Journal of Social Cognition *Open Access*

Autumn & Winter (2024), Volume 13, Issue 2, Serial 26: 67-82
DOI: https://doi.org/10.30473/sc.2025.75429.3089

ORIGINAL ARTICLE

Psychometric Properties of the Emotion Mentalizing Scale for Self and Others in University Students

Hanieh Ojaghi zadeh[1], Sajjad Basharpoor[*2]

1. Ph.D Student of Psychology, Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, University of Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran.
2. professor, Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, University of Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran.

Correspondence:
Sajjad Basharpoor
Email:
basharpoor_sajjad@uma.ac.ir

Received: 03/May/2024
Revised: 05/Jul/2024
Accepted: 09/Sep/2024

How to cite:
Ojaghi zadeh, H.; Basharpoor, S. (2024). Psychometric Properties of the Emotion Mentalizing Scale for Self and Others in University Students, *Journal of Social Cognition, 13 (26),* 67-82. (DOI: 10.30473/sc.2025.75429.3089)

ABSTRACT

Aim: This study investigated the psychometric properties of the Persian version of the Self and Other Emotional Mentalization Scale (Kasper et al., 2024) in a sample of Iranian university students. Emotional mentalization refers to the capacity to interpret and understand one's own and others' behaviors based on internal mental states such as emotions, thoughts, and beliefs. Accurate measurement of this construct is essential for advancing psychological research. Methods: The study population comprised all students at the University of Mohaghegh Ardabili during the 2023–2024 academic year. Using a multistage cluster random sampling method, 272 students (150 females and 122 males) were recruited. Participants completed the Emotional Mentalization Scale, the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (Garnefski et al., 2006), and the General Health Questionnaire (Goldberg, 1972). Data analyses were conducted using SPSS 27 and AMOS 24. Results: Exploratory factor analysis revealed three components—Self, Others, and Communication—accounting for 61% of the total variance. Confirmatory factor analysis supported this three-factor structure, yielding acceptable fit indices ($\chi^2/df = 2.34$, RMSEA = 0.07, CFI = 0.92). Cronbach's alpha coefficients ranged from 0.79 to 0.87 for the subscales and 0.89 for the total scale, indicating satisfactory internal consistency. Significant correlations with the external measures provided evidence for convergent validity ($p < .05$). Conclusion: The findings indicate that the Persian version of the Emotional Mentalization Scale is a reliable and valid tool for assessing emotional mentalization in Iranian student populations, offering valuable implications for research in psychology.

KEYWORDS

Emotional Mentalization, Validity, Reliability, Psychometric Properties, University Students.

Copyright © 2024 The Authors. Published by Payame Noor University.
This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Introduction

Emotional mentalization refers to the ability to interpret and understand one's own and others' behaviors on the basis of internal mental states such as feelings, thoughts, and beliefs. This construct is central to emotion regulation, social cognition, and psychological well-being, and deficits in mentalization have been linked to a wide range of clinical conditions including borderline personality disorder, depression, and anxiety. Accurate assessment of emotional mentalization is therefore essential for both research and clinical practice. Although several measures exist, many are lengthy, interview-based, or culturally bound, limiting their utility in non-Western contexts. To address these limitations, Kasper and colleagues (2024) developed the Mentalizing Emotions Questionnaire (MEQ), a brief self-report tool that captures self-related, other-related, and communicative aspects of mentalizing emotions. However, psychometric properties of the MEQ have not been examined in Persian-speaking populations, where cultural and linguistic differences may influence its validity and reliability. Establishing a culturally adapted measure is crucial for advancing mentalization research in Iran and for enabling cross-cultural comparisons. The present study aimed to translate the MEQ into Persian and evaluate its psychometric characteristics—including factor structure, internal consistency, and convergent validity—in a sample of Iranian university students. We hypothesized that the Persian MEQ would replicate the original three-factor model and demonstrate satisfactory reliability and significant positive correlations with related constructs such as cognitive emotion regulation and general psychological health.

Method

This correlational study employed a scale-development and validation design. The target population consisted of all students enrolled at the University of Mohaghegh Ardabili during the 2023–2024 academic year. Using multistage cluster random sampling, 272 students (150 females, 122 males; age range 18–45 years, M = 23.29, SD = 5.12) were recruited from three faculties and nine randomly selected classes. After obtaining informed consent, participants completed a demographic questionnaire, the Persian-translated MEQ, the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ), and the 12-item General Health Questionnaire (GHQ-12). The MEQ translation followed a rigorous forward–backward procedure. Expert panels evaluated content and face validity, computing the Content Validity Ratio (CVR) and Index (CVI). Internal consistency was assessed with Cronbach's alpha, and test–retest reliability was examined in a subsample of 40 students over a four-week interval. Construct validity was explored via exploratory factor analysis (EFA) using principal components with Varimax rotation, followed by confirmatory factor analysis (CFA) using maximum likelihood estimation. Model fit was evaluated with χ^2/df, RMSEA, CFI, GFI, AGFI, and IFI indices. Convergent validity was tested through Pearson correlations between MEQ subscales and CERQ as well as GHQ-12 scores. Data analyses were conducted with SPSS 27 and AMOS 24. Ethical approval was obtained from the university research committee, and all procedures adhered to the Declaration of Helsinki.

Results

Descriptive statistics indicated acceptable skewness and kurtosis for all MEQ items, supporting the use of parametric analyses. Content validity indices were satisfactory, with all items exceeding the CVR and CVI cut-offs (0.63). Cronbach's alpha coefficients demonstrated good to excellent internal consistency (Self = 0.79, Communication = 0.87, Others = 0.86, Total = 0.89). Test–retest reliability across a four-week interval ranged from 0.72 to 0.76 for subscales and 0.85 for the total score, indicating temporal stability. EFA supported a three-factor solution—Self, Communication, and Others—that accounted for 61.02% of total variance, closely mirroring the original scale. The Kaiser–Meyer–Olkin measure was 0.88 and Bartlett's test of sphericity was significant ($\chi^2 = 2002.80$, $p < .001$), confirming sampling adequacy. CFA

further validated the three-factor model, yielding acceptable fit indices ($\chi^2/df = 2.34$, RMSEA = 0.07, CFI = 0.92, GFI = 0.90, AGFI = 0.87, IFI = 0.93). All factor loadings exceeded 0.40. Convergent validity was evidenced by significant positive correlations of the MEQ total score with CERQ ($r = 0.23$, $p < .01$) and GHQ-12 ($r = 0.25$, $p < .01$). Inter-subscale correlations were also significant ($r = 0.38–0.44$, $p < .01$). A secondary analysis revealed notable gender differences: females scored higher than males on all three factors (Self: $F = 4.19$, $p = .041$; Communication: $F = 6.09$, $p = .014$; Others: $F = 12.84$, $p = .001$). These findings are consistent with prior research suggesting greater emotional awareness and interpersonal sensitivity in women. Collectively, the psychometric results support the structural integrity and reliability of the Persian MEQ as a multidimensional measure of emotional mentalization suitable for use in Iranian student populations.

Conclusion

The present study provides robust evidence that the Persian version of the Mentalizing Emotions Questionnaire is a valid and reliable instrument for assessing emotional mentalization among Iranian university students. Replication of the original three-factor structure underscores the cross-cultural applicability of the MEQ, while strong internal consistency, satisfactory test–retest reliability, and significant associations with cognitive emotion regulation and general health measures confirm its psychometric soundness. The observed gender differences further highlight the measure's sensitivity to theoretically relevant variables. Practically, the Persian MEQ offers researchers and clinicians a brief, multidimensional tool to evaluate both self-focused and interpersonal aspects of emotional mentalization in non-clinical and clinical settings. It can be employed in studies of emotion regulation, attachment, and resilience, as well as in the assessment of therapeutic outcomes in interventions such as mentalization-based therapy. Nonetheless, certain limitations should be acknowledged. The use of a convenience student sample restricts generalizability to other age groups, cultures, and clinical populations, and reliance on self-report may introduce social desirability bias. Future research should examine the scale's predictive validity, explore measurement invariance across diverse demographic groups, and combine self-report with behavioral or neurocognitive measures to capture the complexity of emotional mentalization. Despite these limitations, the Persian MEQ represents a valuable addition to the psychometric toolkit for advancing mentalization research and supporting culturally sensitive mental health assessment.

Keywords

Emotional Mentalization, Validity, Reliability, Psychometric Properties, University Students.

دوفصلنامه شناخت اجتماعی

دورهٔ چهاردهم، شمارهٔ ۲، پیاپی ۲۶، پاییز و زمستان ۱۴۰۳ (۸۲-۶۷)

DOI: 10.30473/sc.2025.75429.3089

«مقاله پژوهشی»

بررسی ویژگی‌های روانسجی مقیاس ذهنی‌سازی هیجانی خود و دیگران در دانشجویان

هانیه اوجاقی‌زاده[۱]، سجاد بشرپور*[۲]

۱. دانشجوی دکتری روانشناسی، گروه روانشناسی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران.

۲. استاد، گروه روانشناسی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران.

