mental health practice*. 2nd ed. Washington (DC): American Psychiatric Association Publishing; 2019. p. 43-65. Available from: <https://www.worldcat.org/isbn/9781615371464>
85. Bateman AW, Fonagy P. *Mentalization-based treatment for personality disorders: a practical guide*. Oxford (UK): Oxford University Press; 2016. <https://doi.org/10.1093/med/psych/9780199680375.001.0001>
86. Morosan L, Badoud D, Weibel S, et al. Alexithymia and mentalizing: Associations with aggressive behavior in adolescence. *Journal of Personality Disorders*. 2020;34(Supplement C):100-115.
87. Dimaggio, G., Lysaker, P. H., Carcione, A., Nicolò, G., & Semerari, A. (2008). Know yourself and you shall know the other... to a certain extent: Multiple paths of influence of self-reflection on mindreading. *Consciousness and Cognition*, 17(3), 778-789.
88. Taylor GJ, Bagby RM, Parker JDA. *Disorders of affect regulation: alexithymia in medical and psychiatric illness*. Cambridge (UK): Cambridge University Press; 1997. Available from: <https://www.worldcat.org/isbn/9780521558502>
89. Taylor GJ, Bagby RM. New trends in alexithymia research. *Psychother Psychosom*. 2004;73(2):68-77. <https://doi.org/10.1159/000075537>
90. Schwarzer NH, Heim N, Gimgelmaier S, Fonagy P, Nolte T. Mentalizing as a predictor of well-being and emotion regulation: longitudinal evidence from a community sample of young adults. *Psychol Rep*. 2024;127(2). <https://doi.org/10.1177/00332941211025268>
91. Cieślak M, Kozaka J, Golińska PB, Bidzan M. Mentalization and its relation to life satisfaction and the level of mental adjustment to illness in women with breast cancer—a pilot study. *Int J Environ Res Public Health*. 2022;19(16):10323. <https://doi.org/10.3390/ijerph191610323>
92. Sharp C, Fonagy P, Luyten P. Introduction: an interpersonal perspective on adolescent personality pathology. In: Sharp C, Fonagy P, Goodyer I, editors. *Social cognition and developmental psychopathology*. Oxford (UK): Oxford University Press; 2012. p. 1-15. Available from: <https://www.worldcat.org/search?q=ti:Social+cognition+and+developmental+psychopathology>
93. Sajadi SF, Mehrabizadeh Honarmand M, Arshadi N, Zargar Y. Predicting alexithymia in adolescents based on early trauma and attitudes toward father and mother. *J Fundam Ment Health*. 2015;17(3):109-114. <https://doi.org/10.22038/jfmh.2015.4310>
94. Schroeders U, Kubera F, Gnambs T. The structure of the Toronto Alexithymia Scale (TAS-20): a meta-analytic confirmatory factor analysis. *Assessment*. 2022;29(8):1806-1823. <https://doi.org/10.1177/10731911211033894>
95. González-Arias M, Martínez-Molina A, Galdames S, Urzúa A. Psychometric properties of the 20-Item Toronto Alexithymia Scale in the Chilean population. *Front Psychol*. 2018;9:963. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00963>
96. Torres S, Guerra MP, Miller K, Costa P, Cruz I, Vieira FM, et al. Factorial validity of the Toronto Alexithymia Scale (TAS-20) in clinical samples: a critical examination of the literature and a psychometric study in anorexia nervosa. *J Clin Psychol Med Settings*. 2019;26(1):33-46. <https://doi.org/10.1007/s10880-018-9562-y>

پیوست

پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی (۳۳سؤالی)

لطفاً عبارات زیر را با دقت بخوانید و با انتخاب یکی از ۵ گزینه موجود، مشخص کنید که هر کدام از جملات تا چه اندازه شما را توصیف میکنند. دقت داشته باشید که هیچ پاسخ درست یا غلطی وجود ندارد، لذا خواهشمندیم صادقانه گزینه‌ای را که بهتر با شما تطابق دارد انتخاب کنید. پاسخ‌های شما نزد پژوهشگر محفوظ خواهد بود.