نویسنده مسئول:
سجاد بشرپور
رایانامه:
basharpoor_sajjad@uma.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۱۴
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۴/۱۵
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۱۹

استناد به این مقاله:
اوجاقی‌زاده، هانیه؛ و بشرپور، سجاد (۱۴۰۳). بررسی ویژگی‌های روانسجی مقیاس ذهنی‌سازی هیجانی خود و دیگران در دانشجویان، *دوفصلنامه شناخت اجتماعی*، ۱۳ *(۲۶)*، ۸۲-۶۷.
(DOI: 10.30473/sc.2025.75429.3089)

چکیده

چکیده: هدف از این پژوهش تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس ذهنی‌سازی هیجانی خود و دیگران (کسپر و همکاران، ۲۰۲۴) در میان دانشجویان ایرانی بود. ذهنی‌سازی هیجانی به توانایی درک و تفسیر رفتار خود و دیگران بر اساس حالات ذهنی نظیر احساسات، افکار و باورها اشاره دارد و سنجش دقیق آن در پژوهش‌های روان‌شناسی اهمیت ویژه‌ای دارد. جامعه آماری شامل کلیه دانشجویان دانشگاه محقق اردبیلی در سال تحصیلی ۱۴۰۴-۱۴۰۳ بود. نمونه‌ای متشکل از ۲۷۲ نفر (۱۵۰ دختر و ۱۲۲ پسر) از طریق نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شد. ابزارهای پژوهش شامل مقیاس ذهنی‌سازی هیجانی، مقیاس تنظیم شناختی هیجان (گارنفسکی و همکاران، ۲۰۰۶) و پرسشنامه سلامت عمومی (گلدبرگ، ۱۹۷۲) بود. داده‌ها با نرم‌افزارهای SPSS27 و AMOS24 تحلیل شدند. یافته‌ها نشان داد تحلیل عاملی اکتشافی سه عامل خود، دیگران و ارتباط را آشکار کرد که در مجموع ۶۱ درصد از واریانس کل را تبیین کردند. تحلیل عاملی تأییدی نیز مدل سه‌عاملی را تأیید کرد و شاخص‌های برازش در سطح مطلوب قرار گرفتند ($X^2/df = 2.34$؛ RMSEA = 0.07؛ CFI = 0.92؛ GFI = 0.93؛ AGFI = 0.87؛ IFI = 0.93؛ NFI = 0.88). ضرایب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌ها بین ۰/۷۹ تا ۰/۷۸ و برای کل مقیاس ۰/۸۹ به دست آمد که نشان‌دهنده پایایی درونی مناسب است. همچنین، همبستگی معناداری بین خرده‌مقیاس‌ها و ابزارهای ملاک (تنظیم شناختی هیجان و سلامت عمومی) مشاهده شد ($p < 0.05$) که روایی همگرای مقیاس را تأیید می‌کند. نتایج به‌طور کلی نشان می‌دهد که نسخه فارسی مقیاس ذهنی‌سازی هیجانی خود و دیگران از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوب برخوردار است و می‌تواند به‌عنوان ابزاری معتبر و پایا در پژوهش‌های روان‌شناسی میان جمعیت دانشجویی ایرانی مورد استفاده قرار گیرد..

واژه‌های کلیدی

ذهنی‌سازی هیجانی، روایی، پایایی، ویژگی‌های روانسنجی، دانشجویان.

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۳ ©. ناشر این مقاله، دانشگاه پیام نور است.

این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

مقدمه

تنظیم هیجان[1] به فرآیندهایی اشاره دارد که افراد از طریق آن‌ها هیجان‌های خود را تعدیل یا تغییر می‌دهند. این مفهوم که ریشه در حوزه‌های روان‌شناسی شناختی، علوم اعصاب و روان‌شناسی بالینی دارد، در عملکردهای شناختی، اجتماعی و سلامت روان نقش تعیین‌کننده‌ای ایفا می‌کند. تنظیم مؤثر هیجان مستلزم آگاهی از تجارب درونی و هیجان‌های شخصی است که در بستر تعاملات اجتماعی معنا می‌یابند و شامل توانایی در تفسیر حالات هیجانی خود و دیگران می‌شود. درواقع، تنظیم هیجان به فرد امکان می‌دهد تا در موقعیت‌های متنوع، هیجان‌های خود را مدیریت کند و روابط بین‌فردی سازنده‌تری داشته باشد (پرایس و کرول[2]، ۲۰۱۶). ضعف در این حوزه با دشواری در کنترل احساسات، افزایش استرس و اضطراب، و در نهایت بروز اختلالات روانی مرتبط است. (آلدو و شیپس و گراس[3]، ۲۰۱۵؛ قائمی، خیری، یزدانی و همکاران، ۱۴۰۳).

یکی از رویکردهای نوین برای درک تنظیم هیجان که این مقاله از دیدگاه آن به بررسی تنظیم هیجان پرداخته، نظریه‌ی ذهنی‌سازی هیجانی[4] است. ذهنی‌سازی هیجانی به توانایی تفسیر رفتار خود و دیگران بر اساس حالات ذهنی مانند احساسات، باورها و افکار اشاره دارد و از این طریق رفتار را قابل پیش‌بینی و معنادار می‌سازد. این سازه چندبعدی شامل آگاهی هیجانی و توانایی دیدگاه‌گیری شناختی در خصوص خود و دیگران است (لایتن، کامبل، آلیسون و همکاران[5]، ۲۰۲۰). توانایی بازتاب خود (مثلاً اینکه «چگونه احساس می‌کنم و این احساس چگونه بر رفتارم اثر می‌گذارد؟») و بازتاب میان‌فردی (مثلاً اینکه «دیگری چگونه احساس می‌کند و این احساس چه اثری بر رفتار او دارد؟») برای سازماندهی تعاملات اجتماعی و ایجاد بازنمایی‌های ذهنی از حالات هیجانی ضروری است (فوناگی، جرجلی، جوریست و همکاران[6]، ۲۰۱۵). ذهنی‌سازی به‌عنوان نقطه عطفی در رشد هیجانی و شناختی، مشابه یادگیری زبان، با ارتقای تدریجی آگاهی فرد از حالات ذهنی خود و دیگران همراه است. این سازه بر پایه نظریه‌های میان‌رشته‌ای چون روان‌کاوی مبتنی بر رابطه، شناخت اجتماعی، نظریه دلبستگی، آگاهی هیجانی و نظریه ذهن شکل گرفته است (توبر[7]، ۲۰۱۵). رشد اولیه ذهنی‌سازی به‌شدت تحت تأثیر هم‌تنظیمی هیجانی توسط مراقب قرار دارد و این امر بنیانی برای یادگیری تنظیم مستقل هیجان‌ها در کودک فراهم می‌آورد. تعاملات حساس و مکرر با مراقب به کودک می‌آموزد که هیجان‌ها تجربه‌هایی قابل پیش‌بینی و کنترل‌پذیر هستند و از این طریق بستر امنی برای ایجاد بازنمایی‌های درون‌فردی و تعدیل هیجانات مهیا می‌شود (فوناگی، جرجلی، جوریست و همکاران، ۲۰۱۵؛ فوناگی و تارگت[8]، ۲۰۱۱).

شواهد پژوهشی نشان داده‌اند که ذهنی‌سازی نقشی کلیدی در تغییرات درمانی ایفا می‌کند و نقص آن با اختلالات روانی مانند اختلال شخصیت مرزی، اختلال شخصیت ضد اجتماعی و افسردگی ارتباط دارد (صبور، زربخش و خونه‌کشی، ۲۰۲۳؛ نمت، ماتاری، هگی و همکاران[9]، ۲۰۱۸؛ نابوری هلپس و همکاران، فگنبان، فوناگی[10]، ۲۰۱۷؛ طهماسبی آشتیانی، وطنخواه امجد و قلی پور و همکاران، ۲۰۲۲). همچنین، درمان مبتنی بر ذهنی‌سازی در اختلال شخصیت مرزی اثربخشی بالاتری نسبت به درمان‌های مرسوم نشان داده است (شوارتز، نولته، فوناگی و همکاران[11]، ۲۰۲۱). در حوزه‌های غیربالینی نیز، توانایی ذهنی‌سازی به عنوان عاملی ارتقاءدهنده سلامت روان و مقاوم‌ساز در برابر استرس شناخته می‌شود (توبر، ۲۰۱۵؛ بلسپی، وایوز، آلونسو و همکاران[12]، ۲۰۱۹).

جوریست[13] (۲۰۱۸) ذهنی‌سازی هیجانی را پیشرفته‌ترین شکل تنظیم هیجانات می‌داند و بر پیچیدگی آن در فرآیند تنظیم هیجان تأکید می‌کند. او ذهنی‌سازی را متشکل از دو بعد خوداندیشی و بین‌فردی معرفی کرده است. برای سنجش خوداندیشی ابزارهایی مانند نسخه کوتاه مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور[14]، پرسشنامه عملکرد تأملی[15]، پرسشنامه ذهنی‌سازی[16] و پرسشنامه قطعیت درباره حالات ذهنی[17] طراحی شده‌اند. در مقابل، برای سنجش بعد بین‌فردی،

1. Emotion Regulation
2. Price & Crowell
3. Aldao & Sheppes & Gross
4. Mentalizing Emotions
5. Luyten & Campbell & Allison et al.,
6. Fonagy & Gergely & Jurist et al.,
7. Taubner
8. Fonagy & Target
9. Németh & Matrai & Hegyi et al.,
10. Newbury-Helps & Feigenbaum & Fonagy
11. Schwarzer & Nolte & Fonagy et al.,
12. Ballespi & Vives & Alonso et al.,
13. Jurist
14. Brief mentalaized Affectivity Scale (MAS-B)
15. Reflective Functioning Questionnaire (RFQ-6)
16. Mentalization Questionnaire (MZQ)
17. Mental States Questionnaire (CAMSQ)

ابزارهایی مانند مقیاس عملکرد تأملی[1] در قالب مصاحبه‌هایی همچون مصاحبه دلبستگی بزرگسالان به کار می‌روند. با وجود دقت این ابزارها، اجرای آن‌ها معمولاً زمان‌بر بوده و نیازمند آموزش گسترده برای دستیابی به قابلیت اعتماد است.

به همین دلیل کاسپر، هاسچید، برینگ و همکاران[2] (۲۰۲۴) در یک تلاش پژوهشی منسجم یک پرسشنامه خودگزارشی جدید برای ارزیابی ذهنی‌سازی احساسات ایجاد و اعتبارسنجی نمودند. این ابزار به‌صورت خودگزارشی، فرایند ذهنی‌سازی احساسات را از منظر شناسایی، پردازش و ارتباط احساسات، و نیز تمایز بین خود و دیگران مورد ارزیابی قرار می‌دهد. نتایج مطالعه نخست (N = 510) نشان داد که این مقیاس دارای یک عامل کلی با سه زیرعامل (خود، ارتباط، دیگران) است و ۶۵ درصد واریانس را تبیین می‌کند. مطالعه دوم (N = 509) نیز ساختار عاملی ۱۶ آیتمی MEQ را با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی (CFI = 0.95, RMSEA = 0.07, SRMR = 0.04) تأیید کرد و ویژگی‌های روان‌سنجی آن شامل همسانی درونی بالا (α = 0.92–0.95) و روایی مناسب را نشان داد.

با توجه به اینکه ابزارهای روان‌سنجی پس از ترجمه به زبان‌های دیگر نیازمند بررسی مجدد ویژگی‌های فرهنگی و روان‌سنجی هستند (خسروجردی و حیدری، ۱۴۰۳؛ شمس الدینی، احمدی و موسوی،۱۴۰۰)، سنجش روایی و پایایی نسخه فارسی مقیاس ذهنی‌سازی هیجانی اهمیت فراوانی دارد. از این رو، پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس ذهنی‌سازی هیجانی خود و دیگران (کاسپر، هاسچید، برینگ و همکاران، ۲۰۲۴) در میان دانشجویان ایرانی انجام گرفت.

روش‌شناسی پژوهش

روش پژوهش حاضر همبستگی است و با هدف توسعه و اعتباریابی یک ابزار روان‌سنجی انجام گرفته است. جامعه هدف شامل کلیه دانشجویان دانشگاه محقق اردبیلی در سال تحصیلی ۱۴۰۴-۱۴۰۳ بود. پس از ترجمه نسخه اصلی مقیاس از زبان انگلیسی به فارسی و بررسی ویژگی‌های جمعیت‌شناختی شرکت‌کنندگان، از روش‌های گوناگونی برای سنجش اعتبار (شامل روایی صوری، روایی محتوا، روایی همگرا و تحلیل عاملی اکتشافی و تاییدی) و پایایی (از طریق آلفای کرونباخ و آزمون–بازآزمون) استفاده شد. این مراحل به‌طور دقیق اجرا شدند تا اطمینان حاصل شود که ابزار مورد نظر از دقت، پایایی و روایی مناسبی برخوردار است. تمام تحلیل های آماری این پژوهش با spss27 و amos24 انجام شد.

نمونه‌گیری به روش خوشه‌ای تصادفی صورت گرفت. در گام اول، از میان ۱۰ دانشکده دانشگاه، سه دانشکده شامل کشاورزی و منابع طبیعی، فنی و مهندسی، و علوم اجتماعی انتخاب شدند. سپس در مرحله دوم، ۹ کلاس از این دانشکده‌ها به‌صورت تصادفی انتخاب شد. دانشجویان حاضر در کلاس‌های منتخب، پس از دریافت توضیحات کامل و اعلام رضایت آگاهانه، در پژوهش شرکت کردند. اطلاعاتی درباره هدف پژوهش، حفظ محرمانگی هویت شرکت‌کنندگان، و حق انصراف در هر زمان از مطالعه به آن‌ها ارائه شد. شرایط ورود به پژوهش شامل دانشجوی دانشگاه محقق بودن با سن بین ۱۸ تا ۴۵ سال، تمایل به همکاری در پژوهش و مهارت کافی در زبان فارسی بود. شرایط خروج از پژوهش نیز شامل عدم تمایل به همکاری، داشتن بیماری جسمی، مصرف دارو، و سوءمصرف مواد (بر اساس اظهارات شخصی شرکت‌کنندگان) در نظر گرفته شد. به منظور حفظ اصول اخلاقی، از شرکت‌کنندگان درخواست شد تا پرسشنامه‌ها را به صورت ناشناس تکمیل کنند و رضایت آگاهانه آن‌ها برای مشارکت در پژوهش نیز ثبت شد.

جزئیات فرآیند ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس ذهنی سازی هیجانی خود و دیگران در ادامه ارائه شده است.

ترجمه مقیاس به فارسی

نسخه اصلی این مقیاس به زبان انگلیسی موجود بود؛ بنابراین، گویه‌ها ابتدا از طریق یک فرآیند ترجمه تخصصی به زبان فارسی ترجمه شدند. برای اطمینان از دقت ترجمه، نسخه فارسی توسط گروهی مستقل از مترجمان دوباره به انگلیسی بازگردانده شد و مورد بررسی قرار گرفت. به منظور بهبود شفافیت و تسهیل درک بهتر گویه‌ها، برخی از موارد به‌صورت جزئی اصلاح شدند، بدون اینکه به معنای اصلی آن‌ها آسیبی وارد شود.

آمار توصیفی و پایایی

در این بخش، از آمار توصیفی برای ارائه یک نمای کلی از داده‌ها استفاده شد. معیارهایی مانند میانگین، میانه، کشیدگی

1. Reflective-Functioning Scale (RF Scale)
2. Kasper & Hauschild & Berning et al.,

و چولگی به‌کار گرفته شدند تا ویژگی‌های اصلی داده‌ها روشن‌تر شود و تحلیل اولیه از توزیع آن‌ها ارائه گردد.

برای بررسی پایایی ابزار، دو روش به کار گرفته شد: ضریب آلفای کرونباخ برای سنجش ثبات درونی و آزمون-بازآزمون برای ارزیابی قابلیت اطمینان زمانی. ضریب آلفای کرونباخ که در یک مرحله محاسبه می‌شود، میزان سازگاری و تناسب گروهی از سوالات را که یک سازه مشخص را می‌سنجند، تعیین می‌کند. بر اساس استانداردهای رایج، مقدار آلفای کرونباخ و ضریب بازآزمایی باید حداقل ۰/۷ باشد تا سوالات موردنظر در ابزار باقی بمانند (رینولد و سانتوس[1]، ۱۹۹۹).

برای محاسبه ضریب بازآزمایی، با استناد به پیشنهاد منابع معتبر مبنی بر استفاده از حجم نمونه‌ای بین ۳۰ تا ۵۰ نفر، ۴۰ نفر از شرکت‌کنندگان به‌صورت تصادفی انتخاب شدند. این افراد پس از گذشت چهار هفته، مجدداً به مقیاس پاسخ دادند (کوهن، سوردیک، فیلیپس و همکاران[2]، ۲۰۱۸). ضریب بازآزمایی با استفاده از روش همبستگی پیرسون محاسبه شد.

روایی محتوایی و صوری

برای اطمینان از روایی محتوایی ابزار، از نظر و قضاوت خبرگان استفاده شد. بدین منظور نسخه اولیه ابزار/پرسشنامه در اختیار ۱۰ متخصص مرتبط با موضوع پژوهش (شامل استادان دانشگاه) قرار گرفت. از آنان خواسته شد تا هر یک از گویه‌ها را از نظر وضوح، تناسب، ضرورت و شفافیت مورد ارزیابی قرار دهند. پیشنهادها و اصلاحات ارائه‌شده توسط خبرگان جمع‌آوری و در نسخه نهایی اعمال گردید. همچنین برای کمی‌سازی روایی محتوایی، شاخص نسبت روایی محتوا[3]بر اساس فرمول لاوشه و شاخص روایی محتوا[4] برای هر گویه محاسبه شد. گویه‌هایی که مقادیر CVR و CVI آن‌ها کمتر از ۰/۶۳ بودند، حذف یا بازنگری شدند.