کاملآ مخالفم	مخالفم	نه موافقم، نه مخالفم	موافقم	کاملآ موافقم	
					۱. اغلب تلاش می‌کنم آنچه برایم اتفاق می‌افتد را توضیح بدهم.
					۲. آدم تکانشگری هستم یعنی کارها را ناگهانی، بدون برنامه و بدون فکر کردن به عواقب آن‌ها انجام می‌دهم.
					۳. گاهی اوقات وضعیت خلقی و هیجانی من به طور ناگهانی تغییر می‌کند؛ مثلاً خوشحال هستم و ناگهان ناراحت می‌شوم یا آرام هستم و ناگهان عصبانی می‌شوم و نمی‌توانم مانع این تغییرات ناگهانی بشوم.
					۴. می‌توانم عمیق‌ترین جنبه‌های شخصیت افراد پیرامون خودم را درک کنم.
					۵. می‌توانم به افکار، احساسات و به‌طور کلی حال و هوای روحی روانی دیگران پی ببرم.
					۶. برای اینکه بتوانیم رفتار دیگران را درک کنیم، باید ابتدا احساس آن‌ها را درک کرده باشیم.
					۷. گاهی اوقات احساس می‌کنم دارم کنترل هیجانانتم را از دست می‌دهم.
					۸. می‌توانم به طور عمیقی درباره رفتارم تفکر و تأمل کنم.
					۹. ارتباط گرفتن با افراد دیگر، مانع از این می‌شود که من، خودم باشم.
					۱۰. به فهم فرایندهای ذهنی خودم مانند فرایند حافظه، احساس، ادراک و تفکر علاقه‌مند هستم.
					۱۱. می‌توانم ناکامی‌های زندگی روزمره را تحمل کنم.
					۱۲. دیگران من را درک نمی‌کنند.
					۱۳. بهتر است در مقابل دیگران هشیار، مراقب و برحذر باشیم.
					۱۴. وقتی دیگران درباره موضوعی با من صحبت می‌کنند می‌توانم با آن‌ها همدلی کنم؛ یعنی خودم را در موقعیت آن‌ها تصور کنم، احساسات و تجربیاتشان را درک کنم و پاسخی دلسوزانه بدهم.
					۱۵. از اینکه افکار و احساساتم را با دیگران در میان بگذارم می‌ترسم.

					۱۶. در مورد آنچه برایم اتفاق می‌افتد به طور عمیقی تفکر و تأمل می‌کنم.
					۱۷. تحلیل کردن رفتارم را کار مفیدی می‌دانم.
					۱۸. اغلب در رابطه با اینکه چرا رخدادها، اتفاق می‌افتند فکر می‌کنم.
					۱۹. چیزها برای من یا سیاه هستند یا سفید (یا کاملاً خوب هستند یا کاملاً بد).
					۲۰. به دیگران اعتماد ندارم.
					۲۱. در برابر آنچه برای دیگران اتفاق می‌افتد حساس هستم.
					۲۲. معمولاً می‌توانم خودم را بدون هیچ دشواری، با شرایط و بسترهای مختلف سازگار کنم.
					۲۳. گاه هیجانات متناقض و ناسازگاری مثل شادی و غم را به صورت هم‌زمان تجربه می‌کنم.
					۲۴. وقتی که روزگار مسائل و مشکلات دشواری را جلوی پایم می‌گذارد می‌توانم آن‌ها را سامان داده و حل‌وفصل کنم.
					۲۵. می‌توانم فشار و بار هیجانی موقعیت‌های پرتنش را تحمل کنم.
					۲۶. وقتی هیجان شدیدی را تجربه می‌کنم می‌توانم آن را کنترل کنم.
					۲۷. مردم مرا رها می‌کنند.
					۲۸. به راحتی می‌توانم نظرات و افکار دیگران را درک کرده و دیدگاه خودم را با دیدگاه آن‌ها همسو کنم.
					۲۹. بهتر است در مقابل غریبه‌ها هشیار، برحذر و مراقب باشیم.
					۳۰. می‌توانم با موقعیت‌های دشوار مقابله کنم.
					۳۱. آدم متفکر و پر اندیشه‌ای هستم.
					۳۲. مشتاقم بفهمم چرا بعضی اتفاقات برایم رخ می‌دهند.
					۳۳. برخی افراد، مسبب مشکلات من هستند.