روایی صوری به معنای ارزیابی میزان مناسب بودن ظاهر یک ابزار برای جمع‌آوری اطلاعات مورد نظر، به‌ویژه از دیدگاه پاسخ‌دهندگان است. در این پژوهش، روایی صوری ابزار با بهره‌گیری از دو رویکرد کیفی و کمی، همراه با محاسبه تأثیر آیتم‌ها، بررسی شد. برای ارزیابی کیفی روایی صوری، از گروهی متشکل از ده متخصص حوزه روان‌شناسی دعوت شد تا ابزار را به دقت مطالعه کرده و نظرات اصلاحی خود را به‌صورت مکتوب ارائه دهند. در این ارزیابی، جنبه‌هایی مانند سطح دشواری، عدم تناسب، ابهام در عبارات، محدودیت معنایی کلمات، رعایت قواعد دستوری، انتخاب واژگان مناسب، اهمیت و جایگاه هر سوال، و زمان مورد نیاز برای تکمیل ابزار مورد بررسی قرار گرفت.

تحلیل عاملی اکتشافی

به‌منظور شناسایی ساختار عاملی ابزار و بررسی روایی سازه، از تحلیل عامل اکتشافی با روش مؤلفه‌های اصلی[5] و چرخش متعامد واریماکس[6] استفاده شد. حجم نمونه آماری مورد نیاز برای تحلیل عامل اکتشافی بر اساس قاعده متداول تخصیص حداقل ۱۰ پاسخ‌دهنده به ازای هر گویه (هیر، بلک، بابین و همکاران[7]، ۲۰۱۰ تعیین گردید. با در نظر گرفتن احتمال ریزش حدود ۱۰ درصد، حجم نمونه اولیه افزایش یافت و در نهایت ۱۷۶ نفر برای این مرحله انتخاب شدند. پیش از انجام تحلیل، شاخص کفایت نمونه‌برداری[8] و آزمون کرویت بارتلت[9] محاسبه شد. مقدار بالاتر از ۰/۷۰ و معناداری آزمون بارتلت نشان‌دهنده کفایت داده‌ها و مناسب بودن آن‌ها برای تحلیل عاملی بود.

استخراج عوامل بر اساس مقادیر ویژه[10] (بزرگ‌تر از ۱) و بررسی نمودار اسکری[11] انجام گرفت. بار عاملی ۰/۴۰ به‌عنوان حداقل قابل قبول برای نگهداشت گویه‌ها در نظر گرفته شد و گویه‌هایی که بار عاملی کمتر از این مقدار داشتند یا بر روی بیش از یک عامل بارگذاری بالا نشان دادند، حذف یا بازنگری شدند.

تعداد عوامل نهایی با ترکیبی از معیارهای آماری و تفسیر نظری تعیین گردید و ساختار عاملی به‌دست‌آمده به‌عنوان مبنای تحلیل عامل تأییدی در مرحله بعد مورد استفاده قرار گرفت.

تحلیل عاملی تاییدی

پس از اجرای تحلیل عامل اکتشافی، به‌منظور تأیید ساختار عاملی استخراج‌شده، نمونه‌گیری مجدد از جامعه آماری انجام شد. حجم نمونه آماری در این مرحله بر اساس قاعده ضرب

1. Reynold & Santos
2. Cohen & Swerdlik & Phillips et al.,
3. Content Validity Ratio
4. Content Validity Index
5. Principal Components Analysis
6. Varimax Rotation
7. Hair & Black & Babin et al.,
8. Kaiser-Meyer-Olkin Measure of sampling adequacy
9. Bartlett's Test of Sphericity
10. Eigenvalues
11. Scree Plot

تعداد شاخص‌ها در عددی بین ۵ تا ۱۰ تعیین گردید. اگرچه فرمول واحد و استانداردی برای تعیین حجم نمونه در مدل‌سازی معادلات ساختاری وجود ندارد، اما برای افزایش دقت برآوردها و اعتبار نتایج، حجم نمونه بیشتری در نظر گرفته شد. در مجموع ۳۰۰ پرسشنامه گردآوری گردید که پس از حذف ۲۸ پرسشنامه ناقص یا دارای خطا، ۲۷۲ پرسشنامه معتبر برای تحلیل‌های آماری باقی ماند.

پیش از انجام تحلیل، پیش‌فرض‌های آماری شامل نرمال بودن توزیع داده‌ها و شناسایی داده‌های پرت چندمتغیره بررسی شد. نرمال بودن داده‌ها با استفاده از شاخص‌های چولگی و کشیدگی ارزیابی گردید و مقادیر به‌دست‌آمده در محدوده قابل قبول (۲- تا ۲) قرار داشت. پس از تأیید مفروضات، تحلیل عامل تأییدی با روش حداکثر درست‌نمایی[1] اجرا شد.

برای ارزیابی برازش مدل پیشنهادی، شاخص‌هایی نظیر مجذور خی به درجه آزادی (χ^2/df) ، شاخص نیکویی برازش (GFI)، شاخص اصلاح‌شده نیکویی برازش (AGFI)، شاخص برازش فزاینده (IFI) ، شاخص توکر-لوئیس (TLI) ، شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI) و خطای ریشه میانگین مجذور تقریب(RMSEA) محاسبه و گزارش گردید.

روایی همگرا

روایی همگرا[2] نشان می‌دهد ابزارهای سنجش یک سازه مفهومی تا چه حد با ابزارهای دیگر که همان سازه یا سازه‌های مرتبط را اندازه‌گیری می‌کنند، همبستگی مثبت و معنادار دارند. این مفهوم تأیید می‌کند که ابزار مورد نظر، سازه مورد نظر را به درستی و دقیق اندازه می‌گیرد و نتایج آن با ابزارهای شناخته‌شده یا نظریه‌های مرتبط همخوانی دارد. در بخش تحلیل داده‌ها، روایی همگرای پرسشنامه ذهنی سازی هیجانی خود و دیگران مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور، ضریب همبستگی پیرسون میان این مقیاس و تنظیم شناختی هیجان و سلامت عمومی محاسبه شد.

مقایسه جنسیتی در ذهنی‌سازی

مقایسه جنسیتی می‌تواند به تایید اعتبار یافته‌هایی که در پیشینه پژوهش تفاوت انها بین زن و مرد نشان داده شده است (مانند ذهنی‌سازی) کمک کند. بدین منظور به عنوان یک یافته جانبی از آزمون تحلیل واریانس یک‌طرفه برای بررسی تفاوت جنسیتی در ذهنی‌سازی استفاده شد.

ابزارهای پژوهش

مقیاس ذهنی سازی هیجانی خود و دیگران: این مقیاس توسط کاسپر، هاسچید، برینگ و همکاران در سال ۲۰۲۴ ساخته شده و شامل ۱۶ گویه است که ۳ خرده مقیاس خود (گویه‌های ۱، ۲، ۳، ۴، ۵) – تمرکز بر ذهنی‌سازی هیجانات خود و شناسایی و پردازش آن‌ها، خرده‌مقیاس ارتباط (گویه‌های ۶، ۷، ۸، ۹) – تمرکز بر بیان و ارتباط هیجانات خود با دیگران و خرده‌مقیاس دیگران (گویه‌های ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶) – تمرکز بر درک و شناسایی هیجانات دیگران و پردازش آن‌ها را بر اساس یک طیف لیکرت ۷ درجه‌ای که شامل گزینه‌هایی از هرگز (۱) تا همیشه (۷) است، مورد سنجش قرار می‌دهد. در خصوص روایی، این مقیاس با ابزارهای مرتبط همچون مقیاس‌های بازتاب ذهنی و اطمینان به وضعیت‌های ذهنی، همبستگی مثبت و معناداری نشان داده است ($P<۰/۰۵$)، که به‌ویژه در مورد خرده‌مقیاس‌های مرتبط با خود و دیگران بارزتر است. این مقیاس همچنین تفاوت‌های معناداری میان جنسیت‌ها و رابطه‌ای معکوس با سن نشان داده است، به‌طوری که افراد جوان‌تر توانایی بیشتری در ذهنی‌سازی هیجانات خود گزارش کرده‌اند (کاسپر، هاسچید، برینگ و همکاران ، ۲۰۲۴). پایایی درونی این مقیاس و خرده‌مقیاس‌های آن با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ عالی گزارش شده است (خرده‌مقیاس خود ۰/۹۴، ارتباط ۰/۹۲، دیگران ۰/۹۴ و کل مقیاس ۰/۹۵) همچنین، بررسی پایایی بازآزمایی نشان‌دهنده ثبات خوب این مقیاس در طول زمان است.

مقیاس تنظیم شناختی هیجان: مقیاس تنظیم شناختی هیجان توسط گارنفسکی، کراجی و اسپینون[3] در سال ۲۰۰۶ طراحی شده و شامل ۱۸ گویه است که ۹ خرده مقیاس خودسرزنشگری؛ تمرکز بر فکر/ نشخوارگری؛ دیگرسرزنشگری؛ فاجعه‌نمایی ؛ کم اهمیت شماری ؛ پذیرش؛ ارزیابی مجدد مثبت؛ تمرکز مجدد مثبت و تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی را در یک مقیاس لیکرت پنج درجه‌ای از (۱) هرگز تا (۵) همیشه مورد سنجش قرار می‌دهد. ضریب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌ها در نسخه اصلی بین۰/۶۸ تا

1 .Maximum Likelihood
2 .Convergent Validity
3 .Garnefski & Kraaij & Spinhoven et al.,

۰/۸۳ گزارش شده است که نشان‌دهنده همسانی درونی قابل قبول و مطلوب برای خرده‌مقیاس‌ها است. ضریب پایایی بازآزمایی با فاصله زمانی ۱۴ ماه بین ۰/۴۸ تا ۰/۶۱ بوده است که نشان از پایداری نسبی این مقیاس در طول زمان دارد. در بررسی‌های انجام‌شده، روایی سازه و همگرای این مقیاس از طریق همبستگی خرده‌مقیاس‌های آن با متغیرهای مرتبط مانند افسردگی و اضطراب تأیید شده است. این بررسی‌ها نشان داده‌اند که استراتژی‌های شناختی ناکارآمد (مانند نشخوار فکری و فاجعه‌آمیز کردن) با نشانه‌های افسردگی و اضطراب رابطه مثبت دارند، در حالی که استراتژی‌های کارآمد (مانند ارزیابی مثبت و برنامه‌ریزی) با سلامت روانی بالاتر در ارتباط هستند. در ایران، نسخه فارسی این پرسشنامه توسط سامانی و جوکار (۱۳۸۶) اعتبارسنجی شده است. ضریب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های پرسشنامه بین۰/۷۱ تا ۰/۸۱ و ضریب پایایی بازآزمایی آن با فاصله یک هفته بین۰/۷۵ تا ۰/۸۸ به دست آمده است که نشان‌دهنده همسانی درونی و پایداری خوب این پرسشنامه در ایران است و روایی آن نیز مطلوب گزارش شده است.

مقیاس سلامت عمومی (فرم ۱۲ گویه‌ای): این مقیاس در سال ۱۹۷۲ توسط گلدبرگ[1] طراحی شد تا به شناسایی اختلالات روانی در محیط‌ها و مراکز مختلف کمک کند. این مقیاس شامل دو عامل است: نشانه‌های سلامت روانی مثبت و نشانه‌های اختلال روانی. پرسش‌ها وضعیت روانی فرد را در چهار هفته گذشته ارزیابی کرده و به نشانه‌هایی از جمله افکار و احساسات نابهنجار و برخی جنبه‌های قابل مشاهده رفتار می‌پردازند. GHQیکی از شناخته‌شده‌ترین ابزارهای غربال‌گری در روان‌پزشکی و علوم رفتاری است و نقش برجسته‌ای در پیشبرد پژوهش‌های این حوزه داشته است (هاندرسون و ورهاک[2]، ۱۹۹۰). فرم GHQ-12شامل ۱۲ گویه از نسخه اصلی ۶۰ گویه‌ای قیاس است و شدت مشکلات روانی را در هفته‌های اخیر می‌سنجد (گلدبرگ و ویلیامز، ۱۹۸۸). نمره‌گذاری این مقیاس به صورت مقیاس لیکرت (۰، ۱، ۲، و ۳) انجام می‌شود، که در آن گزینه‌های الف تا د به ترتیب نمرات صفر تا سه را دریافت می‌کنند و حداکثر نمره ۳۶ خواهد بود. این مقیاس در ایران نیز توسط یعقوبی، کریمی، امیدی و همکاران (۱۳۹۸) هنجاریابی شده است. اعتبار سازه این مقیاس در جامعه ایرانی از طریق همبستگی بین خرده‌مقیاس‌ها با یکدیگر و با نمره کل سنجیده شده که نشان‌دهنده همبستگی قوی و معنادار است. ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۲ و ضریب اعتبار تصنیف اسپیرمن–براون ۰/۹۱ گزارش شده است (یعقوبی، کریمی، امیدی و همکاران، ۱۳۹۸).

یافته‌های پژوهش

ویژگی‌های جمعیت‌شناختی

در ابتدای این بخش ویژگی‌های جمعیت‌شناختی افراد شرکت‌کننده در پژوهش گزارش می‌شود. میانگین سنی دانشجویان ۲۳/۲۹ و انحراف معیار ۵/۱۲ بود. ۱۵۰ نفر از دانشجویان دختر (۵۵/۱۰ درصد) و ۱۲۲ نفر پسر (۴۴/۹۰ درصد) بودند. ۱۸۹ نفر از دانشجویان در مقطع کارشناسی (۶۹/۵۰ درصد)، ۶۱ نفر در مقطع کارشناسی ارشد (۲۲/۴۰ درصد) و ۲۲ نفر در مقطع دکترای تخصصی (۸/۱۰ درصد) مشغول به تحصیل بودند.

آمار توصیفی و شاخص‌های سنجش پایایی

در جدول ۱ شاخص‌های توصیفی و آلفای کرونباخ و ضریب بازآزمایی خرده مقیاس‌ها و کل مقیاس گزارش گردیده است.

جدول ۱. شاخص‌هان توصیفی و آلفای کرونباخ و ضریب بازآزمایی خرده مقیاس‌ها و کل مقیاس

خرده مقیاس‌ها	خود	ارتباط	دیگران	کل مقیاس
میانگین	۲۶/۱۵	۱۵/۰۸	۳۱/۴۱	۷۲/۶۵
انحراف استاندارد	۵/۲۵	۶/۰۹	۸/۰۱	۱۵/۵۰
کشیدگی	-۰/۷۵	۰/۰۶	-۰/۲۲	-۰/۱۸
چولگی	۰/۵۶	-۰/۶۷	-۰/۰۵	۰/۱۲
آلفای کرونباخ	۰/۷۹	۰/۸۷	۰/۸۶	۰/۸۹
ضریب بازآزمایی	۰/۷۳	۰/۷۶	۰/۷۲	۰/۸۵

با توجه به اینکه چولگی و کشیدگی متغیرهای پژوهش در دامنه مطلوب قرار دارد (بین ۲ تا ۲-)، می‌توان از آزمون‌های پارامتریک و تحلیل عامل تاییدی کوواریانس محور استفاده کرد. مقدار آلفای کرونباخ خرده‌مقیاس‌ها و کل مقیاس در حد قابل قبولی قرار داشت (۰/۷۰) که بیانگر سطح قابل‌قبولی از همسانی درونی می‌باشد. همچنین، ضرایب بازآزمایی مربوط به هر یک از زیرمقیاس‌ها نیز در محدوده قابل‌قبول و مطلوب قرار داشتند، که نشان‌دهنده همسانی درونی مناسب و پایایی مناسب در طول زمان می‌باشد. (جدول ۲).

1 .Goldberg
2 .Handerson & Verhak

جدول ۲. شاخص‌های توصیفی گویه‌ها، بارهای عاملی مؤلفه‌ها و ضرایب همسانی درونی آن‌ها

	گویه‌ها	میانگین	انحراف استاندارد	کجی	کشیدگی	همبستگی گویه با نمره کل
خود	گویه ۱	۵/۰۰	۱/۴۲	−۰/۵۷	۰/۱۲	*۰/۴۶
	گویه ۲	۵/۵۴	۱/۳۶	−۱/۰۸	۱/۰۹	*۰/۵۳
	گویه ۳	۵/۴۵	۱/۴۰	−۱/۰۷	۱/۱۱	*۰/۵۶
	گویه ۴	۵/۶۳	۱/۳۵	−۱/۲۸	۱/۸۴	*۰/۵۳
	گویه ۵	۴/۵۱	۱/۵۱	−۰/۲۷	−۰/۵۱	*۰/۵۵
ارتباط	گویه ۶	۳/۷۶	۱/۸۳	۰/۰۷	−۰/۹۹	*۰/۶۶
	گویه ۷	۳/۷۵	۱/۸۰	۰/۰۴	−۰/۹۵	*۰/۶۹
	گویه ۸	۳/۹۰	۱/۷۶	۰/۰۳	−۰/۸۷	*۰/۶۷
	گویه ۹	۳/۶۵	۱/۷۲	۰/۲۲	−۰/۷۸	*۰/۶۵
دیگران	گویه ۱۰	۴/۲۱	۱/۵۸	−۰/۱۵	−۰/۴۱	*۰/۶۱
	گویه ۱۱	۴/۷۶	۱/۴۴	−۰/۳۶	−۰/۳۲	*۰/۵۸
	گویه ۱۲	۴/۱۵	۱/۵۶	−۰/۰۴	−۰/۶۹	*۰/۶۷
	گویه ۱۳	۴/۸۳	۱/۵۴	−۰/۵۳	−۰/۲۴	*۰/۶۲
	گویه ۱۴	۴/۴۱	۱/۵۲	−۰/۲۵	−۰/۴۴	*۰/۶۰
	گویه ۱۵	۴/۹۲	۱/۳۶	−۰/۴۷	۰/۰۷	*۰/۶۵
	گویه ۱۶	۴/۱۰	۱/۶۸	−۰/۱۷	−۰/۷۹	*۰/۶۱

*همبستگی‌ها در سطح خطای نوع اول ۰/۰۵ معنادار می‌باشد (گویه‌های مقیاس در پایان مقاله ذکر شده‌اند)

همانطور که جدول ۲ نشان می‌دهد، تحلیل‌های توصیفی برای همه‌ی گویه‌ها انجام گرفته است. براساس اطلاعات، کجی و کشیدگی تمام گویه‌ها در بازه‌ی ۲- تا ۲+ قرار دارد. بنابراین استفاده از روش‌های پارامتریک امکان‌پذیر می‌باشد.