پرسشنامه عملکرد انعکاسی

کاملاً مخالفم	مخالفم	تقریباً مخالفم	نه موافقم، نه مخالفم	اندرکی موافقم	تقریباً موافقم	کاملاً موافقم	
							افکار دیگران برایم نامعلوم است.
							همیشه نمی‌توانم بفهمم که چرا کاری را انجام می‌دهم.
							وقتی عصبانی می‌شوم حرف‌هایی می‌زنم که واقعاً نمی‌دانم چرا آن‌ها را می‌گویم.
							وقتی عصبانی می‌شوم حرف‌هایی می‌زنم که بعداً پشیمان می‌شوم.

							وقتی احساس ناامنی می‌کنم، ممکن است طوری رفتار کنم که دیگران را ناراحت کند.
							گاهی کارهایی می‌کنم که واقع دلیل آن‌ها را نمی‌دانم.
							همیشه می‌دانم چه احساسی دارم.
							احساسات شدید اغلب باعث می‌شوند نتوانم به‌خوبی فکر کنم.

مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو

کاملاً مخالفم	مخالفم	نه موافقم، نه مخالفم	موافقم	کاملاً موافقم	
					غالباً در مورد اینکه چه احساسی دارم، گیج می‌شوم.
					برای من سخت است که واژه‌های مناسب برای احساساتم پیدا کنم.
					حس‌های بدنی‌ای دارم که حتی دکترها هم متوجه نمی‌شوند.
					می‌توانم به‌راحتی احساساتم را توصیف کنم.
					ترجیح می‌دهم به‌جای توصیف ساده مشکلات، آن‌ها را تحلیل کنم.
					وقتی آشفتگی و پریشان می‌شوم، نمی‌دانم غمگینم یا ترسیده‌ام یا عصبانی‌ام.
					من غالباً از حس‌های موجود در بدنم حیرت‌زده می‌شوم.
					ترجیح می‌دهم صرفاً شاهد وقایع باشم تا اینکه پی ببرم، چرا این‌طور شد.
					احساساتی دارم که نمی‌توانم آن‌ها را کاملاً شناسایی کنم.
					آگاه بودن از احساسات لازم است.
					برای من سخت است که شرح دهم چه احساسی نسبت به دیگران دارم.
					دیگران از من می‌خواهند که احساساتم را بیشتر توضیح بدهم.
					نمی‌دانم چه چیزی در درونم می‌گذرد.
					غالباً نمی‌دانم چرا عصبانی هستم.
					ترجیح می‌دهم با دیگران در مورد فعالیت‌های روزمره آنها صحبت کنم تا احساسات آن‌ها.
					ترجیح می‌دهم فیلم‌های فکری (فهمیدنی) ببینم تا فیلم‌های مهیج.
					برای من سخت است که احساسات عمیق شخصی‌ام را، حتی برای دوستان صمیمی، آشکار کنم.
					می‌توانم حتی در موقع سکوت، نسبت به کسی احساس نزدیکی کنم.
					بررسی احساساتم را برای حل مشکلات شخصی مفید می‌دانم.
					توجه به معنای پنهان یک فیلم یا نمایش، انسان را از جنبه‌های تفریحی و لذت‌بخش آن باز می‌دارد.

مقیاس رضایت از زندگی

کاملاً مخالفم	مخالفم	نه موافقم، نه مخالفم	موافقم	کاملاً موافقم	
					زندگی من در اکثر موارد به آرمان‌هایم نزدیک بوده است.
					شرایط زندگی من عالی است.
					از زندگی‌ام راضی هستم.
					تاکنون هرآنچه را که در زندگی می‌خواستم به دست آورده‌ام
					اگر می‌توانستم زندگی دوباره داشته باشم تقریباً هیچ‌چیزی را تغییر نمی‌دادم.

زودآیند ویرایش نشده