روایی محتوایی و صوری

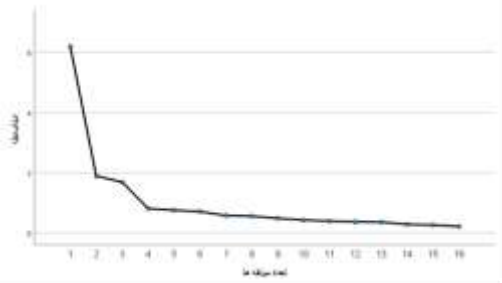
نتایج تحلیل روایی محتوایی نشان داد که مقادیر CVR برای تمامی گویه‌ها در دامنه ۰/۸۰ تا ۱ قرار داشت و همگی بالاتر از حد آستانه جدول لاوشه بودند؛ بنابراین، تمامی گویه‌ها به‌عنوان ضروری و بااهمیت تأیید شدند. شاخص CVI کل ابزار نیز بیش از ۰/۶۳ به‌دست آمد که بیانگر وضوح، تناسب و سادگی مطلوب گویه‌ها است.

در ارزیابی روایی صوری، بازخورد شرکت‌کنندگان منجر به اصلاح مواردی از ابهام و کاهش پیچیدگی در برخی گویه‌ها شد. پس از اعمال این تغییرات، تمامی گویه‌ها از نظر شفافیت و قابل فهم بودن مورد تأیید قرار گرفتند.

تحلیل عامل اکتشافی

بر اساس نتایج ارائه‌شده در جدول ۲، سه مؤلفه اصلی شناسایی شد که به‌ترتیب بیانگر ابعاد «خود»، «ارتباط» و «دیگران» هستند. این مؤلفه‌ها مجموعه‌ای از گویه‌ها را پوشش می‌دهند که هر یک به‌خوبی نمایانگر بعد مربوطه بوده و ساختار عاملی ابزار را تأیید می‌کنند.

در ادامه تحلیل عاملی اکتشافی انجام شد. با اجرای یک تحلیل عاملی اولیه، مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی موردبررسی قرار گرفت. مقدار شاخص کفایت نمونه‌گیری برابر با ۰/۸۸ بود که این مقدار نشان داد که نمونه حاضر از کفایت مطلوبی برای تحلیل برخوردار است. هم‌چنین، آزمون کرویت بارتلت نیز ازلحاظ آماری معنی‌دار بود (χ^2 ۲۰۰۲/۸۰ =، p<۰/۰۰۱) که این مقدار از قابلیت اجرای تحلیل عاملی بر روی داده‌ها پشتیبانی کرد. براساس مقادیر ویژه، سه مؤلفه بالاتر از یک بودند که درمجموع ۶۱/۰۲ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کرد. نمودار اسکری (نمودار سنگ‌ریزه) مربوط به سهم ارزش ویژه عوامل در تصویر شماره ۱ نشان داده شده است.

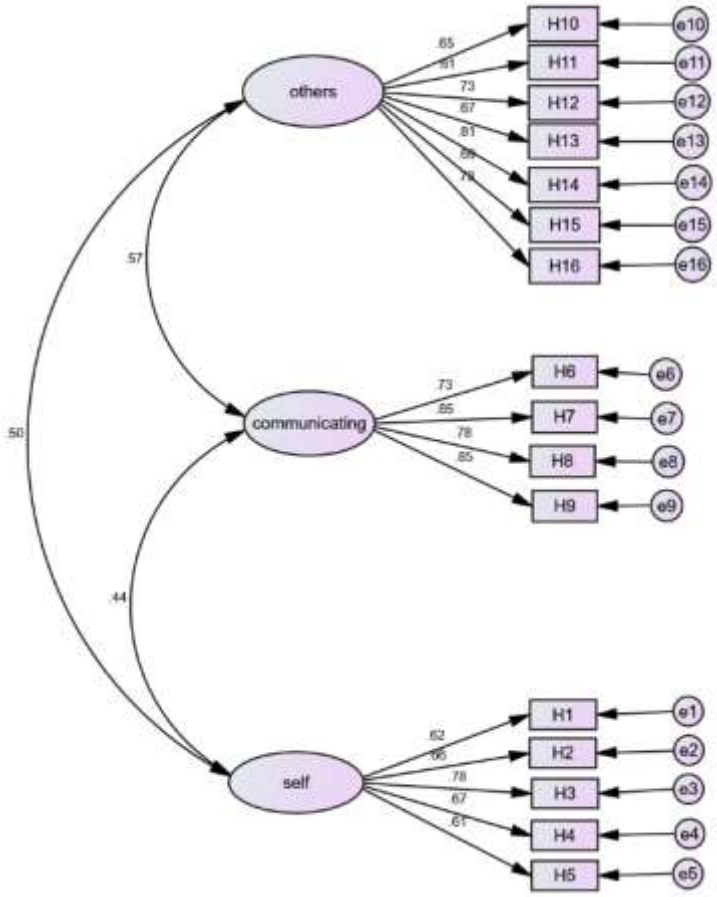


شکل ۱. نمودار اسکری مربوط به ارزش ویژه تعیین شده

تحلیل عامل تاییدی

در ادامه، ساختار مدل ترسیمی تحلیل عاملی تأییدی با استفاده از نرم‌افزار AMOS نمایش داده شده است (شکل ۲). همان‌طور که در شکل ۲ مشاهده می‌شود، تمامی بارهای عاملی بالاتر از ۰/۴ هستند، که این موضوع نشان می‌دهد که نیازی به حذف گویه وجود ندارد.

به‌منظور بررسی برازش مدل سه عاملی استخراج‌شده، تحلیل عاملی تاییدی انجام شد که نتایج آن در ادامه گزارش می‌شود. پیش‌فرض‌های عمده تحلیل عاملی تاییدی مانند حجم کافی گروه، نرمال بودن توزیع داده‌ها (مقادیر کجی و کشیدگی بین ۲- تا ۲+ قرار داشت) و خطی بودن رابطه متغیرها موردبررسی و تأیید قرار گرفت.



شکل ۲. مدل تحلیل عاملی تائیدی مقیاس ذهنی سازی هیجانی و ساختار ۳ عاملی آن

جدول ۳. شاخص‌های برازش تحلیل عاملی تأییدی مقیاس ذهنی سازی هیجانی

شاخص	df	X^2	X^2/df	RMSEA	NFI	CFI	IFI	AGFI	GFI
ارزش	۱۰۱	۲۳۷/۱۳	۲/۳۴	۰/۰۷	۰/۸۹	۰/۹۲	۰/۹۳	۰/۸۷	۰/۹۰
مقدار قابل قبول	–	–	کمتر از ۳	کمتر از ۰/۰۸	بیشتر از ۰/۹	بیشتر از ۰/۹	بیشتر از ۰/۹	بیشتر از ۰/۹	بیشتر از ۰/۹
نتیجه	–	–	قابل قبول	قابل قبول	قابل قبول	قابل قبول	قابل قبول	قابل قبول	قابل قبول

همان‌گونه که در جدول ۳ نمایش داده شده است، شاخص های برازش مدل ترسیمی قابل قبول است. اگرچه شاخص برازش NFI اندکی کمتر از مقدار قابل است ولی با توجه به قابل قبول بودن سایر شاخص های

برازش، می‌توان از ۰/۱ کمتر بودن NFI صرف نظر کرد. بنابراین مدل از برازش قابل قبولی برخوردار است.

روایی همگرا

در ادامه جهت ارزیابی روایی همگرا پرسشنامه، از روش محاسبه ضرایب همبستگی میان خرده‌مقیاس‌های این پرسشنامه و پرسشنامه‌های تنظیم شناختی هیجان و سلامت عمومی استفاده شد. (جدول ۴).

جدول ۴. ضرایب همبستگی پیرسون بین خرده مقیاس‌های ذهنی سازی هیجانی و تنظیم شناختی هیجان و سلامت عمومی

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱. خود	۱					
۲. ارتباط	۰/۳۸**	۱				
۳. دیگران	۰/۴۳**	۰/۴۰**	۱			
۴. کل مقیاس	۰/۳۸**	۰/۴۱**	۰/۴۴**	۱		
۴. تنظیم شناختی هیجان	۰/۱۴*	۰/۱۸**	۰/۱۹**	۰/۲۳**	۱	
۵. سلامت عمومی	۰/۱۲*	۰/۱۹**	۰/۱۲*	۰/۴۵**	۰/۲۵**	۱

همانگونه که در جدول ۴ مفروض است، رابطه تمام خرده مقیاس‌ها با یک دیگر معنادار است. همچنین، رابطه تنظیم شناختی هیجان و سلامت عمومی نیز با خرده مقیاس‌های ذهنی سازی هیجانی معنی دار می‌باشد (P<۰/۰۵).

یافته‌ی جانبی

مقایسه نمرات مردان و زنان در ذهنی‌سازی

در نهایت، به‌عنوان یک یافته تکمیلی، تفاوت‌های جنسیتی در ذهنی سازی هیجانی با استفاده از آزمون تحلیل واریانس یک‌طرفه بررسی شد. نتایج این تحلیل در جدول ۵ ارائه شده است.

همانگونه که در جدول بالا نشان داده شده است، زنان نسبت به مردان در هر ۳ مولفه نمرات بالاتری کسب کرده‌اند و تفاوت آنها در هر سه مولفه (خود، ارتباط و دیگران) معنادار است (P<۰/۰۵).

جدول ۵. مقایسه نمرات مردان و زنان در مولفه‌های ذهنی سازی هیجانی

متغیر	جنس	میانگین	انحراف استاندارد	مجموع مجذورات	درجه آزادی	میانگین مجذورات	F	معناداری
خود	دختر	۲۶/۷۴	۴/۹۱	۱۱۴/۶۷	۱	۱۱۴/۶۷	۴/۱۹	۰/۰۴۱
	پسر	۲۵/۴۳	۵/۵۸					
ارتباط	دختر	۱۵/۹۰	۶/۲۶	۲۲۲/۳۷	۱	۲۲۲/۳۷	۶/۰۹	۰/۰۱۴
	پسر	۱۴/۰۸	۵/۷۵					
دیگران	دختر	۳۲/۹۵	۷/۵۶	۷۹۰/۹۵	۱	۷۹۰/۹۵	۱۲/۸۴	۰/۰۰۱
	پسر	۲۹/۵۲	۸/۱۷					

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف معرفی و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس ذهنی‌سازی هیجانی و تبیین جایگاه آن در حوزه‌های پژوهشی و بالینی انجام شد. MEQ با تمرکز هم‌زمان بر ابعاد درون‌فردی و بین‌فردی ذهنی‌سازی، خلأ موجود در بسیاری از ابزارهای پیشین را که عمدتاً بر پردازش هیجانات شخصی متمرکز بوده‌اند، پوشش می‌دهد. این رویکرد دوسویه، امکان ارزیابی جامع‌تری از توانایی فرد در درک، تفسیر و بازنمایی هیجانات خود و دیگران فراهم می‌کند و آن را به ابزاری کارآمد برای تحلیل تعاملات اجتماعی، کیفیت روابط و مهارت‌های هیجانی بدل می‌سازد.

ساختار سه‌بعدی مقیاس (خود، ارتباط، دیگران) بر چندبعدی‌بودن فرایند ذهنی‌سازی تأکید دارد و نشان می‌دهد که این فرایند صرفاً به پردازش شناختی ـ هیجانی فردی محدود نیست، بلکه ابعاد اجتماعی، تعاملی و بافت‌محور مهمی را نیز در بر می‌گیرد. این ویژگی، MEQ را به ابزاری ارزشمند برای بررسی هم‌زمان مهارت‌های شناختی، هیجانی و بین‌فردی تبدیل می‌کند و امکان مطالعه روابط پیچیده میان این ابعاد را فراهم می‌آورد.

یافته‌های همبستگی مثبت MEQ با سازه‌هایی مانند

تنظیم شناختی هیجان و سلامت روان، دلالت‌های نظری و عملی مهمی دارد. این ارتباط بیانگر آن است که ذهنی‌سازی هیجانی می‌تواند نقش واسطه‌ای میان پردازش هیجانی و پیامدهای روان‌شناختی ایفا کند؛ به این معنا که افراد با ظرفیت بالاتر در ذهنی‌سازی، از راهبردهای سازگارانه‌تری برای مواجهه با موقعیت‌های استرس‌زا استفاده می‌کنند، کمتر درگیر اجتناب تجربه‌ای می‌شوند و در نتیجه از سطح بالاتری از سلامت روان برخوردارند (هسگرن آلجی، حاسانلی، سیگیلی و همکاران[1]، ۲۰۲۳). این یافته با مدل‌های نظری که بر پیوند میان کارکردهای شناختی-هیجانی و سازگاری روان‌شناختی تأکید دارند، همسو است.

نتایج تحلیل واریانس نشان داد که زنان در هر سه مؤلفه ذهنی‌سازی هیجانی نمرات بالاتری نسبت به مردان کسب کردند. این تفاوت را می‌توان در چارچوب نظریه تکاملی و مدل ذهنی‌سازی فوناگی و همکاران تبیین کرد. از منظر تکاملی، نقش‌های تاریخی مراقبتی و پرورشی زنان موجب پرورش حساسیت بیشتر به نشانه‌های هیجانی خود و دیگران شده است (گری[2]، ۲۰۱۰) این حساسیت، مزیت بقا و بهبود کیفیت روابط اجتماعی را فراهم کرده و در ساختارهای شناختی-هیجانی تثبیت شده است. بر اساس مدل فوناگی و فوناگی، جرجلی، جوریست و همکاران (۲۰۰۲)، ذهنی‌سازی حاصل تعامل تنظیم هیجان و کیفیت روابط دلبستگی است. شواهد نشان می‌دهد که زنان به‌طور میانگین سبک‌های دلبستگی ایمن‌تر و گرایش بیشتری به راهبردهای هیجان‌مدار دارند (نولن هوکسما[3]، ۲۰۱۲)؛ عواملی که می‌توانند ظرفیت پردازش و تبیین هیجانات خود و دیگران را تقویت کنند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که تفاوت‌های جنسیتی در ذهنی‌سازی هیجانی، هم ریشه‌های زیستی-تکاملی دارند و هم بازتابی از الگوهای دلبستگی و تنظیم هیجان هستند.

از نظر کاربردی، MEQ قابلیت استفاده در محیط‌های بالینی، آموزشی و پژوهشی را دارد. این ابزار می‌تواند در غربالگری اختلالات مرتبط با تنظیم هیجان (مانند افسردگی، اضطراب یا اختلالات شخصیت) و همچنین در طراحی مداخلات مبتنی بر ذهنی‌سازی، آموزش مهارت‌های ارتباطی و بهبود کیفیت روابط بین‌فردی به کار رود. در محیط‌های آموزشی، MEQ می‌تواند به شناسایی نیازهای مهارتی دانش‌آموزان یا دانشجویان در حوزه هوش هیجانی و تعاملات اجتماعی کمک کند. در محیط‌های بالینی نیز می‌تواند به درمانگران در انتخاب و پایش مداخلات هدفمند یاری رساند.

با وجود این نقاط قوت، محدودیت‌هایی نیز باید مورد توجه قرار گیرد. تمرکز بر نمونه دانشجویی و اتکا به ابزارهای خودگزارشی می‌تواند تعمیم‌پذیری نتایج را محدود کند و احتمال سوگیری پاسخ‌دهی را افزایش دهد. همچنین، استفاده از روش‌های تک‌بعدی سنجش ممکن است نتواند پیچیدگی کامل فرایند ذهنی‌سازی هیجانی را منعکس کند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آینده با استفاده از نمونه‌های متنوع‌تر از نظر سن، جنسیت، فرهنگ و وضعیت بالینی، و به‌کارگیری روش‌های چندوجهی مانند مصاحبه‌های بالینی، ارزیابی‌های مشاهده‌ای و آزمون‌های عصب‌روان‌شناختی، اعتبار و کارایی MEQ را با دقت بیشتری بررسی کنند.

در مجموع، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که MEQ ابزاری معتبر، چندبعدی و کاربردی برای سنجش ذهنی‌سازی هیجانی است که می‌تواند به پیشبرد پژوهش‌های آکادمیک، ارتقای مداخلات بالینی و فهم عمیق‌تر از نقش ذهنی‌سازی در سلامت روان و تعاملات اجتماعی کمک کند. این مقیاس با ساختار منسجم و قابلیت‌های کاربردی خود، ظرفیت آن را دارد که به‌عنوان یک ابزار استاندارد در حوزه‌های مختلف روان‌شناسی و علوم رفتاری مورد استفاده قرار گیرد.

تضاد منافع

در این پژوهش هیچ‌گونه تضاد منافع میان پژوهشگران وجود ندارد.

1 .Hosgoren Alıcı, Hasanli, Saygılı & et al.,
2 .Hosgoren Alıcı, Hasanli, Saygılı & et al.,
3 .Nolen-Hoeksema

تشکر و قدردانی

پژوهشگران بر خود موظف می‌دانند از تمامی دانشجویانی که در این پژوهش شرکت داشتند، کمال تشکر و قدردانی را بیان نمایند.

منابع

Aldao, A., Sheppes, G., & Gross, J. J. (2015). Emotion regulation flexibility. *Cognitive Therapy and Research, 39*, 263-278. [link]

Ballespi, S., Vives, J., Alonso, N., Sharp, C., Salvadora Ramirez, M., Fonagy, P., & Barrantes-Vidal, N. (2019). To know or not to know: Mentalization as a protection from somatic complaints. *PLoS One, 14*, e0215308. [link]

Cohen RJ, Swerdlik ME, Phillips SM. Psychological testing and assessment: An introduction to tests and measurement, 9th ed. Mountain View, CA, US: Mayfield Publishing Co; 2018. xxviii, 798 p. [link]

Fonagy, P., & Luyten, P. (2018). Attachment, mentalizing, and the self. In J. Livesley & R. Larstone (Eds.), *Handbook of personality disorders: Theory, research, and treatment* (pp. 123–140). New York, London: The Guilford Press. [link]

Fonagy, P., & Target, M. (2011). *Psychoanalyse und die Psychopathologie der Entwicklung.* Stuttgart: Klett-Cotta. [link]

Fonagy, P., Gergely, G., Jurist, E., & Target, M. (2002). *Affect regulation, mentalization, and the development of the self.* New York: Other Press. [link]

Fonagy, P., Gergely, G., Jurist, E., & Target, M. (2015). *Affektregulierung, Mentalisierung und die Entwicklung des Selbst.* Stuttgart: Klett-Cotta. [link]

Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2002). *Manual for the use of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ).* Leiderdorp, The Netherlands: DATEC. [link]

Geary, D. C. (2010). Male, female: The evolution of human sex differences (2nd ed.). American Psychological Association. [link]

Ghaemi, A., Kheiri, Y., Yazdani, S., & Shalchi, B. (2024). Psychometric properties of the Yamaguchi Emotional Vulnerability Scale in the Iranian population. *Journal of Disability Studies, 14,* 69–89. (Persian) [link]

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). Multivariate Data Analysis (7th ed.). Pearson.

Handerson, M. M., & Verhak, P. M. (1990). Determinants of the help-seeking process: Goldberg and Huxley first level and first filter. *Psychological Medicine, 25*, 95-104. [link]

Hosgoren Alıcı, Y., Hasanli, J., Saygılı, G., & Koçak, O. M. (2023). The importance of mentalization, coping mechanisms, and perceived stress in the prediction of resilience of healthcare workers. Psychology, health & medicine, 28(9), 2635–2646. [link]

Jurist, E. (2018). *Minding emotions: Cultivating mentalization in psychotherapy.* New York, NY: Guilford Press. [link]

Kasper, L. A., Hauschild, S., Berning, A., Holl, J., & Taubner, S. (2024). Development and validation of the Mentalizing Emotions Questionnaire: A self-report measure for mentalizing emotions of the self and other. *PLoS One, 19*(5), e0300984. [link]

Kelly, M. M., Tyrka, A. R., Price, L. H., & Carpenter, L. L. (2008). Sex differences in the use of coping strategies: Predictors of anxiety and depressive symptoms. *Depression and Anxiety, 25*(10), 839-846. [link]

Khosrojerdi, Z., & Heidari, M. (2024). Investigating the psychometric properties of the Parent-Child Version of the Competency-Based Parenting Scale. *Quarterly Journal of Applied Psychology, 18*(2), 86–106. (Persian) [link]

Kline, R. B. (2011). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (4th ed.). New York: Guilford Press. [link]

Luyten, P., Campbell, C., Allison, E., & Fonagy, P. (2020). The mentalizing approach to psychopathology: State of the art and future directions. *Annual Review of Clinical Psychology, 16*. [link]

Németh, N., Matrai, P., Hegyi, P., Czeh, B., Ctopf, L., Hussain, A., & Simon, M. (2018). Theory of mind disturbances in borderline personality disorder: A meta-analysis. *Psychiatry Research, 270*, 143–153. [link]

Newbury-Helps, J., Feigenbaum, J., & Fonagy, P. (2017). Offenders with antisocial personality disorder display more impairments in mentalizing. *Journal of Personality Disorders, 31*, 232–255. [link]

Nolen-Hoeksema S. (2012). Emotion regulation and psychopathology: the role of gender. Annual review of clinical psychology, 8, 161–187. [link]

Pallant, J. (2020). *SPSS survival manual: A step by step guide to data analysis using IBM SPSS.* McGraw-Hill Education (UK). [link]

Pasha, S., Hosseinian, S., & Pardelan, N. (2024). Construction and validation of a native scale of successful transition of students from university to work. *Quarterly Journal of Applied Psychology, 18*(1), 131–154. (Persian) [link]

Price, C. J., & Crowell, S. E. (2016). Interoceptive awareness skills for emotion regulation: Theory and approach of Mindful Awareness in Body-Oriented Therapy (MABT). *Frontiers in Psychology, 7*, 798. [link]

Rakoczy, H. (2022). Foundations of theory of mind and its development in early childhood. *Nature Reviews Psychology, 1*(4), 223–235. [link]

Reynold J, Santos A. Cronbach's alpha: A tool for assessing the reliability of scales. The journal of extension. 1999;37(7):35-6. [link]

Sabour, S., Zarbakhsh, M., & Khounekeshi, A. (2023). Structural model of borderline personality disorder symptoms based on childhood trauma and emotion dysregulation with the mediating role of mentalization. *Applied Family Therapy, 4*(3), 337–354. (Persian) [link]

Samani, S., & Jokar, B. (2007). Validity and reliability of the Persian version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire. *Journal of Social and Human Sciences of Shiraz University, 26*(1), 65–76. . (Persian) [link]

Schwarzer, N.-H., Nolte, T., Fonagy, P., & Gingelmaier, S. (2021). Mentalizing and emotion regulation: Evidence from a nonclinical sample. *International Forum of Psychoanalysis, 30*(1), 34–45. [link]

Shamseddini, S., Ahmadi, A., & Mousavi, S. (2021). Standardization of the Aging Life Satisfaction Index (ALSI). *Applied Psychology, 3*(59), 477–495. (Persian) [link]

Tahmasebi Ashtiani, E., Vatankhah Amjad, F., Karim Gholipour, N., & Soleimani, H. (2022). The effectiveness of mentalization-based therapy on insecure attachment, fear of intimacy, and suicidal thoughts in individuals with major depressive disorder. *Journal of Psychiatric Nursing, 10*(2), 85–97. . (Persian) [link]

Tamres, L. K., Janicki, D., & Helgeson, V. S. (2002). Sex differences in coping behavior: A meta-analytic review and an examination of relative coping. *Personality and Social Psychology Review, 6*(1), 2-30. [link]

Taubner, S. (2015). *Konzept Mentalisieren: Eine Einführung in Forschung und Praxis.* Gießen: Psychosozial-Verlag. [link]

Tollenaar, M. S., & Overgaauw, S. (2020). Empathy and mentalizing abilities in relation to psychosocial stress in healthy adult men and women. *Heliyon, 6*(8). [link]

Yaghoubi, H., Karimi, M., Omidi, A., Barooti, A., & Abedi, M. (2012). Validation and factor structure of the General Health Questionnaire (GHQ-12) among students. *Behavioral Sciences Journal, 6*(2), 153–160. (Persian) [link]

مقیاس ذهنی‌سازی هیجانی خود و دیگران (کسپر و همکاران، ۲۰۲۴)

خود

۱. من به احساسات خودم علاقه‌مند هستم.
۲. علاقه دارم احساساتم را درک کنم.
۳. سعی می‌کنم دلایل مختلف احساساتم را بفهمم.
۴. فکر می‌کنم فهمیدن علل احساساتم مفید است.
۵. با کمی فاصله، می‌توانم احساساتم را به شکل جدیدی درک کنم.

ارتباط برقرار کردن

۶. فکر می‌کنم صحبت کردن با دیگران درباره احساساتم هیجان‌انگیز است.
۷. می‌توانم احساسات مختلفم را برای دیگران توضیح دهم.
۸. فکر می‌کنم صحبت درباره احساساتم مفید است.
۹. می‌توانم با دیگران درباره تغییرات احساساتم صحبت کنم.

دیگران

۱۰. من به احساسات دیگران علاقه‌مند هستم.
۱۱. می‌توانم احساسات متضاد در دیگران را درک کنم.
۱۲. فکر می‌کنم شناخت احساسات دیگران غنی‌کننده و پربار است.
۱۳. سعی می‌کنم موقعیت‌ها را از دیدگاه شخص مقابل ببینم.
۱۴. از نظر من تأمل درباره دلایل احساسات دیگران مفید است.
۱۵. با گذشت زمان، می‌توانم احساسات دیگران را بهتر درک کنم.
۱۶. فکر می‌کنم اندیشیدن به منشأ احساسات دیگران هیجان‌انگیز است.